

**LA STRUCTURE DEMOGRAPHIQUE DES CAPTURES DE LA COQUILLE SAINT-JACQUES
(*Pecten maximus*, L.) EN BAIE DE SAINT-BRIEUC (Manche, France). ESTIMATION DES
VARIANCES ET DES BIAIS.
APPROCHE STOCHASTIQUE DE L'ANALYSE DES COHORTES.**

Spyros FIFAS et Michèle JEZEQUEL
IFREMER - Centre de Brest - DRV/RH - B.P. 70 - 29280 Plouzané - FRANCE

RESUME.

Le suivi régulier du stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc est assuré, en grande partie, par la collecte des données sur les débarquements en criée à partir de 1979.

Le plan d'échantillonnage mis au point est aléatoire stratifié selon des strates temporelles (mois). L'unité d'échantillonnage est le bateau x jour ; par unité, 100 animaux sont tirés au hasard et leur âge est déterminé facilement sur le terrain. L'équiprobabilité des échantillons est respectée grâce à une pondération en fonction des débarquements par unité. Par contre, d'autres aspects (variabilité spatiale, variabilité intra-bateau) sont, volontairement ou obligatoirement, négligés. L'estimateur retenu (effectif des animaux par groupe d'âge débarqués en criée) est un produit d'une variable quotient (estimateur rapport) et d'une variable auxiliaire, le tonnage total d'une saison de pêche, considérée comme constante. Un estimateur séparé est choisi. Les moyens informatiques disponibles permettent d'estimer selon une formulation analytique la variance et le biais des estimateurs. La matrice des variances-covariances des captures aux âges est construite.

A partir du jeu des données traitées par ce travail, une analyse des cohortes intégrant les intervalles des captures aux âges est conduite. Elle permet d'obtenir une estimation stochastique des vecteurs des abondances et des mortalités aux âges.

MOTS CLES : coquille Saint-Jacques, criée, échantillonnage aléatoire stratifié, estimateur rapport, variance, biais, analyse des cohortes.

**AGE COMPOSITION OF CATCHES FROM THE SCALLOP STOCK (*Pecten maximus*, L.)
IN THE SAINT-BRIEUC BAY (English Channel, France).
ESTIMATION OF VARIANCES AND BIAS.
STOCHASTIC VIRTUAL POPULATION ANALYSIS.**

Spyros FIFAS and Michèle JEZEQUEL
IFREMER - Centre de Brest - DRV/RH - B.P. 70 - 29280 Plouzané - FRANCE

ABSTRACT.

Population dynamics studies of the scallop stock in the Saint-Brieuc bay have mainly been carried out since 1979 by collecting data from landings at auction.

Sampling plan is a temporally stratified random one ; three time strata are defined. Sampling unit is the vessel x fishing day ; for each unit, 100 scallops are randomly sampled and their age is directly determined. On the one hand, equality of sampling probabilities needs to weight each 100 scallops unit by individual daily landings. On the other hand, some components as spatial or within-vessel variability are neglected. Age composition of catches is expressed by ratio estimators multiplied by an auxiliary variable (total yearly landings), considered as constant. Separated ratio estimators are used. Variances and bias of estimators and matrix of variances-covariances between age-group catches are calculated.

These results are analysed in order to obtain a stochastic virtual population analysis using intervals of catches per age-group. Vectors of abundances and mortalities and their variance are estimated.

KEYWORDS : *scallop, auction, stratified random sampling, ratio estimator, variance, bias, virtual population analysis.*

1. GENERALITES.

En dynamique des populations exploitées, la construction des modèles a un intérêt pratique s'ils sont bâtis à partir des données fiables. L'acquisition de ces dernières est un objectif prioritaire en halieutique. Pour cela, il est nécessaire de procéder à un échantillonnage selon un objectif et un plan bien définis.

1.1. L'échantillonnage des captures.

Dans le cas du suivi régulier d'un stock exploité, l'effort d'échantillonnage est, en grande partie, consacré à la collecte des données sur les débarquements. Dans cette perspective, le cas le plus propice consiste à avoir accès à des données officielles sur les captures. Pour certains stocks, la disponibilité en ces données est assurée par un réseau des criées.

Pour le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc (Manche, France ; fig. 1), les criées sont des structures de vente aux enchères gérées par la Chambre de Commerce et d'Industrie des Côtes-du-Nord, chargées, depuis 1978, de la première mise en marché du produit.

L'existence des criées rend plus aisée la collecte des données sur les débarquements pendant les jours de vente. La pratique courante consiste à prélever une fraction d'animaux présentés en criée et à déduire ensuite, par inférence, la composition des captures (population-cible) selon l'âge : on parle ici d'une étude de la structure démographique des captures.

1.2. Détermination de l'âge.

L'étude de la structure démographique des captures rend indispensable la détermination de l'âge des animaux prélevés.

La lecture de l'âge de la coquille Saint-Jacques est facile et peut être effectuée sur les lieux d'échantillonnage ; elle est directement réalisable sur la partie extérieure des valves (MASON, 1957 ; BUESTEL et LAUREC, 1976 ; ANTOINE, 1979). Le gisement de la baie de Saint-Brieuc s'avère particulièrement favorable grâce au ralentissement hivernal de la croissance, correspondant à un arrêt presque complet bien marqué par un anneau sur la coquille (fig. 2) (ANTOINE, 1979) ; de plus, l'animal se reproduit uniquement en été et ceci minimise le risque de confusion entre les anneaux hivernaux et ceux dus à la reproduction. Cela n'est pas le cas de gisements géographiquement proches comme celui de la rade de Brest ou de la baie de Seine (LUCAS, 1965 ; ANTOINE, 1979 ; HUELVAN, 1985 ; BUESTEL et al., 1986).

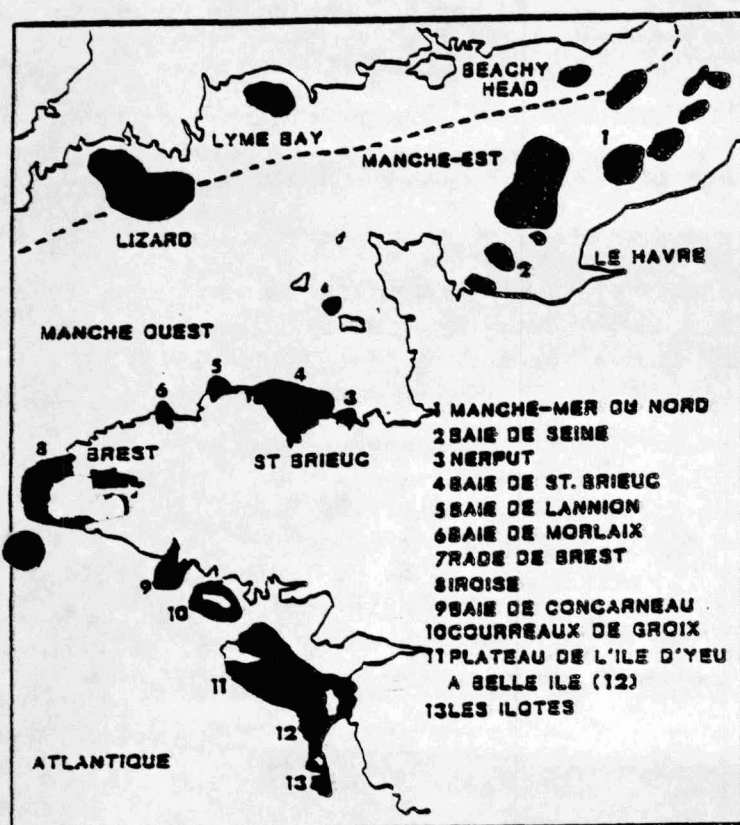


Figure 1. La baie de Saint-Brieuc sur les côtes Atlantiques.

