

Direction des Ressources Vivantes  
Département Ressources Halieutiques

VIGNEAU Joël\*  
FIFAS Spyros\*\*  
FOUCHER Eric\*

Février 2001 – DRV/RH/RST/2001-01

\* Station IFREMER de Port-en-Bessin, 14520 Port-en-Bessin

\*\* Centre IFREMER de BREST, 29280 Plouzane

ifremer

# Les campagnes d'évaluation du stock de coquille Saint- Jacques en Manche orientale : méthodologie et estimation des indices d'abondance



Campagnes COMOR  
(Coquille Manche Orientale)

**FICHE DOCUMENTAIRE**

<p><b>Numéro d'identification du rapport :</b> DRV/RH/RST/2001-01</p> <p><b>Diffusion :</b> libre <input checked="" type="checkbox"/> restreinte <input type="checkbox"/> interdite <input type="checkbox"/></p> <p><b>Validé par :</b> André Forest, Jean-Pierre Minet, Marie-Joëlle Rochet</p> <p><b>Version du document :</b> Définitive</p>	<p><b>date de publication</b> Avril 2001</p> <p><b>nombre de pages</b> 35</p> <p><b>bibliographie</b> Oui</p> <p><b>illustration(s)</b> Non</p> <p><b>langue du rapport :</b> Français</p>
<p><b>Titre et sous-titre du rapport :</b> Les campagnes d'évaluation du stock de coquilles Saint-Jacques en Manche orientale : méthodologie et estimation des indices d'abondance.</p> <p><b>Titre traduit :</b> Scallop surveys in the Eastern Channel: methodology and estimation of absolute abundance indices.</p>	
<p><b>Auteur(s) principal(aux) :</b> VIGNEAU Joël* FIFAS Spyros** FOUCHER Eric*</p>	<p><b>Organisme / Direction / Service, laboratoire</b> * IFREMER DRV/RH Port-en-Bessin ** IFREMER DRV/RH Brest</p>
<p><b>Collaborateur(s) :</b></p>	<p><b>Organisme / Direction / Service, laboratoire</b></p>
<p><b>Travaux universitaires :</b> diplôme : _____ discipline : _____ établissement de soutenance : _____ année de soutenance : _____</p>	
<p><b>Titre du contrat de recherche :</b></p> <p><b>Organisme commanditaire :</b></p> <p><b>Organisme(s) réalisateur(s) :</b></p>	<p><b>n° de contrat IFREMER</b></p>
<p><b>Cadre de la recherche :</b> Thème D : Gestion durable des ressources halieutiques Programme(s) : Evaluation des Pêcheries et Technologie des Pêches Convention : Contrat de Plan Etat/Région Basse-Normandie Sous-programme : Pêcheries non soumises à quotas communautaire Autres : Campagne océanographique : COMOR</p>	

## FICHE DOCUMENTAIRE

### Résumé :

Ce document décrit la méthodologie mise en œuvre dans les campagnes d'évaluation directe du stock de coquilles Saint-Jacques en Manche orientale (COMOR). La stratégie appliquée est un échantillonnage aléatoire stratifié à niveaux où le nombre de prélèvements par strate est corrélé à la variance des indices de jeunes coquilles de l'année précédente. La connaissance des paramètres d'efficacité et de sélectivité de l'engin de prélèvement (drague bretonne à volet) est à la base de l'estimation des indices d'abondance, par groupe d'âge et par strate, et de la biomasse disponible. Le calcul de ces différents estimateurs est détaillé. La technique du "bootstrap" non paramétrique permet enfin de calculer leurs intervalles de confiance.

### Abstract :

The methodology used for obtaining absolute abundance indices for Eastern Channel scallop is described in this paper. For the survey (COMOR), stratified multi-stage random sampling is used. The number of sampled units is computed based on variance estimates from the last survey. Knowledge of gear (Brittany dredge with a diving plate) selectivity and efficiency parameters is required for estimating total exploitable biomass and absolute abundance indices by age and strata. Details of the mathematical development of all estimators are given. A non parametric bootstrap provides confidence intervals for all estimates.

### Mots-clés :

Evaluation, campagne, coquille Saint-Jacques, *Pecten maximus*, drague, baie de Seine, Manche orientale

### Keywords :

Assessment, survey, scallop, *Pecten maximus*, dredge, bay of Seine, Eastern Channel

### Commentaire :

## Résumé grand public

Depuis une vingtaine d'années, une campagne scientifique annuelle nommée COMOR (COquille Manche ORientale) ayant pour objet l'évaluation du stock de coquilles St-Jacques est réalisée en Manche orientale. En 1992, la zone d'étude de cette campagne a été restreinte à la Baie de Seine *sensu stricto* et à sa partie directement adjacente. Puis en 1998, une nouvelle stratification a été proposée (Figure 1).

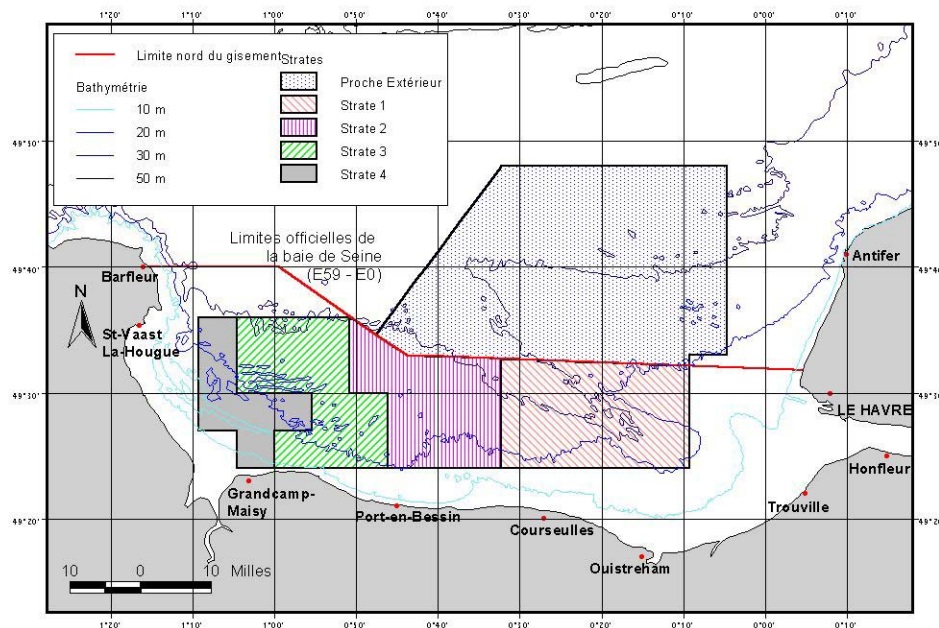


Figure 1 : Zone d'étude et stratification appliquée depuis 1998 au cours des campagnes COMOR

L'étude présentée dans ce document est une synthèse méthodologique du plan d'échantillonnage et des différentes chaînes de traitement de l'information qui conduisent à une estimation annuelle des indices d'abondance. Le diagnostic sur l'état de la ressource, élaboré à partir de ces indices d'abondance annuels, sert de base aux organisations professionnelles et à l'Administration des pêches pour la gestion et l'organisation de la future campagne de pêche.

La première partie du document décrit les paramètres de l'engin de prélèvement. Contrairement aux échantillonnages en milieu terrestre, les campagnes de prospection d'animaux marins mettent en œuvre un engin de capture spécifique. Cet engin constitue un niveau intermédiaire entre la population et son image vue à travers l'échantillon capturé. En effet, l'engin de prélèvement, ici la drague, possède une efficacité de capture qui lui est propre. Cette efficacité correspond au rapport entre le nombre d'animaux présents sur l'aire balayée et les captures. Pour la connaître précisément, soit on effectue des prélèvements et on récupère grâce à des plongeurs, les coquilles qui n'ont pas été capturées par la drague, soit on s'appuie sur les travaux des équipes qui ont effectuées ces plongées et on les adapte aux données locales. C'est la deuxième solution qui a été adoptée ici, et pour la mettre en œuvre, il est nécessaire de modéliser l'efficacité de la drague et d'en connaître tous les paramètres.

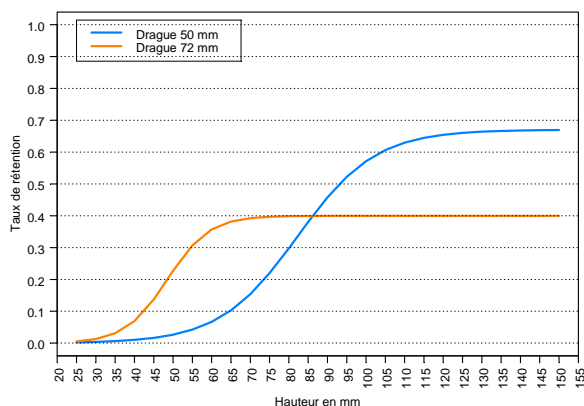


Figure 2 : Représentation graphique des courbes logistiques d'efficacité

L'efficacité d'une drague peut s'écrire sous la forme d'une fonction mathématique appelée fonction logistique. Cette fonction a une forme de sigmoïde (Figure 2) et décrit le taux de rétention des coquilles dans la drague en fonction de leur taille. Quand les coquilles sont petites, le taux de rétention est faible, et à partir d'une certaine taille, il n'y a plus d'échappement, la drague est pleinement efficace. Cette phase de plateau correspond à un paramètre de la fonction, c'est l'efficacité maximale. Un deuxième paramètre correspond au point d'inflexion, c'est la taille pour laquelle le taux de

rétention est égal à la moitié de l'efficacité maximale. La vitesse de progression de ce taux de rétention est quant à elle décrite par un troisième paramètre. Une grande partie de ce document est consacrée à l'étude de ces trois paramètres et à leur détermination la plus précise possible.

