

PROTOCOLE D'ECHANTILLONNAGE ET ANALYSE STOCHASTIQUE DE PSEUDO-COHORTE DU STOCK DE BAUDROIES COMMUNES (*Lophius piscatorius*, L.) EN MANCHE OUEST (FRANCE). TRAITEMENT DES DIFFERENTS TYPES DE PRESENTATION DES DEBARQUEMENTS.

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



RESUME.

L'étude du stock de baudroies communes (*Lophius piscatorius*, L.) en Manche Ouest (7E) est assurée par l'IFREMER depuis 1991 par évaluation de la structure démographique des captures commerciales. La part majeure des données est obtenue à trois criées principales (Saint-Malo, Saint-Brieuc, Roscoff) et le protocole appliqué est assimilé à un échantillonnage par niveau (jour, bateau, caisse) à unités inégales, sans remise et à probabilité constante de tirage des unités primaires. Le plan intègre également une double stratification (trimestre, catégorie commerciale).

Dans cette étude, deux cas majeurs apparaissent : (I) La stratification en catégories commerciales est valable à l'échelle trimestrielle et indépendante des niveaux bateau et jour ; les poissons sont débarqués sous forme éviscérée et les longueurs totales à l'instant de capture sont définies de manière déterministe (Saint-Malo). (II) La stratification est valable uniquement au niveau bateau ; les individus sont sous présentation étêtée et les longueurs totales sont reconstituées par clés biométriques : elles sont ainsi définies de manière stochastique (Saint-Brieuc, Roscoff).

Les longueurs, mesurées ou reconstituées, sont traitées par prise en compte de la variabilité individuelle de la croissance et de l'instant de capture des animaux. Une analyse stochastique de pseudo-cohortes est ensuite menée.

MOTS CLES : Manche Ouest, baudroie, échantillonnage par niveau, catégorie commerciale, strate, analyse de pseudo-cohorte.

International Council
for Exploration of the Sea

Statutory Meeting - 1992
Demersal Fish Committee, C.M. 1992/G:73

SAMPLING PLAN AND STOCHASTIC LENGTH VIRTUAL POPULATION ANALYSIS FOR THE MONKFISH STOCK (*Lophius piscatorius*, L.) OF THE WESTERN ENGLISH CHANNEL (FRANCE). COMPILATION OF DIFFERENT LANDINGS PRESENTATIONS.

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

ABSTRACT.

Monkfish (*Lophius piscatorius*, L.) stock in the Western English Channel (7E) is studied by IFREMER since 1991 through evaluation of length composition of commercial catches. Data are mainly collected at three auctions (Saint-Malo, Saint-Brieuc, Roscoff) by using a subsampling plan. Target population is composed by three levels (landing day, vessel, box) including units of unequal sizes. Selection of units is not repeated and its probability is constant in the case of primary units. The sampling technic uses a double stratification (quarter, commercial groups of length).

In this paper, two main cases are studied : (I) Stratification in commercial groups is valid during all quarter period and depends neither on landing day nor on vessel ; landed fishes are gutted and definition of total fish lengths is determinist (Saint-Malo). (II) Stratification is applicable for secondary units only (vessel) ; fished individuals are presented as tails and total lengths are calculated using biometrical relationships ; they are defined by a stochastic way (Saint-Brieuc, Roscoff).

Measured or fitted lengths are compiled by taking into account the individual growth variability and the catch time. A stochastic length virtual population analysis is conducted.

KEYWORDS : *Western English Channel, monkfish, subsampling plan, commercial length group, stratum, length virtual population analysis.*

1. INTRODUCTION.

La gestion rationnelle d'une population exploitée nécessite une estimation des abondances et des mortalités, soit par groupe d'âge, soit par classe de taille. Pour les espèces majeures de poissons en Manche Ouest (fig. 1) une opération d'échantillonnage des débarquements commerciaux est mise au point par l'IFREMER depuis 1989. Parmi ces espèces, une place prééminente est occupée par les deux espèces de baudroie (*Lophius piscatorius*, *L. budegassa*) dont la première (baudroie commune ou blanche) représente plus de 98 % des captures en Bretagne Nord.

Le stock de baudroies en Bretagne Nord est principalement exploité par deux métiers : le chalutage de fond (maillage officiel de 80 mm) et le fileyage (filets droits ou trémails avec maillages de 250 à 360 mm). Tout au long de la côte de Bretagne Nord de l'est à l'ouest, il existe un gradient de passage du chalutage au fileyage. On retrouve ainsi des chalutiers hauturiers et grands artisans à Saint-Malo, une coexistence des deux métiers à Saint-Brieuc avec une dominance chalutière et une prépondérance des fileyeurs à Roscoff.