Figure 1. Saint-Brieuc bay in the coastal Atlantic waters.

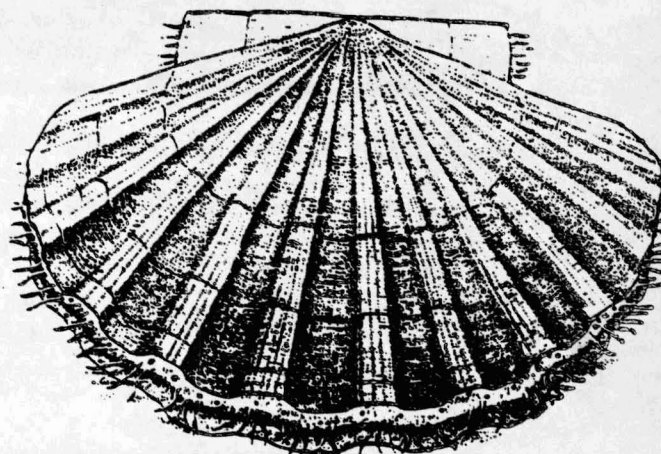


Figure 2. La coquille Saint-Jacques avec les anneaux hivernaux de la croissance.

Figure 2. Scallop with growth rings of winter.

1.3. Principes fondamentaux de l'échantillonnage des débarquements.

La population-cible est définie sur quatre niveaux différents :

(I) *Premier niveau* : Il est défini par la journée de sortie autorisée.

(II) *Second niveau* : Il est déterminé par le nombre total de navires pêchant au cours d'une journée d'ouverture donnée.

(III) *Troisième niveau* : Il est défini par le nombre total de sacs d'emballage d'animaux débarqué par un bateau donné au cours d'une sortie autorisée donnée.

(IV) *Quatrième niveau* : Il se réfère au nombre total de coquilles Saint-Jacques contenues dans un sac donné, débarqué par un bateau pendant une jour d'ouverture donnée.

Sans entrer encore dans les détails de définition du plan d'échantillonnage, il est évident que l'évaluation de l'effectif total capturé par groupe d'âge nécessite l'extrapolation sur les captures totales d'une année donnée. Pour cette opération, on a besoin : (I) du tonnage total débarqué pendant une saison de pêche et (II) des poids individuels par groupe d'âge.

Sur le deuxième point, il existe deux voies : (I) estimer le w_m par groupe d'âge (ou le poids moyen de l'échantillon de 100 individus) selon un échantillonnage à la criée parallèlement à l'évaluation des effectifs : cette option permettrait d'obtenir des estimations des poids variables selon les années ; (II) introduire des valeurs de w_m par groupe d'âge en se référant à une courbe théorique de croissance individuelle : dans sa version la plus classique, cette option suppose la constance interannuelle de la croissance.

Pour des raisons pratiques (indisponibilité de balance de précision à certains lieux d'échantillonnage, peu de variabilité interannuelle des poids individuels en période de repos sexuel des animaux (pêche ouverte en hiver), etc.), la solution finalement retenue était la seconde.

Les valeurs de poids par groupe d'âge sont issues d'une courbe théorique de croissance pondérale de VON BERTALANFFY, ajustée sous hypothèse d'isométrie par FIFAS (1991 ; sous presse), sur la base des données présentées par VERON (1979). Les valeurs des paramètres sont les suivantes :

$$w_{\infty} = 262,841 \text{ g} ; k = 0,453 \text{ an}^{-1} ; t_0 = -0,726 \text{ an} \quad (1)$$

Ces estimations de w_{∞} , k , t_0 autorisent ensuite de calculer le poids individuel théorique par groupe d'âge. La date de naissance étant, par simplification, fixée au 1er juillet, les âges correspondant aux groupes 1, 2, ..., 6, sont égaux à 1,5, 2,5, ..., 6,5 ans, respectivement.

2. MATERIELS ET METHODES.

Lors des études antérieures, la population-cible (nombre total d'animaux présentés à la criée au cours d'une saison de pêche) fut supposée homogène et un plan d'échantillonnage aléatoire simple (E.A.S.) fut employé. Cette simplification est actuellement mise en cause.

2.1. Définition du plan d'échantillonnage.

2.1.1. Le rôle du port de débarquement.

Les ports coquilliers ont suivi des évolutions différentes (PIBOUBES, 1974 ; LE GAL LA SALLE, 1984) par le développement, en tant qu'activité annexe, soit de la pêche aux grands crustacés et, plus récemment, du fileyage à poissons (Paimpol), soit de l'exploitation des praires et, ensuite, du chalutage des fonds (Saint-Brieuc).

Dans cette étude, il est admis a priori que la structure démographique des captures ne se différencie pas selon les ports en raison de la proximité de ceux-ci et des dimensions restreintes de l'aire du gisement. En conclusion, il ne paraît pas primordial de tenir compte du port de débarquement dans le plan d'échantillonnage.

2.1.2. Le rôle de la répartition spatiale de la flottille.

La stratification spatiale est aisément applicable en halieutique (LAUREC et al., 1983). Pour le stock étudié, elle présente le double avantage d'être déjà mise en place dans d'autres domaines du suivi de la ressource (évaluations directes) et

d'être largement connue par les professionnels en raison des enquêtes sur les zones de pêche organisées pendant les jours de vente.

Toutefois, VERON (1979), DAO (1985) et FIFAS (1991 ; sous presse) ont mis l'accent sur la variabilité spatiale du recrutement annuel et sur l'adaptation de la stratégie de pêche consistant à concentrer les bateaux sur les zones les plus riches. De cette manière, un risque apparaît si on stratifie spatialement car certains secteurs peuvent être sous- ou inexploités au cours d'une saison donnée alors que d'autres sont excessivement fréquentés en raison d'une ressource inégalement répartie. Cette situation peut se renverser d'une année à l'autre.

Il est, en conséquence, délicat de proposer une allocation selon un découpage spatial et cette option n'est pas retenue.

2.1.3. Le rôle de la variabilité "intra-bateau - inter-sac".

Un seul sac de coquilles doit être échantillonné par bateau x jour en raison des contraintes pratiques puisqu'il n'est pas admis de déballer un grand nombre de sacs destinés à la vente. Il convient maintenant d'examiner si cette restriction introduit un biais dans l'estimation finale.

La sélection d'un seul sac pourrait conduire à des résultats erronés si chaque sac correspondait à une structure démographique spécifique. A ce propos, il faut noter que :

- Sur les petits bateaux, en raison d'un nombre insuffisant de membres d'équipage (1 ou 2 personnes), les animaux capturés sont, en général, mis dans des sacs après la pêche pendant le trajet de retour ou devant le port. Dans ce cas, la répartition des individus par sac selon leurs âges se fait de manière aléatoire et un sac ne correspond pas à une structure spécifique. La sélection d'un sac ne biaise vraisemblablement pas l'estimation.

- Sur les plus grosses unités, l'équipage peut souvent assurer le tri et l'emballage des coquilles au fur et à mesure (3 ou 4 personnes à bord). Un sac peut refléter ainsi une structure spécifique si le navire se déplace rapidement d'une zone à une autre ou d'un type de fond à un autre et s'il existe une variabilité spatiale de la structure d'âge de la population. Le prélèvement d'un seul sac peut alors introduire un biais.