La connaissance précise des paramètres d'efficacité des deux dragues permet dans un deuxième temps de calculer les indices d'abondance par strate. Un chapitre est consacré à l'estimation du poids moyen aux âges pour calculer la biomasse des coquilles par strate. En réalité, non seulement les coquilles ne sont pas pesées à bord pour des problèmes de précision de la mesure, mais également les prélèvements se font en juillet au milieu de la croissance estivale alors que l'ouverture de la pêche a lieu en octobre, voire en décembre pour certaines zones.

Pour le calcul de ces indices, la technique utilisée est un échantillonnage à niveaux, qui correspond à un échantillonnage aléatoire stratifié dans lequel on "sous-échantillonne" des petites zones de 1 mille-carré. Dans chacune de ces petites zones on met en œuvre deux dragues donnant deux sous-échantillons. Le nombre d'échantillons par strate est proportionnel à la variance des jeunes classes d'âge de l'année précédente. La formulation mathématique des calculs d'indice d'abondance et de biomasse est décrite ici précisément.

En dernier lieu, une méthode simple de calcul des intervalles de confiance pour les estimateurs d'indice d'abondance et de biomasse est présentée. Dans notre cas, les conditions d'applicabilité des méthodes classiques de calcul des intervalles de confiance ne sont pas toujours réunies. De ce fait, on utilise une technique de rééchantillonnage, le "bootstrap" non paramétrique qui ne nécessite pas, pour calculer les intervalles de confiance, de connaître a priori la loi de distribution des estimateurs.

En conclusion, la méthodologie décrite dans ce document se rapproche en de nombreux points de celle appliquée en Baie de St-Brieuc. Cette convergence méthodologique permettra aux deux campagnes d'évaluation de pouvoir évoluer ensemble et profiter réciproquement des travaux de chaque équipe. Il reste en effet quelques éléments à développer, notamment une étude de sensibilité des paramètres de la courbe d'efficacité sur les captures, ou déterminer la loi de distribution des observations pour gagner en robustesse dans l'élaboration des intervalles de confiance.

# Les campagnes d'évaluation du stock de coquilles Saint- Jacques en Manche orientale : méthodologie et estimation des indices d'abondance.

Campagnes COMOR  
(Coquille Manche Orientale)

## SOMMAIRE

<b>1.</b>	<b>Introduction.....</b>	<b>3</b>
<b>2.</b>	<b>Stratification et paramétrage.....</b>	<b>5</b>
2.1.	Matériel.....	6
2.2.	Stratification.....	6
2.3.	Niveau d'échantillonnage.....	7
2.4.	Paramètres d'efficacité des dragues.....	9
2.4.1.	Comparaison de capture des deux dragues.....	10
2.4.1.1.	Différentiel de capture relatif.....	10
2.4.1.2.	Le coefficient d'efficacité.....	13
2.4.1.3.	Le coefficient de sélectivité.....	13
2.4.2.	Synthèse.....	15
2.5.	Poids moyen aux âges des coquilles.....	16
2.5.1.	Allométrie hauteur/poids.....	17
2.5.2.	Estimation du poids moyen par âge.....	19
<b>3.</b>	<b>Estimation de l'abondance et de la biomasse.....</b>	<b>20</b>
3.1.	Généralités.....	21
3.1.1.	Strates et niveaux.....	21
3.1.2.	Structure des échantillons en âge et en taille.....	22
3.2.	Estimateurs.....	22
3.2.1.	Indices et paramètres.....	22
3.2.2.	Efficacité de pêche.....	23
3.3.	Taux d'échantillonnage.....	23
3.3.1.	Extérieur de la baie de Seine.....	23
3.3.1.1.	Dans une strate.....	23
3.3.1.2.	Premier niveau.....	24
3.3.1.3.	Deuxième niveau.....	24
3.3.2.	Intérieur de baie de Seine.....	24
3.3.2.1.	Premier niveau.....	24
3.3.2.2.	Deuxième niveau.....	24
3.3.2.3.	Troisième niveau.....	25
3.3.2.4.	Quatrième niveau.....	25
3.4.	Abondance.....	25
3.4.1.	En baie de Seine extérieur.....	26
3.4.2.	En baie de Seine intérieur.....	26
3.5.	Biomasse.....	27
<b>4.</b>	<b>Estimation de la variance des estimateurs.....</b>	<b>28</b>
4.1.	Principe du bootstrap non paramétrique BCa.....	29
4.2.	Application numérique.....	30
<b>5.</b>	<b>Conclusion.....</b>	<b>32</b>
	<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>34</b>

---

## 1. Introduction.



Depuis 1976, une campagne annuelle d'évaluation du stock de coquilles Saint-Jacques, nommée COMOR (COquilles de Manche ORientale), est effectuée en Manche orientale. L'objectif principal de cette campagne vise à proposer des estimations de la biomasse exploitable, d'un indice quantitatif du recrutement (prochaine cohorte à entrer dans les captures) et du pré-recrutement (dernière cohorte née, non encore accessible en raison de leur petite taille aux engins de pêche), et des paramètres de croissance. Les résultats obtenus permettent aux organisations professionnelles et à l'administration des pêches d'avoir une image exhaustive de l'état de la ressource avant le démarrage de la campagne de pêche, et d'organiser la pêche en conséquence (MORIN et VIGNEAU, 1995).

De 1976 à 1989, l'ensemble de la Manche orientale, découpée en carrés de 9 milles carrés, était prospectée par sondage systématique, à l'aide de 2 dragues de maillage différent (de KERGARIOU, 1976 ; de KERGARIOU *et al.*, 1983). En 1990, lors de la campagne COMOR XX, une nouvelle méthodologie a été testée et adoptée afin de mieux adapter l'échantillonnage à la réalité de la demande (VIGNEAU et MORIN, 1990). Depuis 1992, la zone d'étude est restreinte à la Baie de Seine *sensu stricto* et à son proche extérieur (49° 50N). Les prospections, conduites selon un échantillonnage aléatoire stratifié, sont réalisées par le navire océanographique Thalia, généralement pendant une période de douze jours au cours du mois de juillet (VIGNEAU *et al.*, 1997). En 1996, de légères modifications ont été apportées, notamment sur le contour strict de la « Baie de Seine », définie par les professionnels selon les lignes DECCA E59 - E0. En 1998 enfin, une nouvelle méthodologie reposant sur un échantillonnage aléatoire stratifié est adoptée, afin de donner davantage de précision dans les évaluations.

Ce document s'attache à décrire cette nouvelle méthodologie. Il se propose en premier lieu d'expliquer les différents paramètres utilisés, puis de décrire les procédures d'estimations de l'abondance et de la biomasse, et enfin dans une dernière partie de quantifier les incertitudes sur les résultats obtenus.

---

## 2. Stratification et paramétrage.

## 2.1. Matériel.

Les engins utilisés sont :

- Une drague classique à volet (largeur 2 mètres) équipée d'anneaux de 72 mm et de 2 lames de 11 dents de 11 cm de longueur.
- Une drague classique à volet (largeur 2 mètres) équipée d'anneaux de 50 mm et de 2 lames de 15 dents de 11 cm de longueur.

## 2.2. Stratification.

Deux types de facteurs influent sur la variance d'une statistique : la distribution de la donnée à analyser et l'erreur de mesure. L'utilisation d'un plan d'échantillonnage stratifié permet de diminuer la variance due conjointement à ces deux facteurs (COCHRAN, 1977). En effet, dans le cas de prospections par dragage, la distance de traîne est utilisée dans l'estimation des indices d'abondance. Cependant, le colmatage plus ou moins important de l'engin de prélèvement, selon les différentes zones de pêche, induit une hétérogénéité des distances de traînes, ce qui a pour conséquence d'augmenter la variance de la statistique à calculer.

La stratification adoptée depuis 1998 dans le plan d'échantillonnage des campagnes COMOR permet de répondre à deux critères principaux :

- Garder l'identité des trois grandes zones de production : Proche Extérieur, baie de Seine Orientale et baie de Seine Occidentale, afin de maintenir l'homogénéité de la série historique.
- Définir des strates homogènes en terme de colmatage des engins de pêche et en terme de présence de coquilles sur le fond.

Par ailleurs, les indices estimés pour les campagnes antérieures à 1998 ont pu être recalculés dans le cadre de cette stratification.

A la lumière d'un traitement sur les 8 dernières campagnes, cette nouvelle stratification (Fig. 1) apparaît comme stable dans ses contours, principalement en terme de taux de remplissage des dragues. Elle respecte approximativement les contours de zones biologiquement riches telles que définies par LARSONNEUR *et al.* (1982). L'échantillonnage aléatoire peut dorénavant être proposé pour l'ensemble des strates.

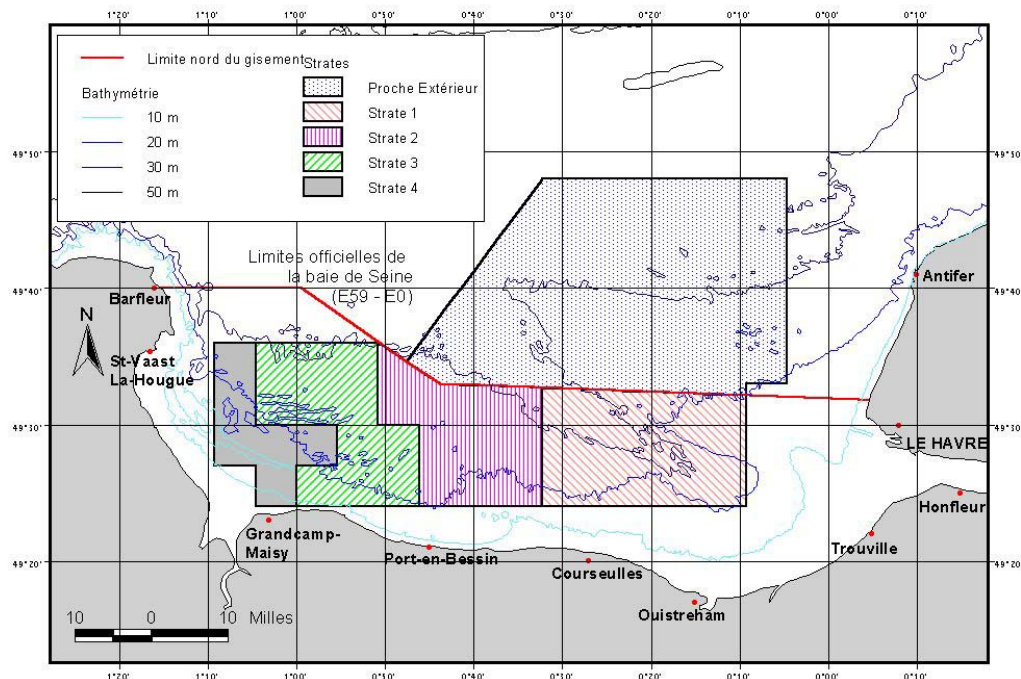


Figure 1: Stratification appliquée depuis 1998 au cours des campagnes COMOR.