2.1.4. Le rôle de la variabilité temporelle.

Un autre facteur négligé par le passé est lié à la variabilité temporelle de la structure démographique des captures. Dans la mesure où la stratégie de pêche est définie selon l'orientation vers les groupes d'âge les plus abondants, la structure se modifie progressivement au cours de la saison de pêche. Par conséquent, la prise en compte d'un estimateur moyen sur toute la saison n'est pas rigoureuse.

Il paraît ainsi plus judicieux de tenir compte de l'effet "temps" et d'appliquer un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié. La pêche étant ouverte de novembre à mars, une subdivision en trois strates est proposée : (I) novembre ; (II) décembre et (III) période après Noël. Ce découpage à des périodes inégales tient compte d'une modification notable de la stratégie et des paramètres d'exploitation, avant et après Noël (FIFAS, 1991 ; sous presse).

2.1.5. L'équiprobabilité des échantillons.

Un problème similaire est déjà traité par LAUREC et al. (1983). Supposons que, lors d'un jour d'échantillonnage à la criée, deux bateaux, l'un assurant une grosse production, l'autre plus petit, sont sélectionnés. En sélectionnant un sac par navire et en fixant a priori l'effectif échantillonné, les taux d'échantillonnage pour les deux bateaux sont inégaux : celui du gros navire est plus faible car il présente à la criée un nombre plus élevé de sacs et, par conséquent, un effectif supérieur d'animaux. L'équiprobabilité des échantillons n'est pas respectée.

Le problème serait sans conséquence grave si la structure démographique ne changeait pas notablement d'un navire à l'autre selon sa taille et selon l'effectif total capturé correspondant. Toutefois, cela n'est pas le cas.

En réalité, la taille (et la puissance motrice) d'un bateau détermine une stratégie spécifique de pêche. Les grosses unités profitent de leur puissance élevée et draguent principalement sur les fonds plats de la baie où la vitesse de traction demeure un élément essentiel de l'efficacité de leur travail. Les petites unités ne peuvent pas se baser sur leur puissance : par contre, elles peuvent bénéficier de leur souplesse et pêcher de manière plus efficace dans les zones rocheuses.

Si le taux d'exploitation est globalement plus fort sur les fonds plats que les zones rocheuses, le premier type d'exploitation est vraisemblablement représenté par une structure démographique plus jeune comparativement au second. De ce fait, le non respect de l'équiprobabilité amène à attacher plus de poids aux échantillons où la proportion relative des vieux groupes d'âge est plus forte.

Conformément à la suggestion de LAUREC et al. (1983), pour tourner la difficulté, il ne faut pas définir un nombre fixe d'animaux par navire, mais une proportion constante. Cependant, le nombre total d'individus capturés par jour et par bateau reste inconnu ; il est ainsi recommandé de calculer l'estimateur final en pondérant par bateau x jour en fonction du nombre total de sacs débarqués (ou du tonnage total débarqué par le bateau x jour).

2.2. Proposition d'un plan d'échantillonnage.

L'analyse des caractéristiques essentielles de la population-cible a montré qu'un plan d'échantillonnage doit intégrer :

(I) La variabilité temporelle de la structure démographique par subdivision de la saison de pêche en trois périodes (strates).

(II) L'effet du poids relatif de chaque navire échantillonné par la prise en compte d'un pondérateur lié au débarquement journalier.

Le plan emprunté sera celui d'un échantillonnage aléatoire stratifié.

2.2.1. Les différents niveaux de référence de la population-cible.

Pour l'application du plan stratifié, on considère trois strates h ($h=1,2,3$) (cf. paragr. 2.1.4). A l'intérieur de chaque strate, le tirage doit être effectué à quatre niveaux :

(I) Le premier niveau se réfère au nombre de jours de sortie, désigné par N_h ($i=1,2,\dots,N_h$) : soit n_h le nombre de jours sélectionnés au hasard sur l'ensemble N_h par strate.

(II) Le second niveau se réfère au nombre de bateaux ayant pêché au cours de la journée de sortie i et sera représenté par $Nb_h(i)$ ($j=1,2,\dots,Nb_h(i)$) : on échantillonne ici un effectif $nb_h(i)$.

(III) Le troisième niveau tient compte du sac d'emballage du produit. Soit le nombre total de sacs débarqués par bateau j au cours du jour i donné par $Ns_h(i,j)$ ($k=1,2,\dots,Ns_h(i,j)$) : sur cet ensemble, un seul sac est sélectionné au hasard.

(IV) Le quatrième niveau correspond au nombre d'animaux contenus par sac k , bateau j et jour i ; cet ensemble est désigné par $Nc_h(i,j,k)$. L'effectif échantillonné est fixé à 100 individus.

2.2.2. Estimateur moyen par strate h .

Soit $x_{mh}(i,j)$ le nombre d'individus appartenant au groupe d'âge m ($m=1,\dots,6$) prélevés au cours du jour de sortie i parmi les captures du navire j et à l'intérieur de la strate h . Soit encore Y_{th} le tonnage total débarqué au sein de la strate h , w_m le poids individuel par groupe d'âge m et $Ns_h(i,j)$ le nombre de sacs (ou le tonnage correspondant) pour un bateau x jour donné. L'effectif total capturé par groupe d'âge l , désigné par T_{lh} , est donné par :

$$T_{lh} = \frac{Y_{th} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{lh}(i,j) \right]}{\sum_{m=1}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]} \quad (2)$$

L'expression de la (2) fait appel à un estimateur rapport et une variable auxiliaire, le tonnage correspondant à la strate h (Y_{th}).

2.2.3. L'estimateur global.

On représente par T_l l'effectif total d'un groupe d'âge l capturé au cours de la saison de pêche. Il existe, selon COCHRAN (1977), deux estimateurs différents T_l :

(I) L'estimateur combiné :

$$T_l = \frac{Y_t \cdot \sum_{h=1}^3 w_h \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{lh}(i,j) \right]}{\sum_{h=1}^3 w_h \sum_{m=1}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]} \quad (3)$$

avec : $Y_t = \sum_{h=1}^3 Y_{th}$ - débarquements sur l'ensemble de la saison ;

W_h - poids de la strate h .

(II) *L'estimateur séparé* : il est construit par addition des estimateurs par strate T_{lh} :

$$T_l = \sum_{h=1}^3 T_{lh} \quad (4)$$

Les raisons essentielles justifiant le choix de l'un ou de l'autre estimateur sont analysées par COCHRAN (1977) : si les estimateurs T_{lh} varient sensiblement d'une strate à l'autre et les tailles des échantillons sont assez élevées, il est, en général, recommandé d'emprunter l'estimateur séparé. Celui-ci présente, de plus, une variance relativement faible et un biais raisonnable.

Dans cette étude, la stratification repose sur le critère de la variabilité temporelle de la structure démographique des captures (paragr. 2.1.4) ; l'estimateur séparé paraît ainsi plus adéquat.

2.2.4. La matrice des variances-covariances des groupes d'âge.

2.2.4.1. Généralités.

En admettant l'indépendance entre les trois strates, une variance (ou une covariance) sur l'ensemble de la saison de pêche est exprimée comme une somme des quantités respectives des trois strates :

$$V[T_l] = \sum_{h=1}^3 V[T_{lh}] \quad (\text{variance pour un groupe d'âge } l) \quad (5)$$

et

$$\text{Cov}[T_l, T_p] = \sum_{h=1}^3 \text{Cov}[T_{lh}, T_{ph}] \quad (\text{covariance entre les groupes d'âge } l \text{ et } p) \quad (6)$$

Pour aiser la présentation du calcul de la matrice des variances-covariances, nous remplaçons le numérateur et le dénominateur de l'équation (2) par :

$$\text{num}_{lh} = Y_{th} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{lh}(i,j) \right] \quad \text{et} \quad \text{den}_h = \sum_{m=1}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]$$

Note : Le numérateur comporte un indice l selon le groupe d'âge, contrairement au dénominateur qui est identique sur l'ensemble des groupes d'âge.