### 2.3. Niveau d'échantillonnage.

Pour l'ensemble de la zone, le nombre de traits par strate est déterminé à partir des résultats de la campagne précédente, en se basant sur deux critères :

- La superficie des strates.
- L'écart-type du logarithme de l'indice d'abondance des coquilles d'un an dans chaque strate (groupe I).

Ce mode de calcul du niveau d'échantillonnage permet de moduler l'effort de prélèvement en fonction de la dispersion des coquilles du groupe I de l'année précédente, et ainsi améliorer la variance sur l'estimateur

Strate	Nb de carrés (3'X3')	
	$N_{min_h}$	Nb d'unités d'échantillonnage $ue_k$
Strate 1	13	120
Strate 2	10	91
Strate 3	11	99
Strate 4	7	54
Extérieur	40	353

Tableau 1 : Nombre minimal de traits par strate ( $N_{min_h}$ ), et nombre d'unités d'échantillonnage ( $ue_k$ )

d'abondance des coquilles du groupe II, groupe prépondérant dans la

composition de la biomasse. L'indicateur de dispersion est l'écart-type du logarithme de l'indice d'abondance, ceci afin de gommer l'incidence d'un ou deux traits abondants dans une strate où par ailleurs la dispersion est faible. Si une politique de gestion modifiait l'âge moyen du recrutement dans la pêche, ce calcul de niveau d'échantillonnage devrait en tenir compte.

Pour contrôler le nombre total de traits et éviter les aberrations, deux contraintes sont imposées au modèle :

- Le nombre total de traits est égal à 160 (nombre moyen habituel pour 10 jours de mer).
- Le nombre minimal de coups de drague par strate ( $N_{\min_h}$ ) est égal au nombre de traits qui devraient être effectués si l'échantillonnage était systématique. Il est égal au nombre de carrés de 3 milles X 3 milles dans la strate (Tabl. 1), carrés qui correspondent au découpage initial de la Manche orientale dans les campagnes COMOR.

Le calcul du niveau d'échantillonnage est effectué de la façon suivante :

$$\lambda_h = N_{\min_h} + \left( 160 - \sum_{h=1}^{ns} N_{\min_h} \right) \times \left( \frac{\sigma \text{Ln}_h^1}{\sum_{h=1}^{ns} \sigma \text{Ln}_h^1} \right) \quad (1)$$

avec

$\lambda_h$  : nombre de traits dans la strate h

$\sigma \text{Ln}_h^1$  : écart-type des logarithmes de l'estimation de l'indice d'abondance des coquilles du groupe 1 de l'année précédente dans la strate h

ns : nombre de strates

A l'intérieur d'une strate, chaque carré de 3 milles sur 3 milles est divisé en 9 unités d'échantillonnage de 1 mille sur 1 mille. Le nombre total d'unités d'échantillonnage ( $ue_h$ ), est numéroté de 1 à  $ue_h$  (Tabl. 1).

Dans chaque strate on tire  $\lambda_h$  unités dans lesquels on effectue un trait de drague. Une dernière contrainte est ajoutée pour homogénéiser la dispersion des points de prélèvement : une même unité ne peut pas être échantillonnée deux fois dans la strate.

## 2.4. Paramètres d'efficacité des dragues.

DICKIE (1955), DUPOUY (1982), DARE et PALMER (1994) ont mesuré l'efficacité des dragues par marquage/recapture de coquilles. CHAPMAN *et al.* (1977) pour les dragues à ressort, et BUESTEL *et al.* (1985) pour la drague à volet de type "Saint-Brieuc", ont utilisé des plongeurs pour compter les coquilles laissées sur la trace du passage des dragues. L'efficacité correspond au rapport entre le nombre d'animaux présents sur l'aire parcourue et le nombre d'animaux capturés par l'engin de pêche (LAUREC et LE GUEN, 1991). Elle se présente pour les premières classes d'âge sous la forme d'une fonction croissante et se stabilise pour les groupes plus âgés une fois acquise la taille de rétention (FIFAS, 1993).

Les éléments qui influent sur l'efficacité de la drague sont :

- **le couple vitesse de traîne – longueur de fune** : plus la vitesse de traîne est grande, plus on doit augmenter la longueur de la fune, sachant que la longueur habituellement utilisée est égale à 3 fois la profondeur pour une vitesse de 3 nœuds.
- **L'inclinaison du volet déflecteur** a pour double fonction d'appuyer la drague sur le fond et d'aider le matériel à entrer dans la poche en créant une dépression d'eau à l'entrée de la drague. Un volet trop abaissé peut créer un remous à l'avant de la drague et empêcher les coquilles d'y entrer (BAIRD, 1957).
- **La longueur et l'écartement des dents.** BAIRD (1957) a montré que les dents ont un fort pouvoir sélectif, non seulement pour les coquilles, mais aussi les petits organismes et les détritiques. Cette sélection à l'entrée d'organismes et autres cailloux d'une certaine taille permet de traîner plus longtemps et de diminuer le colmatage.
- **La taille des anneaux.** D'après DUPOUY (1982), l'efficacité de l'engin sur les individus âgés tend à augmenter lorsqu'on augmente le maillage (+9% entre le maillage de 72 mm et 90 mm).
- **Le type de fond.** Non seulement la nature (sable, vase, cailloux, roche...) mais aussi la forme du fond vont influencer sur l'efficacité de l'engin. LAUREC et LE GUEN (1991) affirment que l'efficacité des dragues varie considérablement selon la granulométrie et le relief. Sur un fond ondulé, la drague passera sur les crêtes et ne capturera pas les coquilles se trouvant dans les sillons (BAIRD, 1957). BUESTEL *et al.* (1985) ont estimé

l'efficacité de la drague à volet équipée d'anneaux de 72 mm à 67% sur les fonds mous et 30% sur les fonds durs.

Pour DUPOUY (1982), la drague à volet équipée d'anneaux de 72 mm atteint sa pleine efficacité pour des tailles supérieures à 87 mm; elle capture alors environ 35% des individus rencontrés sur son passage. Le point 50% ( $E_{50}$ ) de la courbe de sélectivité correspond à des coquilles de 76 mm. En Baie de Saint-Brieuc, FIFAS (1993) a calculé pour une drague à volet équipée d'anneaux de 50 mm une efficacité de 56% pour les coquilles du groupe II et 67% pour les coquilles des groupes III+.

D'après LARSONNEUR *et al.* (1982), les fonds prospectés en Baie de Seine sont sablonneux sauf en quelques exceptions (nord de la strate 3 et nord-ouest du Proche Extérieur), et peuvent donc être considérés comme fonds doux. L'indice d'efficacité le plus facilement applicable semble être celui de BUESTEL *et al.* (1985), à savoir 67% pour la drague équipée d'anneaux de 72 mm sur fonds doux.

#### 2.4.1. Comparaison de capture des deux dragues.

##### 2.4.1.1. Différentiel de capture relatif.

L'expression suivante a été calculée de manière à représenter par des histogrammes la différence de captures entre les deux dragues. Les calculs portent sur les campagnes COMOR depuis 1990. Ne sont pris en compte que les traits dont les deux dragues ont parcouru rigoureusement la même distance, et dont l'une des deux a pêché au moins une coquille ( $N1+N2 > 0$ ).

$$Xi = \frac{N1i - N2i}{N1i + N2i}$$

avec

N1i : nombre de coquilles d'âge i dans la drague petit maillage et

N2i : nombre de coquilles d'âge i dans la drague grand maillage

Un déséquilibre de l'histogramme vers la gauche traduira une efficacité de pêche supérieure de la drague à grand maillage (GM) sur la drague à petit maillage (PM). Les barres d'histogramme se trouvant au centre montrent les traits où le nombre de coquilles pêchées étaient rigoureusement identiques pour les deux dragues. Les bornes -1 et +1 représentent respectivement les traits où la drague à petit maillage (PM=0) et la drague à grand maillage

(GM=0) n'ont pas ramené de coquilles.