2.2.4.2. Développements limités d'ordre 1.

La démarche de recherche des variances-covariances à l'aide des développements limités en série de TAYLOR est de plus en plus répandue en halieutique (LAUREC, 1986 ; LAUREC et MESNIL, 1987 ; CHEVAILLIER, 1990 ; CHEVAILLIER et LAUREC, 1990).

Soit une fonction Ψ et $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k$ ses paramètres. On désigne par θ le vecteur qui regroupe les k paramètres $\theta_i, i = 1, 2, \dots, k$ et par $\Psi(\theta)$ la valeur de la fonction au point θ . L'approximation de cette fonction par une série de TAYLOR a une validité locale : on doit donc se référer à un point particulier θ^* . Les coordonnées d'un point θ au voisinage de θ^* s'écrivent : $\theta_i = \theta_i^* + \delta\theta_i, i = 1, \dots, k$. En notation vectorielle, la condition précédente équivaut à : $\theta = \theta^* + \delta\theta$.

Au voisinage de θ^* , le développement en série de TAYLOR à l'ordre 1 de la fonction Ψ se présente comme suit :

$$\Psi(\theta^* + \delta\theta) = \Psi(\theta^*) + \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i + E_2(\delta\theta) \quad (7)$$

avec : $\frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i}$: dérivée partielle de Ψ en θ_i au point θ^* .

$E_2(\delta\theta)$ est une infiniment petite quantité d'ordre 2 ; quand $\delta\theta$ tend vers 0, $E_2(\delta\theta)$ tend également vers 0.

L'approximation de la fonction Ψ par un développement à l'ordre 1 revient à négliger le terme $E_2(\delta\theta)$. Cela amène à :

$$\delta\Psi = \Psi(\theta^* + \delta\theta) - \Psi(\theta^*) = \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i \quad (8)$$

2.2.4.3. Calcul des variances-covariances par strate h.

Soient deux fonctions Ψ et Φ des variables $x_1, \dots, x_n$. Si on exprime approximativement la covariance entre ces deux fonctions par des développements limités d'ordre 1, on a :

$$\text{Cov}[\Psi(x_1, \dots, x_n), \Phi(x_1, \dots, x_n)] =$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial \Psi}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_i} \cdot V[x_i] + \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \left[\frac{\partial \Psi}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_j} + \frac{\partial \Psi}{\partial x_j} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_i} \right] \cdot \text{Cov}[x_i, x_j] \quad (9)$$

Note : Si les deux fonctions sont identiques ($\Psi = \Phi$), on obtient une expression de la variance de Ψ .

Dans le cas de la présente étude et pour une strate h , la covariance entre les effectifs capturés de deux groupes d'âge, l et p , désignés par T_{lh} et T_{ph} , est donnée par :

$$\begin{aligned} \text{Cov}[T_{\ell h}, T_{ph}] = \\ \frac{T_{\ell h} \cdot T_{ph} \cdot V[\text{den}_h] + \text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{num}_{ph}] - T_{ph} \cdot \text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h] - T_{\ell h} \cdot \text{Cov}[\text{num}_{ph}, \text{den}_h]}{\text{den}_h^2} \end{aligned} \quad (10)$$

Si $\ell = p$, la formule (10) donne l'expression de la variance d'un estimateur rapport (COCHRAN, 1977) :

$$V[T_{\ell h}] = \frac{1}{\text{den}_h^2} \cdot [V[\text{num}_{\ell h}] + T_{\ell h}^2 \cdot V[\text{den}_h] - 2 \cdot T_{\ell h} \cdot \text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h]] \quad (11)$$

Note : dans les équations (10) et (11), nous avons négligé les termes $1-f_h$ (f_h = taux d'échantillonnage par strate h) : cette simplification reste sans erreur grave si on admet qu'une très faible fraction de la population-cible est échantillonnée, c'est-à-dire si $f_h \rightarrow 0$.

Pour trouver une expression analytique de la (10), il faut estimer les quantités $V[\text{den}_h]$, $\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h]$ (et $\text{Cov}[\text{num}_{ph}, \text{den}_h]$) et $\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{num}_{ph}]$.

(I) Calcul de la $V[\text{den}_h]$.

Il s'agit du calcul de la variance d'une somme des q variables qui se décompose à une somme des q variances et une somme des $q(q-1)/2$ covariances. D'une manière générale :

$$V\left[\sum_{i=1}^q X_i\right] = \underbrace{\sum_{i=1}^q V[X_i]}_{q \text{ termes}} + 2 \cdot \underbrace{\sum_{i=1}^{q-1} \sum_{j=i+1}^q \text{Cov}(X_i, X_j)}_{q(q-1)/2 \text{ termes}}$$

Pour le développement de la $V[\text{den}_h]$, nous considérons : (I) l'indépendance entre les $n_h \cdot \text{nb}_h(i)$ tirages et (II) l'indépendance entre les variables "nombre de sacs par échantillon" et "nombre de coquilles par échantillon appartenant au groupe d'âge ℓ " (décrites par les quantités $Ns_h(i, j)$ et $x_{\ell h}(i, j)$).

La variance demandée s'exprime finalement de la manière suivante :

$$\begin{aligned} V[\text{den}_h] = \frac{\left[\sum_{i=1}^{n_h} \text{nb}_h(i)\right]^2}{\sum_{i=1}^{n_h} \text{nb}_h(i) - 1} \cdot \left[\sum_{m=1}^6 w_m^2 \cdot \left[(\overline{Ns_h^2}) \cdot (\overline{x_{mh}^2}) - (\overline{Ns_h})^2 \cdot (\overline{x_{mh}})^2 \right] + \right. \\ \left. 2 \cdot \sum_{m=1}^5 \sum_{p=m+1}^6 w_m \cdot w_p \cdot \left[(\overline{Ns_h^2}) \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} \right] \right] \end{aligned} \quad (12)$$

avec : n_h = nombre de jours d'échantillonnage par strate h ; w_m et w_p = poids individuels des groupes d'âge m et p , respectivement, et :

$$\overline{Ns_h} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j) ; \overline{x_{mh}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} x_{mh}(i,j) ;$$

$$\overline{Ns_h^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j)^2 ; \overline{x_{mh}^2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} x_{mh}(i,j)^2 ;$$

$$\overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} x_{mh}(i,j) \cdot x_{ph}(i,j)$$

(II) Calcul de la Cov[num_{lh}, den_h].

Cette covariance s'exprime comme suit :

$$Cov[num_{lh}, den_h] = \frac{Y_{th} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i) \right]^2}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i) - 1} \cdot \sum_{m=1}^6 w_m \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} \right] \quad (13)$$

les variables utilisées étant définies comme pour le calcul de la V[den_h].

La Cov[num_{ph}, den_h] est calculée de manière identique.

(III) Calcul de la Cov[num_{lh}, num_{ph}].

Cette covariance s'écrit comme suit :

$$Cov[num_{lh}, num_{ph}] = \frac{Y_{th}^2 \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i) \right]^2}{\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i) - 1} \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{ph}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{ph}} \right] \quad (14)$$

Si $l = p$, l'équation (14) donne la valeur de la variance V[num_{lh}].