#### 2.4.1.1.1. Coquilles du groupe II.

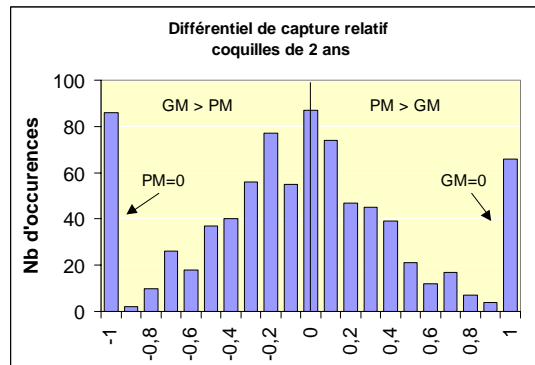


Figure 2 : Ensemble des coquilles

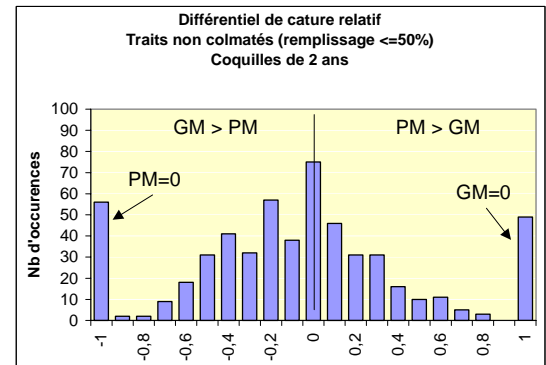


Figure 3 : Traits non colmatés (Taux de remplissage  $\leq 50\%$ )

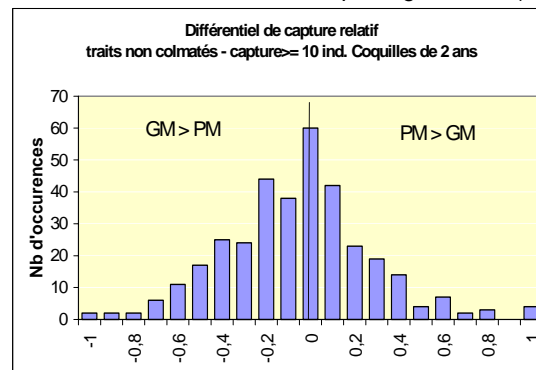


Figure 4 : Traits non colmatés et nombre de coquilles dans les deux dragues  $\geq 10$

L'ensemble des données (un peu plus de 1000 observations) est représenté en figure 2. Le colmatage est plus important dans la drague à petit maillage que dans la drague à grand maillage, d'où un refoulement des coquilles quand la drague est pleine. On peut supposer que cela introduit un biais dans l'étude comparative des deux engins. Un filtre sur le taux de colmatage est alors appliqué pour supprimer ce biais : on ne garde que les traits dont le taux de remplissage de la drague à petit maillage est inférieur ou égal à 50%. Le résultat est observé figure 3 : on peut encore distinguer deux barres importantes aux bornes  $-1$  (l'ensemble des coquilles a été capturé par la drague à grand maillage) et  $+1$  (l'ensemble des coquilles a été capturé par la drague à petit maillage). Cela traduit le plus souvent un faible nombre de coquilles dans les captures. Le fait que quelques coquilles se trouvent dans une drague et pas dans l'autre peut être dû plus au hasard qu'à l'expression de l'efficacité de l'engin. Afin de supprimer cet artefact, seuls les traits dont



l'expression  $N1+N2 \geq 10$  ont été pris en compte (Fig. 4).

Dans tous les cas, on note une symétrie quasi parfaite d'axe 0 dans les histogrammes, tendant à prouver que pour les coquilles du groupe II, le nombre capturé à chaque trait par l'une ou l'autre drague est globalement équivalent.

#### 2.4.1.1.2. Coquilles des groupes III et +.

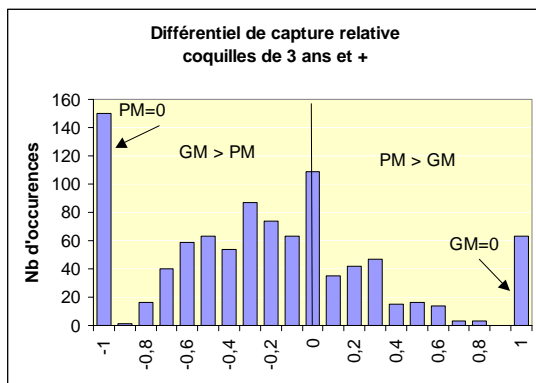


Figure 5 : Ensemble des coquilles

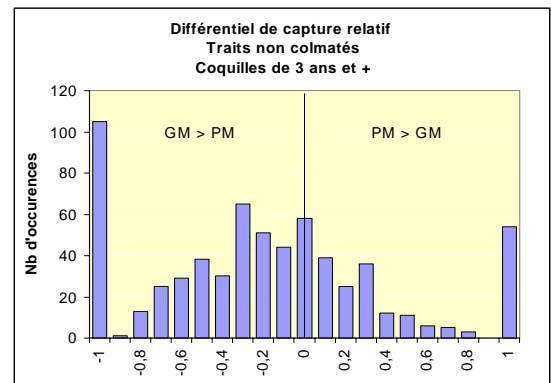


Figure 6 : Traits non colmatés (Taux de remplissage  $\leq 50\%$ )

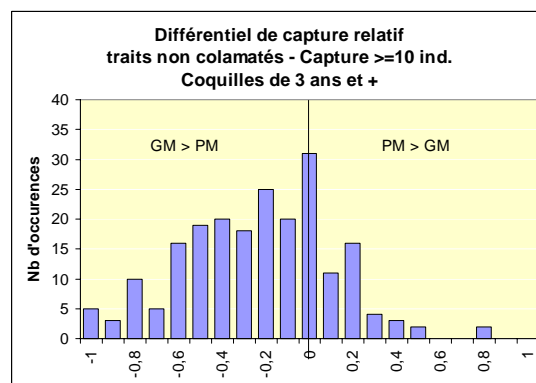


Figure 7 : Traits non colmatés et nombre de coquilles dans les deux dragues  $\geq 10$

De la même manière que pour les coquilles du groupe II, différents filtres ont été appliqués sur les captures totales (Fig. 5) afin de supprimer l'effet du colmatage et du refoulement (Fig. 6) et l'effet petit nombre (bornes  $-1$  et  $1$  surdimensionnées) (Fig. 7). Les histogrammes montrent tous une efficacité supérieure de la drague à grand maillage, avec un avantage certain quand on ne regarde que les traits où les dragues ont pêché plus de 10 coquilles des

groupes 3 et + (Fig.7). Il existe donc une différence nette dans l'efficacité des deux dragues en faveur de la drague à grand maillage, tendant à confirmer les travaux de DUPOUY (1982) qui trouvait une différence de 9% d'efficacité entre les dragues équipées d'anneaux de 72 mm et 90 mm.

#### 2.4.1.2. Coefficient d'efficacité.

La différence entre les captures des dragues équipées d'anneaux de 72 et 50 mm sur les coquilles âgées de 3 ans et +, dans les traits non colmatés, est de +68%. Ce qui pour une efficacité de la drague grand maillage estimée à 67% par BUESTEL *et al.* (1985) (voir plus haut §2.4) correspond à une efficacité de la drague équipée d'anneaux de 50mm de 39.9%.

$$e_{\max_{50}} = 0,40$$

$$e_{\max_{72}} = 0,67$$

Considérant ce coefficient d'efficacité, il est possible d'expliquer l'isométrie constatée pour les captures des coquilles du groupe II par le facteur de sélectivité. En effet, les coquilles de cet âge sont pleinement recrutées dans la drague à anneaux de 50 mm, alors que la drague à anneaux de 72 mm, plus efficace, laissera échapper par sélectivité une partie des individus qu'elle aurait pu capturer.

#### 2.4.1.3. Coefficient de sélectivité.

La sélectivité exprime les variations de capturabilité selon l'âge. En pratique, on associe systématiquement taille et âge. Il est presque équivalent de parler de variations de vulnérabilité selon l'âge ou selon la taille (LAUREC et LE GUEN, 1981). La capturabilité intègre par définition la notion de vulnérabilité qui est liée au comportement des animaux vis-à-vis de l'engin de pêche. Dans le cas de la coquille St-Jacques, la capturabilité est entièrement décrite par l'échappement passif à travers les mailles (FIFAS, 1993).

L'approximation la plus utilisée pour calculer l'échappement est une courbe logistique (FIFAS et BERTHOU, 1999). Si  $\varphi$  est une fonction logistique de la longueur  $\ell$ , ceci conduit à la relation :

$$\varphi(\ell) = \frac{1}{1 + e^{a(\ell - L_{50})}}$$

En intégrant l'efficacité de la drague ( $e\max_d$ ) dans la formule, on obtient pour la drague d :

$$\varphi_d(\ell) = \frac{e\max_d}{1 + e^{a_d(\ell - L_{50d})}}$$

En ne considérant que les traits pour lesquels les deux dragues ont parcouru la même distance, et dans lesquels la drague à petit maillage n'a pas colmaté, les données des campagnes de 1990 à 1999 permettent de calculer par classe de taille ( $\ell$ ), le rapport du nombre de coquilles capturées dans la drague à grand maillage (indiquée 1) sur le nombre de coquilles capturées dans la drague à petit maillage (indiquée 2). A partir de ces ratios, on peut calculer la sélectivité relative des engins :

$$\frac{\varphi_1(\ell)}{\varphi_2(\ell)} = \frac{e\max_1}{e\max_2} \cdot \frac{1 + e^{(a_2(\ell - L_{502}))}}{1 + e^{(a_1(\ell - L_{501}))}}$$

Connaissant  $e\max_1 = 0,67$  et  $e\max_2 = 0,40$  (voir ci-dessus §2.4.1.2), les autres paramètres sont calculés par ajustement de la courbe logistique et fournissent les résultats suivants (Fig. 8) :

$$\varphi_1(\ell) = \frac{0,67}{1 + e^{-0,099(\ell - 82,25)}} \quad \varphi_2(\ell) = \frac{0,40}{1 + e^{-0,184(\ell - 48,51)}}$$

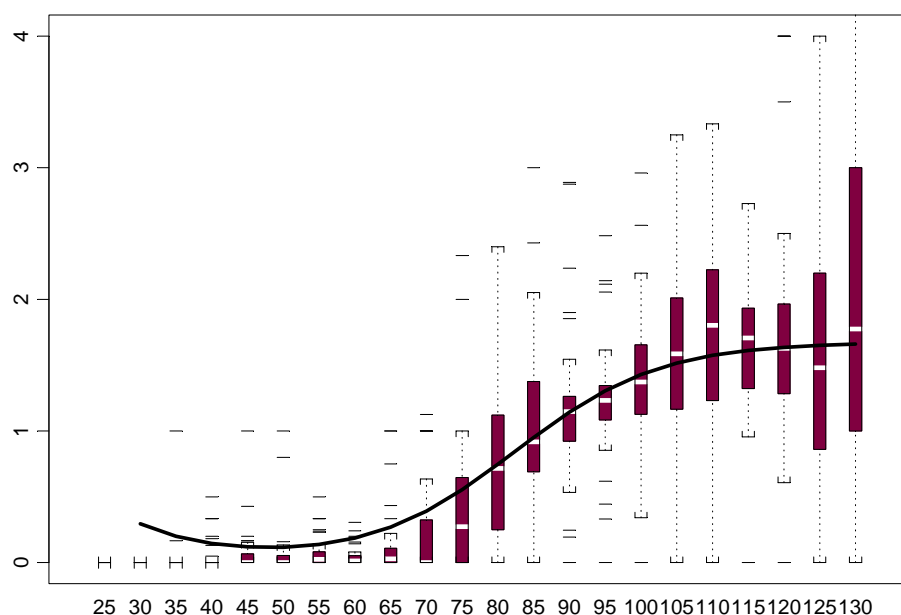


Figure 8 : Ajustement du rapport des courbes logistiques aux données empiriques.