2.2.5. Le biais des estimateurs.

Un estimateur statistique X est biaisé si : $E[X] \neq X$ où l'expression $E[X]$ est l'espérance mathématique (moyenne) de X. Le biais absolu de l'estimateur est donné par: $X - E[X]$.

Selon COCHRAN (1977), l'estimateur rapport est biaisé et son biais est, en général, d'un ordre $1/n$ (avec n = taille de l'échantillon). Ce biais devient négligeable quand la taille de l'échantillon est grande.

D'après HARTLEY et ROSS (*in* COCHRAN, 1977) le biais absolu d'un estimateur rapport $R = Y/X$ est approximativement donné par $\text{Cov}(R, X)/X$. L'approche de ces auteurs, développée également par KENDALL et STUART (1966), est utilisée ici pour le calcul du biais absolu de l'estimateur $T_{\ell h}$ par groupe d'âge ℓ et par strate h .

Pour faciliter la présentation de la démarche, nous désignons par $\text{num}_{\ell h}$ et den_h le numérateur et le dénominateur de l'estimateur $T_{\ell h}$ comme dans le paragraphe 4.5.1.1.

Pour estimer approximativement la quantité $E[T_{\ell h}]$, nous remarquons que :

$$\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}] = E[\text{num}_{\ell h}] - E[\text{den}_h] \cdot E[T_{\ell h}] \quad (15)$$

Les quantités $E[\text{num}_{\ell h}]$, $E[\text{den}_h]$ ne peuvent pas être estimées car on dispose d'une seule réalisation de l'échantillonnage. Il est, par contre, facile à démontrer que $\text{num}_{\ell h}$, den_h sont des estimateurs sans biais, c'est-à-dire :

$$E[\text{num}_{\ell h}] = \text{num}_{\ell h} \quad \text{et} \quad E[\text{den}_h] = \text{den}_h$$

Nous pouvons donc remplacer les deux espérances mathématiques par $\text{num}_{\ell h}$, den_h ; en résolvant la relation (15) par rapport à $E[T_{\ell h}]$, on obtient l'estimation suivante du biais absolu :

$$T_{\ell h} - E[T_{\ell h}] = \frac{\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}]}{\text{den}_h} \quad (16)$$

Les développements limités d'ordre 1, nous permettent ensuite de calculer le $\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}]$. On a :

$$\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}] \approx \frac{\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h] - T_{\ell h} \cdot V[\text{den}_h]}{\text{den}_h} \quad (17)$$

avec $V[\text{den}_h]$ et $\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h]$ calculées comme dans le paragraphe 2.2.4.3 (formules (12) et (13), respectivement).

Le biais absolu de $T_{\ell h}$ s'exprime donc comme suit :

$$T_{\ell h} - E[T_{\ell h}] \approx \frac{\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h] - T_{\ell h} \cdot V[\text{den}_h]}{\text{den}_h^2} \quad (18)$$

Il est, ensuite, facile de démontrer que le biais absolu de l'estimateur global séparé, T_{ℓ} (formule (4)) est une somme des biais des trois strates, c'est-à-dire :

$$T_{\ell} - E[T_{\ell}] = \sum_{h=1}^3 T_{\ell h} - E[T_{\ell h}] \approx \sum_{h=1}^3 \frac{\text{Cov}[\text{num}_{\ell h}, \text{den}_h] - T_{\ell h} \cdot V[\text{den}_h]}{\text{den}_h^2} \quad (19)$$

L'opération est complétée par le calcul du biais relatif $\frac{T_l - E[T_l]}{T_l} \times 100$.

2.3. L'analyse des cohortes.

2.3.1. Généralités.

L'analyse des cohortes (ou des pseudo-cohortes) est une méthode séquentielle de reconstitution de l'abondance d'une cohorte (ou d'une pseudo-cohorte) à partir des structures démographiques des captures effectuées tout au long de sa vie (ou au cours d'une année donnée), dès son entrée en phase exploitable et jusqu'à son extinction (MESNIL, 1980).

Il est utile de rappeler les principes fondamentaux employés pour l'analyse des cohortes du stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc, comme cela est fait par FIFAS (1991 ; sous presse) :

(I) *Subdivision de l'année en deux périodes*, selon l'autorisation ou non de la pêche ; la durée de chaque période est fixée ici à six mois.

(II) *Le groupe terminal est le 6+*. Il s'agit ici d'un faux groupe +, regroupant les animaux de plusieurs cohortes (ayant six ans et plus) en raison des contraintes d'échantillonnage sur le terrain (difficulté de lecture fiable au-delà d'un certain âge).

(III) *La mortalité naturelle* est supposée constante pour l'ensemble des groupes d'âge.

(IV) *Au cours de la saison de pêche*, la mortalité par pêche est décomposée aux coefficients suivants : 1. réglementaire ; 2. dite "par casse", due au passage des dragues sur le fond ; 3. par fraude (vente hors criée) et 4. par fraude + par rejet (sans dissociation des deux types) pour les animaux des jeunes groupes d'âge (groupes 1 et 2). Les valeurs des composantes décrites par 2, 3 et 4 sont supposées proportionnelles à la valeur de la mortalité par pêche réglementaire et, en défaut de connaissance plus fine, sont constantes.

(V) *En période d'interdiction de pêche*, une seule composante de mortalité par pêche est introduite (par fraude estivale). Sa valeur n'étant pas calculable, elle est simulée à partir de la fraude hivernale exercée sur le même groupe d'âge au cours de la saison de pêche précédente ainsi qu'à partir des indices semi-quantitatifs de l'abondance de deux recrutements successifs à la pêcherie.

(VI) L'analyse réalisée selon ces principes ne pose aucune contrainte en fonction de l'effort de pêche, à l'exception de la mortalité par pêche terminale réglementaire qui est supposée proportionnelle à l'effort de pêche d'une année donnée.

En conclusion, l'analyse des cohortes du stock étudié ici traite une structure des captures en âge ; elle est voisine à celle proposée par MESNIL (1988) dans le logiciel ANACO, mais se singularise de cette dernière par les principes II, IV et V.

2.3.2. Application concrète à partir de la structure démographique des captures.

L'application de l'analyse des cohortes intègre les estimations des captures aux âges ainsi que leur matrice des variances-covariances. Plus précisément :

(I) Le travail de FIFAS (1991 ; sous presse) développe des analyses des cohortes à partir de l'équation des captures de GULLAND (1965) :

$$C_t = N_t \cdot \frac{F_t}{Z_t} \cdot (1 - \exp(-Z_t \cdot \Delta t)) \quad (20)$$

(C_t = captures réalisées pendant l'intervalle Δt ; F_t et Z_t = coefficients instantanés de mortalité par pêche et totale pendant Δt).

Par contre, cet article emprunte la formulation de POPE (1972) :

$$N_t = C_t \cdot \exp(M \cdot \Delta t / 2) + N_{t+\Delta t} \cdot \exp(M \cdot \Delta t) \quad (21)$$

(M = coefficient instantané de mortalité naturelle)

qui dérive de l'équation de GULLAND sous l'hypothèse simplificatrice que la mortalité par pêche est exercée au milieu de l'intervalle de temps Δt , alors que la décroissance de l'abondance due à la mortalité naturelle M est toujours décrite par une loi exponentielle.

(II) La durée de la saison de pêche est approximativement considérée égale à 0,5 ans (cf. paragr. 2.3.1). Dans toute formule présentée par la suite, on remplace Δt par 1/2.

(III) L'analyse usuelle pour la coquille Saint-Jacques consiste à traiter une vraie cohorte sur plusieurs années : dans ce cas, la matrice des variances-covariances des captures aux âges n'aurait aucun sens, mis à part les valeurs de la diagonale (variances) qui seraient les seules différentes de zéro. Pour des raisons démonstratives, cet article traite une pseudo-cohorte.

(IV) L'échantillonnage des débarquements fournit une estimation des captures réglementaires aux âges. Conformément aux caractéristiques de cette analyse des cohortes (cf. paragr. 2.3.1), ces captures doivent être majorées afin de donner une estimation de l'effectif total décédé par la pêche. On parle ainsi des captures réglementaires, désignées par C_ℓ , qui équivalent aux estimateurs T_ℓ (cf. paragr. 2.2) ; à partir de C_ℓ , on calcule les captures totales C_t selon les relations (FIFAS, 1991 ; sous presse) :

$$1. \text{ Ouverture de la pêche (hiver) : } C_t = Q_t \cdot C_\ell \quad (22)$$

$$2. \text{ Fermeture de la pêche (été) : } C_t = \alpha_{t-1/2} \cdot C_{\ell-1/2} \quad (23)$$

avec : Q_t = coefficient de proportionnalité entre les captures C_ℓ et C_t pour un âge t donné ($Q_t > 1$) : sa valeur intègre la mortalité induite par fraude (ou par fraude + par rejet) et par "casse" ; $\alpha_{t-1/2}$ = coefficient de proportionnalité entre les captures estivales frauduleuses exercées sur les individus d'âge t et les captures réglementaires de l'âge précédent ($t-1/2$). Ces deux coefficients sont constants pour un âge t donné.

De façon équivalente, on parle des coefficients instantané de mortalité par pêche réglementaire et totale, désignée par F_ℓ et F_t , respectivement.

2.3.3. Calcul des abondances et des mortalités par pêche.

2.3.3.1. Abondances.

(I) Groupe terminal (âge T ; ici : $T = 6,5$ ans) :

$$\text{On a : } N_T = \frac{C_L \cdot Z_T \cdot Q_T}{F_T \cdot (1 - \exp(-Z_T/2))} \quad (24)$$

avec les notations utilisées jusqu'ici pour Z_T , F_T , Q_T , dont les valeurs sont fixées par hypothèse (FIFAS, 1991 ; sous presse), et avec C_L désignant les prises réglementaires (C_ℓ) du groupe terminal.

(II) Groupes inférieurs :

La formule de POPE (1972) donne ici les égalités suivantes :

$$1. \text{ Hiver : } N_t = Q_t \cdot C_\ell \cdot \exp(M/4) + N_{t+1/2} \cdot \exp(M/2) \quad (25)$$

$$2. \text{ Été : } N_t = \alpha_{t-1/2} \cdot C_{\ell-1/2} \cdot \exp(M/4) + N_{t+1/2} \cdot \exp(M/2) \quad (26)$$

2.3.3.2. Mortalités par pêche.

Une fois les abondances estimées, les mortalités globales par pêche, F_t , sont obtenues par la relation :

$$F_t = 2 \cdot \ln(N_t / N_{t+1/2}) - M \quad (27)$$

2.3.4. Les variances des abondances et des mortalités par pêche.

2.3.4.1. Abondances.

(I) Groupe terminal :

A l'aide de la formule (24), cette variance s'écrit comme suit :

$$V[N_T] = \left[\frac{Z_T \cdot Q_T}{F_T \cdot (1 - \exp(-Z_T/2))} \right]^2 \cdot V[C_L] \quad (28)$$

où Z_T , F_T , Q_T sont, par définition, constantes et $V[C_L]$ est la variance des captures réglementaires du groupe terminal (ici : groupe 6+ ; âge conventionnel de 6,5 ans).

(II) Groupes inférieurs :

En procédant par développements limités d'ordre 1 à partir de la formule de rétrocalcul de POPE, nous obtenons l'estimation suivante de la variance :

$$V[N_t] = V[C_t] \cdot \exp(M/2) + V[N_{t+1/2}] \cdot \exp(M) + 2 \cdot \text{Cov}[C_t, N_{t+1/2}] \cdot \exp(3M/4) \quad (29)$$

Cette équation peut être développée différemment en fonction de la période de référence, c'est-à-dire selon qu'il s'agisse ou non du semestre d'autorisation de la pêche (hiver ou été).

Ainsi, la $V[C_t]$ se présente sous la forme suivante :

$$1. \text{ Hiver : } V[C_t] = Q_t^2 \cdot V[C_\ell] \quad (30)$$

$$2. \text{ Été : } V[C_t] = \alpha_{t-1/2}^2 \cdot V[C_{\ell-1/2}] \quad (31)$$

Le terme de la $\text{Cov}[C_t, N_{t+1/2}]$ s'exprime par :

1. Hiver :

$$\begin{aligned} \text{Cov}[C_t, N_{t+1/2}] = Q_t \cdot & \left[\sum_{i=0}^{T-t-1} \exp((4i+1) \cdot M/4) \cdot \alpha_{t+i} \cdot \text{Cov}[C_{\ell+i}, C_\ell] + \right. \\ & \left. \sum_{i=1}^{T-t-1} \exp((4i-1) \cdot M/4) \cdot Q_{t+i} \cdot \text{Cov}[C_{\ell+i}, C_\ell] + \frac{\exp((T-t-0,5) \cdot M) \cdot Z_T \cdot Q_T}{F_T \cdot [1 - \exp(-Z_T/2)]} \cdot \text{Cov}[C_L, C_\ell] \right] \end{aligned} \quad (32)$$

2. Été :

$$\begin{aligned} \text{Cov}[C_t, N_{t+1/2}] = \alpha_{t-1/2} \cdot & \left[\sum_{i=1}^{T-t-0,5} \exp((4i-3) \cdot M/4) \cdot Q_{t-1/2+i} \cdot \text{Cov}[C_{\ell-1/2+i}, C_{\ell-1/2}] + \right. \\ & \sum_{i=1}^{T-t-0,5} \exp((4i-1) \cdot M/4) \cdot \alpha_{t-1/2+i} \cdot \text{Cov}[C_{\ell-1/2+i}, C_{\ell-1/2}] + \\ & \left. \frac{\exp((T-t-0,5) \cdot M) \cdot Z_T \cdot Q_T}{F_T \cdot [1 - \exp(-Z_T/2)]} \cdot \text{Cov}[C_L, C_{\ell-1/2}] \right] \end{aligned} \quad (33)$$

2.3.4.2. Mortalités par pêche.

La recherche de cette variance a un sens pour les âges autres que l'âge terminal T ; de plus, l'opération sera limitée aux mortalités globales par pêche, F_t , pour les âges correspondant à l'ouverture de la pêche (t égal à 1,5, 2,5, ..., 5,5 ans). Le calcul se fait par développement limité d'ordre 1 de l'équation (27) :

$$V[F_t] = \frac{1}{4} \cdot \left[\frac{V[N_t]}{N_t^2} + \frac{V[N_{t+1/2}]}{N_{t+1/2}^2} - 2 \cdot \frac{\text{Cov}[N_t, N_{t+1/2}]}{N_t \cdot N_{t+1/2}} \right] \quad (34)$$

Le terme de la $\text{Cov}[N_t, N_{t+1/2}]$ est calculé comme suit :

$$\text{Cov}[N_t, N_{t+1/2}] = \exp(M/2) \cdot V[N_{t+1/2}] + \exp(M/4) \cdot \text{Cov}[C_t, N_{t+1/2}] \quad (35)$$

Cette relation utilise des quantités déjà estimées lors des étapes précédentes.