### 2.4.2. Synthèse.

Les fonctions  $\varphi_1$  et  $\varphi_2$  ainsi définies permettent de calculer une efficacité par drague et par classe de taille. Les courbes logistiques résultantes (Fig. 9) permettront à partir des captures de reconstituer la structure en tailles sur le fond.

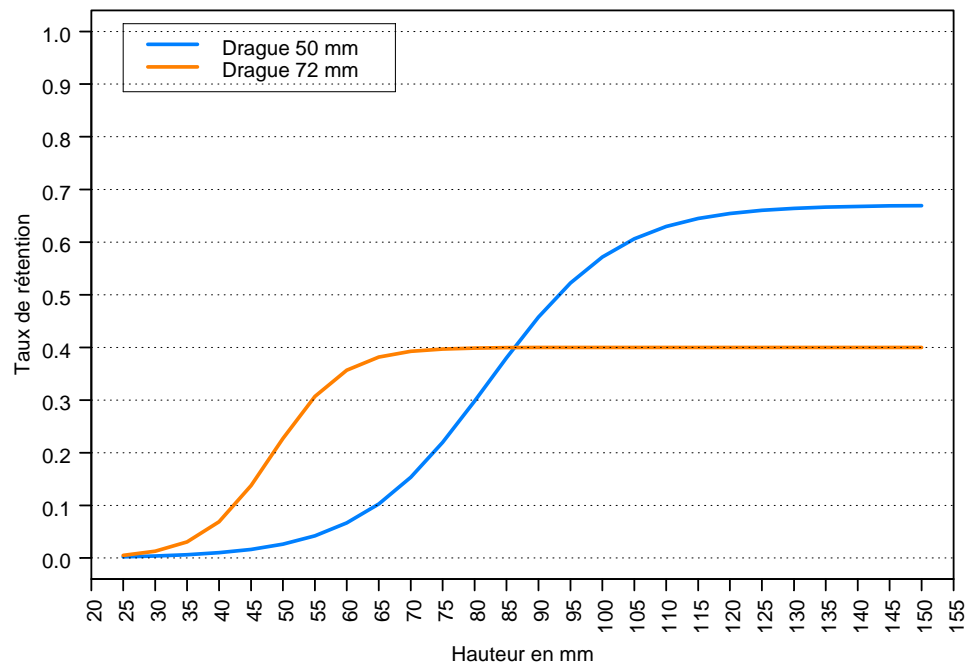


Figure 9 : Représentation graphique des courbes logistiques d'efficacité.

## 2.5. Poids moyen aux âges des coquilles.

Pour évaluer la biomasse de coquilles St-Jacques à partir de l'indice d'abondance par classe d'âge, il est nécessaire d'en connaître le poids moyen. Les campagnes COMOR ayant lieu en juillet, la biomasse doit être estimée pour le début de la saison de pêche, *i.e.* en octobre pour l'extérieur de la baie de Seine et en décembre pour l'intérieur. Pour ce faire, des pesées sous la criée de Port-en-Bessin ont été effectuées en décembre 1997 pour les coquilles provenant de la baie de Seine (Tabl. 2), et en octobre 1997 (Tabl. 3) pour les coquilles de l'extérieur. Les relations taille-poids issues de ces pesées permettent d'utiliser les échantillonnages mensuels en taille et en âge réalisés sous les criées du Calvados lors des dernières années. Ainsi, pour obtenir un poids tenant compte de la variabilité annuelle, on utilise les pesées en criée et les échantillonnages réalisés de 1993 à 1996. Par la suite, des pesées effectuées de manière systématique en début de campagne de pêche permettront d'actualiser le modèle.

Taille / Age	2		3		4		5		6	
95	175	1								
100	177	17								
105	202	26	218	1						
110	229	26	254	15						
115	248	36	272	53	305	5				
120	264	13	293	58	308	26				
125	301	1	318	13	310	1	360	3		
130			323	6	358	2	375	1	385	1
135					398	2				
Poids moyen	225,4	120	284,3	146	315,4	36	363,7	4	385	1

Tableau 2 : Poids moyen (en g) – Nombre des coquilles pesées par âge et taille en provenance de baie de Seine – 16 décembre 1997 – Criée de Port-en-Bessin

Taille / Age	2		3		4		5	
90	159	3						
95	166	23						
100	184	54	216	2				
105	208	55	222	3				
110	224	31	250	34	308	1		
115	244	7	269	39	285	1		
120			289	27	302	3		
125			303	6			322	1
130							365	1
Poids moyen	198,4	173	267,7	111	299,6	5	343,5	2

Tableau 3 : Poids moyen (en g) – Nombre des coquilles pesées par âge et taille en provenance de l'extérieur baie de Seine – 17/10/1997 – Criée de Port-en-Bessin

### 2.5.1. Allométrie hauteur/poids.

Une analyse de variance calculée à partir des données des tableaux 2 et 3 a mis en évidence le rôle du facteur Age dans le poids moyen individuel (Fig. 10). Cependant la part de variance expliquée par le facteur Taille est de 80%, alors que l'âge n'explique que 5% de la relation allométrique.

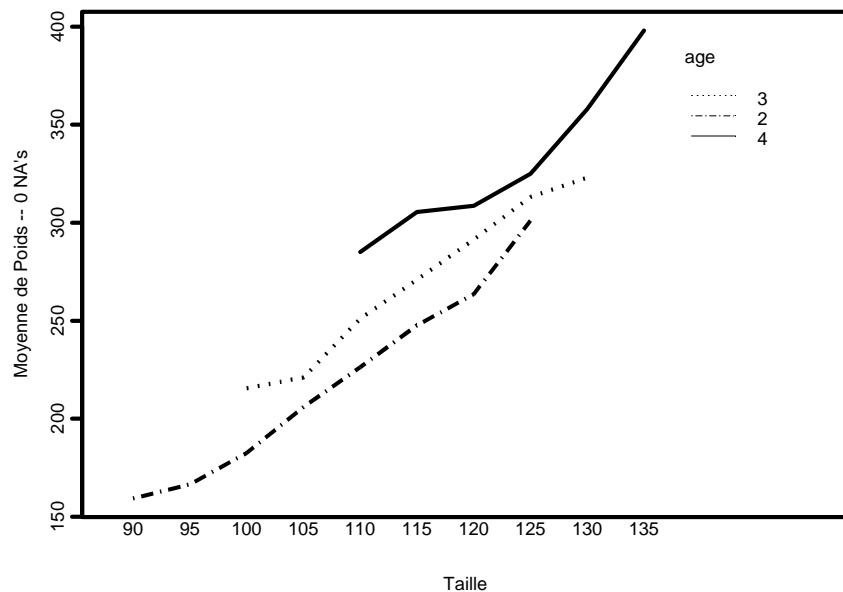


Figure 10 : Graphe d'influence des facteurs Age et Taille sur la moyenne des poids (toutes zones).

Les 307 individus mesurés ont été pris en compte dans le calcul de l'allométrie, sans considération d'âge (2+) pour avoir la plage de calcul la plus large possible. La relation de type  $W = a.L^b$  calculée par régression non linéaire (méthode de Newton), a donné les résultats suivants (Tabl. 4) :

		Baie de Seine	Extérieur Baie de Seine	Baie de St-Brieuc FIFAS (1993)	Baie de Seine ANTOINE (1979)
Paramètres de la relation	a	<b><math>1,8 \cdot 10^{-3}</math></b>	<b><math>2,89 \cdot 10^{-3}</math></b>		
	b	<b>2,506</b>	<b>2,406</b>	2,924	2.57
	n	307	291	1075	1161
	r	0,863	0,904		0,914

Tableau 4 : Résultats des régressions par zone.

La variable b n'est pas égale à 3 comme on pouvait s'y attendre, et le test de la régression d' $H_0 : |b - 3| = 0$  montre que b est significativement différent de 3 au seuil de confiance de 95%. Cette allométrie minorante avait déjà été mis en évidence par FIFAS (1993) sur les coquilles de Saint-Brieuc, et par ANTOINE (1979) sur les coquilles de Baie de Seine. On remarquera l'extrême proximité de ce paramètre de la régression entre les calculs de ANTOINE (1979) et ceux de 1997, tendant à prouver une certaine stabilité de la relation hauteur/poids dans le temps.