3. RESULTATS.

3.1. La structure démographique des captures.

Le plan d'échantillonnage proposé a été appliqué sur la structure démographique des captures en criée pour la saison de pêche 1990/91. Les traitements sont effectués par le programme STRUCSJ, écrit en FORTRAN 77 par JEZEQUEL. Les résultats apparaissent dans le tableau 1.

TABLEAU 1

LA STRUCTURE DEMOGRAPHIQUE DES CAPTURES (saison de pêche 1990/91)
AGE COMPOSITION OF CATCHES (fishing season 1990/91)

(I) Variables d'entrée par strate.

h	Y_{th} (tonnes)	$\sum_{i=1}^{n_h} nb_h(i)$	$\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} Ns_h(i,j)$	$\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{nb_h(i)} x_{lh}(i,j)$						
					<i>Gr-1</i>	<i>Gr-2</i>	<i>Gr-3</i>	<i>Gr-4</i>	<i>Gr-5</i>	<i>Gr-6+</i>
1	349,258	33	10121		62	904	1668	439	186	41
2	449,851	42	11560		4	1035	2060	657	381	63
3	874,114	41	10786		14	933	1777	775	493	108
TOTAL	1673,223	116	32467		80	2872	5505	1871	1060	212

(II) Estimateur T_l par groupe d'âge l , écart type et biais.

Groupe d'âge	T_l (biaisé)	écart type	CV (%)	biais absolu	biais relatif (%)	$E[T_l]$ (non biaisé)
1	61861	20332	32,867	- 129	- 0,209	61990
2	2560335	132146	5,161	- 2538	- 0,099	2562873
3	4683514	108597	2,319	- 322	- 0,007	4683836
4	1710234	57962	3,389	498	0,029	1709736
5	994463	62939	6,329	904	0,090	993559
6+	205572	31216	15,185	293	0,143	205279

(III) Matrice des variances-covariances et des corrélations.

Matrice des variances-covariances

	<i>Gr-1</i>	<i>Gr-2</i>	<i>Gr-3</i>	<i>Gr-4</i>	<i>Gr-5</i>	<i>Gr-6+</i>
<i>Gr-1</i>	0,4134E+09	0,1274E+08	-0,6268E+08	-0,6203E+08	-0,5001E+07	-0,2539E+08
<i>Gr-2</i>		0,1746E+11	-0,1296E+10	-0,2907E+10	-0,4347E+10	-0,1502E+10
<i>Gr-3</i>			0,1179E+11	-0,2347E+10	-0,4316E+10	-0,1538E+10
<i>Gr-4</i>				0,3360E+10	0,5261E+09	-0,1678E+09
<i>Gr-5</i>					0,3961E+10	0,1080E+10
<i>Gr-6+</i>						0,9744E+09

Matrice des corrélations

	<i>Gr-1</i>	<i>Gr-2</i>	<i>Gr-3</i>	<i>Gr-4</i>	<i>Gr-5</i>	<i>Gr-6+</i>
<i>Gr-1</i>	1,0000	0,0047	-0,0284	-0,0526	-0,0039	-0,0400
<i>Gr-2</i>		1,0000	-0,0903	-0,3796	-0,5227	-0,3640
<i>Gr-3</i>			1,0000	-0,3729	-0,6315	-0,4538
<i>Gr-4</i>				1,0000	0,1442	-0,0927
<i>Gr-5</i>					1,0000	0,5496
<i>Gr-6+</i>						1,0000

(avec : CV = coefficient de variation = écart type/estimateur x 100).

3.2. L'analyse des cohortes.

L'analyse des cohortes est conduite sur la pseudo-cohorte traitée à l'étape précédente. Elle utilise les estimateurs non biaisés des captures aux âges ($E[T_\ell]$), notés ici C_ℓ ainsi que leurs écarts type, notés ici $\sigma(C_\ell)$. Les résultats apparaissent dans le tableau 2 (en italiques, sont marquées les variables d'entrée dans l'analyse : M , F_T , T , t , C_ℓ , $\sigma(C_\ell)$, Q_t , α_t). Pour des raisons de commodité, les effectifs, captures et abondances, sont exprimés en millions d'animaux.

TABLEAU 2											
ANALYSE DES COHORTES VIRTUAL POPULATION ANALYSIS											
$M = 0,20$; $F_T = 0,713$; $T = 6,5$											
t	C_ℓ	$\sigma(C_\ell)$	Q_t	α_t	C_t	N_t	$\sigma(N_t)$	$CV(N_t)$	F_t	$\sigma(F_t)$	$CV(F_t)$
1,5	0,0619	0,0203	1,35	0,1000	0,0837	24,0917	0,1997	0,829	0,007	0,002	27,595
2,0					0,0062	21,7195	0,1827	0,841	0,001		
2,5	2,5629	0,1321	1,35	0,1000	3,4599	19,6467	0,1656	0,843	0,409	0,022	5,327
3,0					0,2563	14,4859	0,2797	1,931	0,038		
3,5	4,6838	0,1086	1,25	0,0438	5,8548	12,8636	0,2644	2,056	1,302	0,065	4,960
4,0					0,2049	6,0703	0,3180	5,239	0,072		
4,5	1,7097	0,0580	1,25	0,0375	2,1372	5,2977	0,2911	5,495	1,104	0,083	7,489
5,0					0,0641	2,7606	0,2546	9,224	0,049		
5,5	0,9936	0,0629	1,25	0,0313	1,2419	2,4369	0,2304	9,456	1,535	0,136	8,843
6,0					0,0310	1,0236	0,1520	14,852	0,065		
6,5	0,2053	0,0312	1,25	0,0250	0,2566	0,8967	0,1364	15,207	0,713	0,000	0,000

4. SYNTHESE.

4.1. La structure démographique des captures.

La saison de pêche traitée ici constitue un exemple particulier à l'histoire du stock (prises pondérales et niveau du recrutement à la pêcherie faibles). De ce fait, les conclusions intéressantes portent surtout sur l'outil méthodologique et sur les aspects du traitement.

Une première analyse menée sur la composition relative en groupes d'âge des échantillons par strate, montre qu'au cours de la saison de pêche 1990/91, une dérive de l'âge moyen des captures est mise en évidence (groupe d'âge "moyen" pour les strates 1, 2 et 3 égal à 2,97, 3,14 et 3,27, respectivement). Une telle dérive fut, par ailleurs, constatée par le passé et justifie la stratification temporelle au sein de la saison.

L'examen des variances indique qu'avec un investissement relativement modéré sur le terrain, un gain significatif en terme de précision des estimateurs est obtenu. Il peut être expliqué par (FIFAS, 1991 ; sous presse) :

(I) La stratification, même si son allocation n'est pas optimale, amène à réduire les variances comparativement à un E.A.S.

(II) La prise en compte d'un estimateur séparé amène théoriquement à une variance plus faible que celle d'un estimateur combiné.

(III) Les covariances entre les six groupes d'âge ont, en général, des valeurs négatives (cf. tableau 1), et contribuent à diminuer le numérateur des variances des T_{ℓ} .

(IV) Les estimateurs rapport présentent la propriété d'une diminution rapide de leurs variances quand la taille de l'échantillon augmente ; d'après COCHRAN (1977), au-delà d'un ordre de grandeur de vingt échantillons, une réduction notable des coefficients de variation est attendue.

Les biais, absolus et relatifs, ont également de faibles valeurs. Il est facile de démontrer que, si le numérateur et le dénominateur de $T_{\ell h}$ ($num_{\ell h}$ et $den_{\ell h}$) sont positivement corrélés, la variance entre $T_{\ell h}$ et $den_{\ell h}$ devient faible et ceci contribue à la réduction du biais. Il s'agit du cas de cette étude car dans le numérateur et le dénominateur des $T_{\ell h}$, il existe des variables communes qui renforcent les corrélations. De plus, d'après SCHERRER (1983), le biais d'un estimateur rapport devient négligeable quand la taille de l'échantillon excède la trentaine : cette condition est largement respectée ici.