### 2.5.2. Estimation du poids moyen par âge.

Les relations à utiliser sont donc :

$$\begin{aligned} \text{Baie de Seine} & \dots\dots\dots W = 1.8 \cdot 10^{-3} \cdot L^{2.506} \\ \text{Extérieur Baie de Seine} & \dots\dots\dots W = 2.89 \cdot 10^{-3} \cdot L^{2.406} \end{aligned}$$

Ces 2 équations permettent d'estimer le poids moyen par âge et par année à partir des échantillonnages en âge et en taille effectués régulièrement en criée par la formule :

$$W_i = \frac{\left( \sum_{l=l \text{ min}}^{l=l \text{ max}} n_{il} \cdot a l^b \right)}{n_i}$$

où :

- $W_i$  : poids individuel estimé d'une coquille d'âge  $i$
- $n_{il}$  : nombre de coquilles de taille  $l$  et d'âge  $i$  dans l'échantillon

Les poids moyens aux âges et les intervalles de confiance pour les deux grandes zones sont ainsi estimés à partir des échantillonnages recueillis de 1993 à 1997.. Depuis 1998 (COMOR 28), ces poids moyens aux âges (Tabl. 5 et 6) sont utilisés dans les calculs d'estimation des indices d'abondance.

	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans et +
Poids moyen (grammes)	<b>211</b>	<b>247</b>	<b>275</b>	<b>300</b>	<b>318</b>
Intervalle de confiance	[185 – 237]	[205 – 289]	[231 – 320]	[223 – 378]	[218 – 417]

Tableau 5 : Estimation des poids moyen aux âges en baie de Seine.

	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans et +
Poids moyen (grammes)	<b>196</b>	<b>238</b>	<b>259</b>	<b>278</b>	<b>291</b>
Intervalle de confiance	[169 – 223]	[197 – 278]	[217 – 302]	[256 – 299]	[276 – 305]

Tableau 6 : Estimation des poids moyen aux âges à l'extérieur de la baie de Seine.



---

### **3. Estimation de l'abondance et de la biomasse.**

### 3.1. Généralités.

#### 3.1.1. Strates et niveaux.

L'échantillonnage est stratifié selon des critères spatiaux et peut comporter quatre niveaux au maximum.

Les unités primaires ne sont pas obligatoires ; elles correspondent aux carrés du quadrillage cartographique en vigueur avant 1998 à l'extérieur de la baie de Seine (carrés de 9 milles<sup>2</sup>). Chacun de ces carrés faisait alors l'objet d'un échantillonnage systématique (1 prélèvement par carré). Ce niveau n'existe plus depuis 1998, puisque l'échantillonnage est dorénavant aléatoire sur l'ensemble de la zone prospectée.

Les unités secondaires (qui deviennent primaires quand le niveau supérieur défini par le carré n'existe pas, ce qui, par ailleurs, est le cas général pour la zone intérieure) sont obligatoires et correspondent au "carré de prélèvement" de 1 mille<sup>2</sup>, qui inclut au moins un point de prélèvement. Ces unités sont sélectionnées selon un processus aléatoire.

Les unités tertiaires correspondent aux prélèvements dans l'unité secondaire ; elles sont optionnelles (ces unités deviennent secondaires quand le premier niveau n'est pas pris en considération). Par hypothèse, le positionnement de ces prélèvements au sein d'une station donnée est effectué de manière systématique.

Les unités quaternaires sont également optionnelles. Elles sont définies par le niveau "drague" dans le cas où deux dragues sont mises en œuvre (de préférence de maillages différents, par exemple 50 et 72 mm) et dans le cas de faibles indices de colmatage pour les deux maillages. Finalement, quel que soit le secteur de travail, intérieur ou extérieur, on ne peut avoir que trois niveaux au maximum (en gras sont marqués les niveaux obligatoires) :

Extérieur avant 1998 : **carré de 9 mille<sup>2</sup> (unité primaire)** → carré de 1 mille<sup>2</sup> (unité secondaire) → drague (unité tertiaire).

Intérieur et Extérieur depuis 1998 : **carré de 1 mille<sup>2</sup> (unité primaire)** → nombre de prélèvements (unité secondaire) → nombre de dragues (unité tertiaire).

### 3.1.2. Structure des échantillons en âge et en taille.

Les individus prélevés dans chaque échantillon sont répartis par groupes d'âge, puis mesurés.

Les corrélations entre effectifs aux groupes d'âge dans un prélèvement sont négligées. En effet, les campagnes d'évaluation directe sont dirigées vers des populations déjà exploitées (parfois même avec un taux d'exploitation élevé), ce qui réduit les liaisons entre générations adjacentes ; de plus, l'effet de la pêche est plutôt relatif aux tailles (effet de sélection). On pourrait ajouter ici que dans le cas particulier de la baie de Seine, les densités sur le fond sont loin d'un niveau critique au-delà duquel des phénomènes de densité-dépendance seraient perceptibles. On peut supposer que dans certains cas particuliers (stocks vierges constitués d'animaux à mode de vie sédentaire), les corrélations entre groupes d'âge tendraient à être significatives. En restant aux cas exploités, selon cette approche, chaque groupe d'âge est traité séparément.

Il serait par contre délicat de ne pas tenir compte des corrélations entre effectifs aux classes de taille au sein d'un groupe d'âge ; des tests effectués dans un cas concret (évaluation directe du stock de coquilles Saint-Jacques de la baie de Saint-Brieuc en 1994) concordent dans ce sens.

## 3.2. Estimateurs.

### 3.2.1. Indices et paramètres.

Les indices et les paramètres qui interviennent dans le calcul des estimateurs (abondance et biomasse du stock), et de leur variance sont les suivants :

- $h$  : indice de strate ( $h=1,2,\dots,ns$ ).
- $S_h$  : superficie de la strate  $h$ .
- $l$  : classe de taille ( $l=l_{min},\dots,l_{max}$ ).
- $g$  : indice de groupe d'âge.
- $i$  : indice de carré de prélèvement, dans la strate  $h$  ( $i=1,2,\dots,ne$ ).
- $Q_{ih}$  : superficie d'un carré.
- $j$  : numéro d'un prélèvement ( $j=1,2,\dots,np_i$ ).
- $k$  : indice d'une drague ( $k=1,2,\dots,nd_{ji}$ ).
- $L$  : largeur commune des dragues.
- $d_{kjh}$  : distance parcourue par la drague  $k$  lors du prélèvement  $j$  dans le carré  $i$  de la strate  $h$ .

Les distances sont exprimées en milles et les surfaces en milles carrés (milles<sup>2</sup>).

### 3.2.2. Efficacité de pêche.

Rappelons que pour une drague  $k$ , une taille  $l$  dans une strate  $h$ , l'efficacité de pêche, représentée par  $e_{kh}$ , est :

$$e_{kh} = \frac{e \max_{kh}}{1 + \exp(-a_{kh}(l - l_{50kh}))} + \varepsilon_{klh}$$

Par la suite, pour des raisons de commodité, on introduira dans les calculs la variable suivante :

$$\beta_{klh} = \frac{1 + \exp(-a_{kh}(l - l_{50kh}))}{e \max_{kh}}$$

## 3.3. Taux d'échantillonnage.

### 3.3.1. Extérieur de la baie de Seine.

#### 3.3.1.1. Dans une strate.

Depuis 1990, l'extérieur de la baie de Seine correspond à une seule strate, bien que l'introduction de plusieurs strates dans le secteur extérieur soit possible et envisageable dans l'avenir. Par ailleurs, le traitement des anciennes données, avant 1990, nécessite de prendre en compte plusieurs strates.

Pour une strate spatiale  $h$  donnée ( $h=1,2, \dots, ns$ ) de superficie  $S_h$ , soit  $Q_{ih}$  la superficie d'un carré  $i$  du second niveau (qui correspond en fait au premier niveau par suppression des carrés de 9 milles<sup>2</sup>). Dans la plupart des cas,  $Q_{ih}$  vaut 1 mille<sup>2</sup>. Si  $ne$  est le nombre de carrés échantillonnés dans la strate  $h$ , le taux d'échantillonnage désigné par  $f_h$  s'écrit :

$$f_h = \frac{\sum_{i=1}^{i=ne} Q_{ih}}{S_h}$$

Note : dans le cas usuel où  $Q_{ih}=1$  mille<sup>2</sup>,  $f_h=ne/S_h$ .

### 3.3.1.2. Premier niveau.

Dans un carré de superficie  $Q_{ih}$ , un seul prélèvement est effectué. Par contre deux dragues (ou plusieurs, si on intègre dans cette analyse la possibilité de faire appel à des dragues à ressort, "dragues anglaises") peuvent être utilisées. Soit  $L$  la largeur des dragues employées,  $nd_i$  le nombre de dragues utilisées dans le carré  $i$  et  $d_{kih}$  la longueur parcourue par la drague  $k$ . Le taux d'échantillonnage de ce premier niveau, représenté par  $f_{1ih}$ , est décrit par :

$$f_{1ih} = \frac{L \sum_{k=1}^{k=nd_i} d_{kih}}{Q_{ih}}.$$

Note : dans le cas usuel,  $L=2$  mètres,  $nd_i=1$  ou  $nd_i=2$

### 3.3.1.3. Deuxième niveau.

En gardant toujours à l'esprit que la largeur des engins de pêche employés est constante, le taux d'échantillonnage du deuxième niveau, défini par  $f_{2kih}$ , est :

$$f_{2kih} = \frac{1}{nd_i}$$

## 3.3.2. Intérieur de baie de Seine.

### 3.3.2.1. Premier niveau.

Le premier niveau de l'intérieur de baie de Seine est le niveau "strate".  $S_h$ ,  $Q_{ih}$  et  $ne$  ayant la même définition que précédemment (voir ci-dessus § 3.3.1), le taux d'échantillonnage de ce niveau est :

$$f_h = \frac{\sum_{i=1}^{i=ne} Q_{ih}}{S_h}$$

### 3.3.2.2. Deuxième niveau.

Dans un carré  $i$  de superficie  $Q_{ih}$ , plusieurs prélèvements peuvent être effectués et pour chaque prélèvement, plusieurs dragues peuvent être employées. On utilise la quantité  $np_i$  pour désigner le nombre de prélèvements,  $nd_{ij}$  le nombre de dragues utilisées par prélèvement  $j$  faisant partie du carré  $i$  et  $s_{jih}$  la surface draguée lors d'un prélèvement  $j$ . Si  $L$  est la largeur des dragues et  $d_{kjh}$  la distance parcourue sur le fond par la drague  $k$ , le taux d'échantillonnage de ce niveau, représenté par  $f_{1ih}$ , s'écrit comme suit :

$$f_{1ih} = \frac{s_{jih}}{Q_{ih}} \quad \text{avec} \quad s_{jih} = L \sum_{j=1}^{npi} \sum_{k=1}^{ndjih} d_{kjih}$$

Note: le cas le plus fréquent consiste à considérer :  $L=2$ mètres,  $np_i = 1$  ou  $np_i=2$ ,  $nd_{ij}=1$  ou  $nd_{ij}=2$ . En se rappelant que  $Q_{ih}=1$  mille<sup>2</sup>,  $f_{1ih}$  peut prendre quatre valeurs.

### 3.3.2.3. Troisième niveau.

Par prélèvement  $j$  appartenant au carré  $i$ , plusieurs dragues peuvent être utilisées. Si on fait appel aux notations du paragraphe précédent, le taux d'échantillonnage de ce niveau donné par  $f_{2jih}$ , est égal à :

$$f_{2jih} = \frac{L \sum_{k=1}^{ndjih} d_{kjih}}{s_{jih}}$$

### 3.3.2.4. Quatrième niveau.

En gardant toujours à l'esprit que la largeur des engins de pêche employés est constante, le taux d'échantillonnage au quatrième niveau, défini par  $f_{3kjih}$ , vaut :

$$f_{3kjih} = \frac{1}{nd_{jih}}$$

Note: dans le cas usuel,  $nd_{ij}=2$  donc  $f_{3kjih}=0.5$ .

## 3.4. Abondance.

Lors de la collecte des données dans un prélèvement unitaire  $j$  d'un carré  $i$  de la strate  $h$ , on détermine exhaustivement la composition en âge des captures ; ensuite, par groupe d'âge  $g$ , on procède à des mensurations non obligatoirement exhaustives avec une allocation variable.

On désigne par  $C_{kijhg}$  le rapport effectif capturé/effectif mesuré et par  $X_{kijhg}$  l'effectif mesuré par classe de taille. L'estimateur "nombre total d'animaux appartenant au groupe d'âge  $g$ , toutes strates spatiales et toutes classes de taille confondues", est désigné par  $Tg$ .

### 3.4.1. En baie de Seine extérieur.

$$T_g = \sum_{h=1}^{ns} T_{gh}$$

$$T_g = \sum_{h=1}^{ns} \frac{S_h}{\sum_{i=1}^{ne} Q_{ih}} \sum_{i=1}^{ne} \frac{1}{nd_i} \sum_{k=1}^{nd_i} \frac{Q_{ih}}{Ld_{kih}} C_{kihg} \sum_{l=l \min}^{l \max} X_{kilhg} \beta_{kl} \cdot$$

Dans le cas particulier où la baie de Seine extérieure comporte une seule strate de superficie S et où l'aire des carrés i est constante ( $Q_{ih}=1$  mille<sup>2</sup>), l'égalité devient :

$$T_g = \frac{S}{ne} \sum_{i=1}^{ne} \frac{1}{nd_i} \sum_{k=1}^{nd_i} \frac{C_{kihg}}{Ld_{ki}} \sum_{l=l \min}^{l \max} X_{kilg} \beta_{kl}$$

### 3.4.2. En baie de Seine intérieur.

$$T_g = \sum_{h=1}^{ns} T_{gh}$$

$$T_g = \sum_{h=1}^{ns} \frac{S_h}{\sum_{i=1}^{ne} Q_{ih}} \sum_{i=1}^{ne} \frac{1}{np_i} \sum_{j=1}^{np_i} \frac{1}{nd_{ji}} \sum_{k=1}^{nd_{ij}} \frac{Q_{ih}}{Ld_{kjih}} C_{kjihg} \sum_{l=l \min}^{l \max} X_{lkjihg} \beta_{kl}$$

Lorsque un seul prélèvement ( $np_i=1$ ) est effectué dans chaque carré i de superficie  $Q_{ih}=1$  mille<sup>2</sup>, l'expression de l'abondance devient :

$$T_g = \sum_{h=1}^{ns} \frac{S_h}{ne} \sum_{i=1}^{ne} \frac{1}{nd_i} \sum_{k=1}^{nd_i} \frac{C_{kihg}}{Ld_{ki}} \sum_{l=l \min}^{l \max} X_{lkihg} \beta_{kl}$$

### 3.5. Biomasse.

L'estimateur  $B_g$  de la biomasse totale du groupe d'âge  $g$ , toutes strates spatiales et toutes classes de taille confondues, se présente comme suit :

$$B_g = \sum_{h=1}^{ns} B_{gh} = \sum_{h=1}^{ns} p_{gh} T_{gh}$$

où  $p_{gh}$  représente le poids moyen des coquilles d'âge  $g$  dans la strate  $h$  ; son estimation est obtenue grâce aux mesures des années précédentes.



---

#### **4. Estimation de la variance des estimateurs.**

La méthode d'estimation des indices d'abondance et de la biomasse utilisée lors du traitement des campagnes d'évaluation du stock de coquilles Saint-Jacques de la baie de Seine a été développée dans le chapitre précédent. Cependant, cette méthode ne permet pas directement de procéder à une estimation de la variance autour des estimateurs calculés.

Les conditions d'applicabilité du théorème central limite utilisé classiquement pour le calcul des intervalles de confiance ne sont pas toujours réunies dans notre cas. En effet, l'espérance des estimateurs des indices d'abondance ne converge pas systématiquement vers la loi normale. De ce fait, afin d'estimer les intervalles de confiance, on fait appel à une technique de "bootstrap" non paramétrique de type Bca, ou biais correcteur (EFRON, 1987). Cette méthode est une extension du "bootstrap" classique ; elle permet d'obtenir théoriquement plus de précision sur l'estimation d'un paramètre  $\theta$ . L'intervalle de confiance est alors calculé en appliquant la méthode des quantiles (EFRON and TIBSHIRANI, 1986).

#### 4.1. Principe du bootstrap non paramétrique BCa.

Les données  $y=(x_1, x_2, \dots, x_n)$  consistent en  $n$  observations indépendantes et identiquement distribuées (iid)  $x_i$  qui proviennent d'une distribution de probabilité inconnue  $F$  dans un espace probabilisé  $\chi$ . Il existe un paramètre  $\theta = t(F)$  vrai pour lequel on veut calculer un intervalle de confiance approché. La méthode BCa pour le calcul d'un tel intervalle de confiance est basé sur une estimation non paramétrique  $\hat{\theta} = t(\hat{F})$ , où  $\hat{F}$  est la distribution de probabilité empirique de l'échantillon, en appliquant un poids  $1/n$  à chaque  $x_i$  observé.

Un échantillon "bootstrap"  $y^* \sim \hat{F}$  consiste dans ce cas en un iid échantillon de taille  $n$  de  $\hat{F}$ .

Notons  $y_{gh}^* = (x_{gh1}^*, x_{gh2}^*, \dots, x_{ghn}^*)$ .

$y_{gh}^*$  est un échantillon aléatoire de taille  $n$  tiré avec remise dans les  $n$  prélèvements  $(x_{gh1}, x_{gh2}, \dots, x_{ghn})$  de coquilles d'âge  $g$  dans la strate  $h$ . Cet échantillon  $y_{gh}^*$  donne une réplique de  $\hat{\theta}$ ,  $\hat{\theta}^* = t(\hat{F}^*) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ghi}^* / d_{hi}$ ,  $\hat{\theta}$

étant l'indice d'abondance ou nombre moyen de coquilles d'âge  $g$  par mille dragué dans la strate  $h$ .

La méthode du "bootstrap" consiste à tirer A fois  $y_{gh}^*$  (en général A=1000) et en extraire A fois  $\hat{\theta}$ . Il suffit ensuite de regarder les quantiles de la distribution du "bootstrap" pour avoir un intervalle de confiance approché de  $\theta$ .

#### 4.2. Application numérique.

La méthode bootstrap Bca a été appliquée aux estimations d'indice d'abondance de l'année 1999 (VIGNEAU et FOUCHER, 2000). La figure 12 montre les intervalles de confiance à 90% (rectangle plein) et à 95% (extrêmes) ainsi calculés. L'abondance et la biomasse par strate de l'année 1999 avec leur intervalle de confiance bootstrapé sont exprimés dans les tableaux 9 et 10 :

<b>Strate1</b>	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans
Minimum	0.572	2.654	0.389	0.286	0.094	0.017	0.000
Moyenne	<b>1.388</b>	<b>3.748</b>	<b>0.576</b>	<b>0.415</b>	<b>0.162</b>	<b>0.056</b>	<b>0.006</b>
Maximum	4.177	5.288	0.912	0.592	0.244	0.152	0.017
<b>Strate 2</b>	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans
Minimum	1.497	3.701	0.374	0.359	0.141	0.021	0.000
Moyenne	<b>2.497</b>	<b>4.812</b>	<b>0.525</b>	<b>0.522</b>	<b>0.219</b>	<b>0.047</b>	<b>0.008</b>
Maximum	3.797	6.336	0.689	0.719	0.335	0.109	0.023
<b>Strate 3</b>	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans
Minimum	2.034	6.841	1.303	0.385	0.081	0.023	0.000
Moyenne	<b>3.015</b>	<b>8.538</b>	<b>1.640</b>	<b>0.602</b>	<b>0.140</b>	<b>0.065</b>	<b>0.000</b>
Maximum	4.346	10.798	2.039	0.973	0.239	0.129	0.000
<b>Exterieur</b>	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans
Minimum	8.705	21.130	1.566	1.005	0.350	0.042	0.011
Moyenne	<b>12.866</b>	<b>25.926</b>	<b>1.910</b>	<b>1.238</b>	<b>0.507</b>	<b>0.102</b>	<b>0.053</b>
Maximum	17.994	31.061	2.415	1.569	0.801	0.203	0.162

Tableau 9 : Nombre de coquilles recensées par strate et par âge lors de la campagne COMOR 29 et leur intervalle de confiance à 95% (Nombres exprimés en millions)

	Minimum	Moyenne	Maximum
Strate 1	768	<b>1115</b>	1630
Strate 2	1020	<b>1371</b>	1847
Strate 3	1902	<b>2434</b>	3162
Extérieur	4887	<b>6042</b>	7398

Tableau 10 : Biomasse en tonnes de coquilles recensées par strate lors de la campagne COMOR 29.