Toutefois, le problème des biais doit être vu avec circonspection car sa part attribuée à l'injection des poids individuels théoriques n'est pas estimable pour des raisons déjà évoquées ; de plus, le biais n'est pas indépendant de l'âge des animaux, mais semble positivement corrélé avec celui-ci.

4.2. L'analyse des cohortes.

L'analyse réalisée dans le cadre de ce travail n'a aucun sens pratique en terme de suivi du stock puisqu'elle traite une pseudo-cohorte ; de plus, elle fait appel à l'approche de POPE qui, à l'échelle semestrielle des intervalles de temps considérés, induit une erreur non négligeable. Elle donne néanmoins, pour la première fois dans le cas de cette pêcherie, un outil précieux d'approche stochastique.

Les abondances aux âges présentent des coefficients de variation qui diminuent dans le sens du rétrocalcul, même si les variances des captures aux âges ne présentent pas la même tendance. Cette convergence doit être combinée avec celle qui caractérise, par définition, les biais dans une analyse des cohortes : les estimations des abondances sont précises et peu biaisées chez les jeunes groupes d'âge. Toutefois, cette constatation doit être vue avec précaution dans la mesure où le plan d'échantillonnage des captures risque de ne pas être suffisamment bien adapté à la complexité de la population-cible et à son inférence sur plusieurs niveaux.

Par contre, en terme des mortalités par pêche, les coefficients de variation ne convergent pas ; la précision dans le cas des mortalités suit une tendance proche à celle des coefficients de variation des captures au âges. Le recours à des développements limités d'ordre 2 (résultats non publiés) n'a pas modifié cette tendance.

REFERENCES.

- ANTOINE L., 1979. La croissance de la coquille Saint-Jacques Pecten maximus (L.) et ses variations en mer Celtique et en Manche. *Thèse 3e cycle, COB, UBO* : 148 p.
- BUESTEL D., GERARD A., GUENOLE A., 1986. Croissance de différents lots de coquille Saint-Jacques (Pecten maximus) en culture sur le fond dans la rade de Brest. *Haliotis*, 17 : 19 p.
- BUESTEL D., LAUREC A., 1976. Croissance de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus, L.) en rade de Brest et en baie de Saint-Brieuc, *Haliotis*, Vol. 5, 1975 : p. 173-177.
- CHEVAILLIER P., 1990. Méthodes d'étude de la dynamique des espèces récifales exploitées par une pêcherie artisanale tropicale : le cas de la Martinique. *Thèse Docteur-Ingénieur, E.N.S.A. Rennes* : 367 p.
- CHEVAILLIER P., LAUREC A., 1990. Logiciels pour l'évaluation des stocks de poisson. ANALEN : Logiciel d'analyse des données de capture par classes de taille et de simulation des pêcheries multi-engins avec analyse de sensibilité. *F.A.O., Document Technique sur les Pêches*, 101, suppl. 4 : 124 p.
- COCHRAN W.G., 1977. Sampling techniques. 3rd edition, *Wiley and Sons, New York* : 413 p.
- DAO J.C., 1985. Evaluation de la biomasse de reproducteurs et des recrues du stock de coquille Saint-jacques de la baie de Saint-Brieuc - Résultats préliminaires. *Réun. PNDR, ISTPM, Nantes, 2-4 juil. 84, contr. No 34* : 10 p.
- FIFAS S., 1991 (sous presse). Analyse et modélisation des paramètres d'exploitation du stock de coquilles Saint-Jacques (Pecten maximus, L.) en baie de Saint-Brieuc (Manche Ouest, France). *Thèse Doct. Univ., U.B.O., Brest* : 438 p.
- GULLAND J.A., 1965. Estimation of mortality rates. Annex to the Report of the Arctic Fisheries Working Group. *Hambourg, Cons. Int. Explor. Mer, C.M. 1965/3* : 9 p.
- HUELVAN S., 1985. Variabilité génétique de populations de Pecten maximus, L., en Bretagne. *Thèse 3e cycle, UBO, IFREMER, Brest* : 195 p. + annexes.
- KENDALL M.G., STUART A., 1966. The advanced theory of statistics. 3 vol., *Hafner Publ. Co., New York* : XII + 433 p., IX + 690 p., IX + 552 p.
- LAUREC A., 1986. Les méthodes delta en halieutique. Evaluation des sensibilités, approximation des biais et variances à l'aide des développements limités. - *Rapp. int. IFREMER, DRV - 86.002, RH/Nantes* : 64 p.
- LAUREC A., LE GUEN J.C., FRONTIER S., 1983. Collecte de l'information pour une gestion rationnelle des stocks halieutiques : p. 385-415. *In* FRONTIER S. : Stratégies d'échantillonnage en écologie. *Ed. Masson* : 494 p.
- LAUREC A., MESNIL B., 1987. Analytical Investigations of Errors in Mortality Rates Estimated from Length Distribution of Catches. *In* PAULY D. and MORGAN G.R. (Rédacteurs), 1987. Length based methods in Fisheries Research - *ICLARM Conf. Proc. 13, Manila, Philippines and Kuwait Institute for Scientific Research* : 239-282.
- LE GAL LA SALLE M., 1984. La pêcherie de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc. Historique et prises de décisions en terme d'aménagement. *Mémoire halieut. ENSAR* : 71 p.
- LUCAS A., 1965. Recherches sur la sexualité des mollusques bivalves. *Bull. Biol. Fr. Belg.*, 99 : p. 115-247.
- MASON J., 1957. The age and growth of the scallop, Pecten maximus L., in Manx waters. *J. mar. biol. Ass. U.K.*, 36 : p. 473- 492.
- MESNIL B., 1980. Théorie et pratique de l'analyse de cohortes. *ISTPM, Boulogne-sur-Mer* : 48 p.

- MESNIL B., 1988. Logiciels pour l'évaluation des stocks de poissons. ANACO : Logiciel d'analyse des données de capture par classes d'âge sur IBM PC et compatibles. *FAO Doc. Tech. Pêches, (101) suppl. 3* : 78 p.
- PIBOUBES R., 1974. Pêche et Conchyliculture en Bretagne Nord. Première partie. *Bulletin C.E.R.S., Tome 9, Fasc. 4* : p. 30-150.
- POPE J.G., 1972. An investigation of the Accuracy of Virtual Population Analysis using cohort analysis. *ICNAF, Res. Bull., No 9* : p. 65-74.
- SCHERRER B., 1983. Techniques de sondage en écologie : p. 63-162. *In* FRONTIER S. : Stratégies d'échantillonnage en écologie. *Ed. Masson* : 494 p.
- VERON G., 1979. Pêcherie de la coquille Saint-Jacques en baie de Saint- Brieuc. Elements de dynamique des populations. *DEA Océan. Biol., Station Marine d'Endoume, Marseille* : 29 p.

REMERCIEMENTS. Les auteurs tiennent à remercier Jean-Claude DAO qui a débuté les opérations d'échantillonnage en criée et qui fut à l'initiative de leur première mise en routine. Nous remercions également Christophe HALARY, Jean-Pierre CORLOUER et Yvon ROYER de l'équipe du Comité d'Expansion Economique (C.E.E.) des Côtes-d'Armor pour leur compétence sur le terrain et leur disponibilité. Nos remerciements vont aussi à Sylvie GROS pour les dessins qu'elle a réalisés.