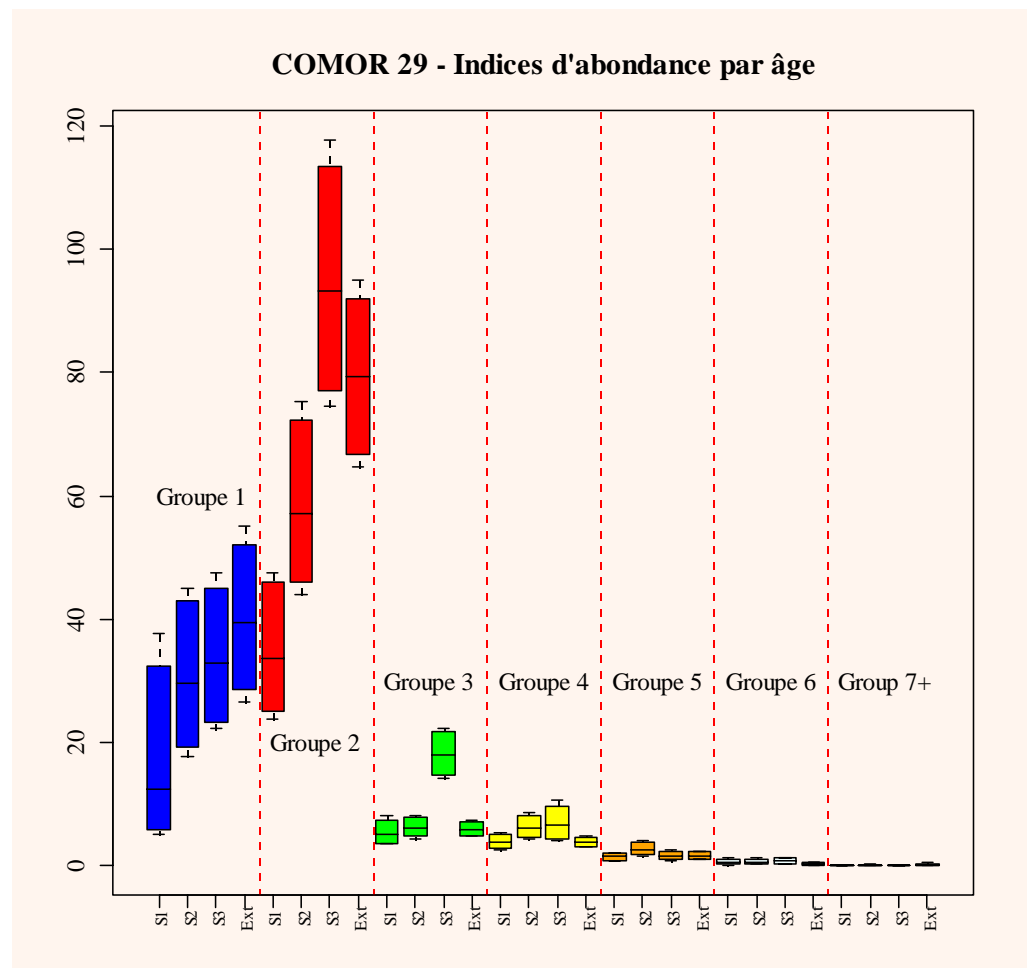


Figure 12 : Intervalles de confiance calculés par la méthode du bootstrap non paramétrique (option Bca)

Les intervalles de confiance sont plus larges pour les groupes d'âge 1 et 2 que pour les groupes plus âgés. Ce résultat s'explique par une plus grande dispersion naturelle des jeunes coquilles non encore exploitées.

---

## 5. Conclusion.

La méthodologie telle que définie dans ce document se rapproche en de nombreux points de celle appliquée en baie de St-Brieuc. Cette convergence méthodologique permet à la campagne effectuée en Manche orientale de profiter de tous les développements mathématiques réalisés pour la campagne d'évaluation du stock de coquilles St-Jacques de la baie de St-Brieuc. Dans la même logique, les travaux d'amélioration de la qualité des estimateurs pourront profiter aux deux campagnes.

La solution retenue en Manche orientale consistant à utiliser le "bootstrap" non paramétrique pour calculer les intervalles de confiance a l'avantage de pouvoir fournir des résultats numériques rapidement. Néanmoins, certaines précautions doivent être prises pour utiliser le "bootstrap" dans le cas d'un échantillonnage à niveau, et en particulier lors du regroupement de strates.

Pour améliorer la connaissance de l'erreur autour du calcul de l'indice d'abondance, voici quelques éléments de réflexion :

- Déterminer la loi de distribution des observations issues des "coups de drague" pour mettre en œuvre des calculs basés sur une méthode entièrement paramétrique et donc plus robustes sur le plan statistique.
- Intégrer dans les calculs d'intervalles de confiance la variabilité des paramètres d'efficacité de l'engin de prélèvement.
- Comparer différentes méthodes (paramétriques et non paramétriques) de calcul des intervalles de confiance.

Par la suite, il sera possible d'examiner comment le nombre de prélèvements influe sur la qualité des estimateurs. Cela permettra de proposer un nombre de prélèvement par strates optimisé en fonction du coût et de la précision voulue pour les estimateurs d'abondance et de biomasse des campagnes COMOR.

## BIBLIOGRAPHIE.

- Antoine, L. (1979). La croissance de la coquille St-Jacques *Pecten maximus* (L.) et ses variations en Mer Celtique et en Manche. Brest, Université de Bretagne Occidentale : 148 p.
- Baird, R. H. (1957). A discussion of factors affecting the efficiency of dredges. Paper n° 67(b), International fishing gear congress, Hambourg, 1957. 7 pp.
- Buestel, D., J.-C. Dao, et F. Gohin (1985). Estimation d'un stock naturel de coquilles St-Jacques par une méthode combinant les dragages et la plongée. Traitement des résultats par une méthode géostatistique. International Council for the Exploration of the Sea (CM-1985/K:18) : 19 pp.
- Chapman, C. J., J. Mason, et J.A.M. Kinnear (1977). Diving observations on the efficiency of dredges used in the Scottish fishery for the scallop (*Pecten maximus*, L.). Scottish Fisheries Research, **10** : 16 pp.
- Cochran, W. G. (1977). Sampling techniques, Ed. John Wiley and Sons. 428 p.
- Dare, P. J. and D. W. Palmer (1994). The use of dredge efficiency factors for estimating indirectly population composition and abundance of scallops, *Pecten maximus* (L.). Canadian technical report of fisheries and aquatic sciences **2** (0706-6457) : 137-142.
- Dickie L.M. (1955) Fluctuations in abundance of the Giant Scallop, *Placopecten magellanicus* (Gmelin), in the Digby area of the Bay of Fundy. J. Fish. Res. Bd. Canada, **12** (6).
- Dupouy (1982). Etude comparée des dragues à coquilles Saint-Jacques utilisées en France. La pêche maritime: 213 -218.
- De Kergariou, G. (1976). Etude des stocks de coquilles Saint-Jacques de la Baie de Seine (22 mars au 8 avril 1976). Rapport ISTPM. 8 p.
- De Kergariou, G., D. Perodou, et S. Claude (1983). Evaluation du stock de coquilles Saint-Jacques en Baie de Seine, Rapports techniques ISTPM: 26p.
- Efron B. (1987). Better bootstrap confidence interval. Journal of the American Statistical Association. **82**, n° 397, Theory and methods, 171-185.
- Efron B. and R. Tibshirani (1986). Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. Statistical Science, **1**, 54-77.

- Fifas, S. (1993). Analyse et modélisation des paramètres d'exploitation du stock de coquilles Saint-Jacques (*Pecten maximus*, L.) en Baie de St-Brieuc (Manche Ouest, France). Brest, Université de Bretagne Occidentale :422 p.
- Fifas, S. and P. Berthou (1999). An efficiency model of a scallop (*Pecten maximus*, L.) experimental dredge: Sensitivity study. ICES Journal of Marine Science, **56**(4) : 489-499.
- Larsonneur, C., P. Bouysse, and J.P. Auffret (1982). The superficial sediments of the English Channel and its Western approaches. Sedimentology, **29**(6) :14 p.
- Laurec A., Le Guen J.C. (1981). Dynamique des populations exploitées. Tome 1. Concepts et modèles. Rapports scientifiques et techniques, n° 45, 118p.
- Morin, J. and J. Vigneau (1995). Eastern channel scallop stock management. Fisheries, Biology and Aquaculture of Pectinids. 8th Int. Pectinid Workshop, 22-29 May 1991, Cherbourg (France).
- Vigneau, J., S. Fifas, A. Guérolé, P. Berthou et M. Lemoine (1997). Ressources halieutiques : modèle coquilles. Les campagnes d'évaluation directe de la coquille en Manche. Colloque du CIRMAT, Bordeaux, 9-10 juin 1997 Navires côtiers et océanographie de l'Atlantique et de la Manche. 9 p.
- Vigneau, J. et E. Foucher (2000). Evaluation du stock de coquilles Saint-Jacques de la Manche-Est. Campagne COMOR XXIX. Laboratoire Ressources Halieutiques. Station IFREMER de Port-en-Bessin, .17 p.
- Vigneau, J. et J. Morin (1990). Evaluation des stocks de coquilles Saint-Jacques en Manche-Est et application d'une nouvelle méthodologie. Laboratoire Ressources Halieutiques. Station IFREMER de Port-en-Bessin, 34 p.