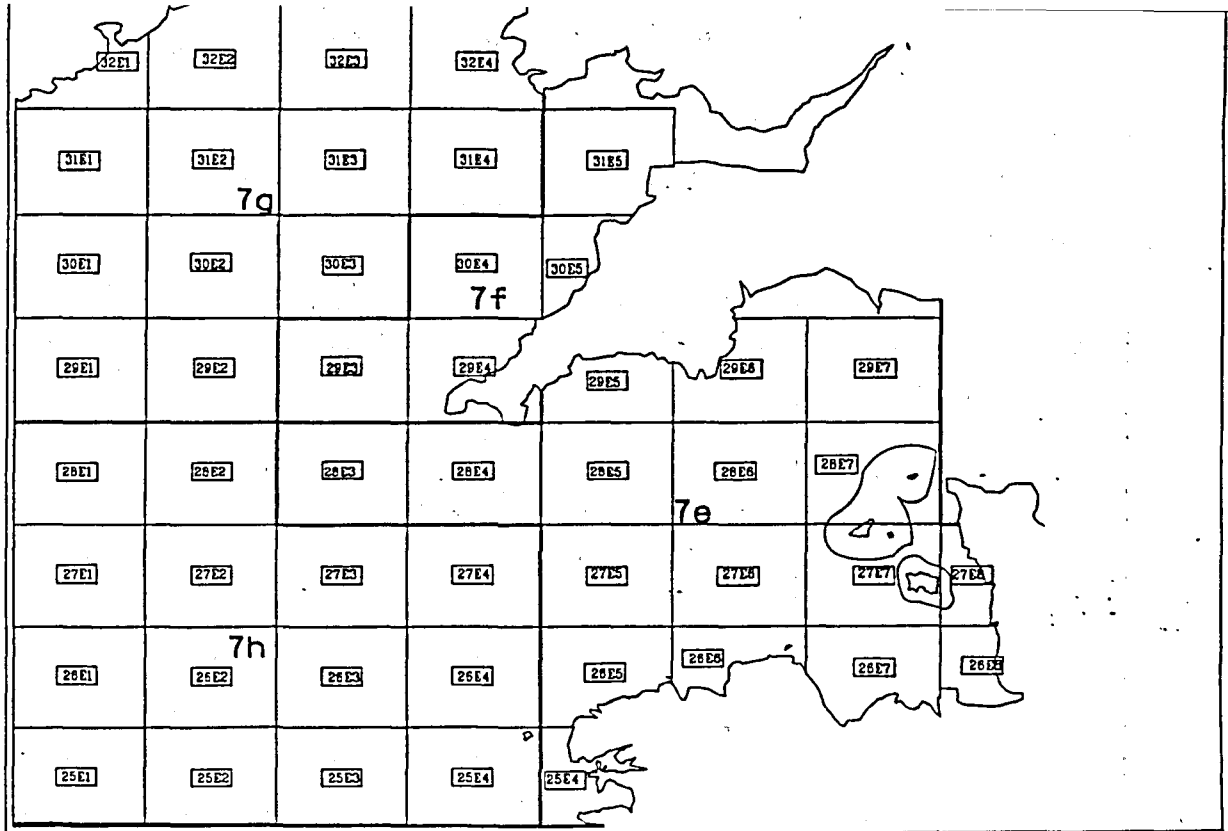
Le travail présenté par la suite, comporte trois parties principales : (I) protocole d'échantillonnage en criée et traitement des captures commerciales ; (II) traitement des longueurs selon les différents types de présentation des débarquements et (III) traitement des abondances lors d'une analyse de pseudo-cohorte.

2. TRAITEMENT DES CAPTURES COMMERCIALES. PROTOCOLE D'ECHANTILLONNAGE.

2.1. Généralités.

En 1991, des échantillonnages de baudroie ont été réalisés par criée à raison de deux fois par trimestre. Le choix des jours est fait de manière systématique afin de répartir régulièrement l'effort d'échantillonnage par trimestre. Dans certains cas (Saint-Malo), les noms des navires débarquant sont connus à l'avance, mais, dans les autres points de débarquement, les bateaux étaient inconnus exception faite de grosses unités (Saint-Brieuc, Roscoff). Dans la totalité des cas, les quantités par catégorie commerciale définie en fonction de la taille ne sont connues qu'a posteriori.

Les échantillonneurs opèrent à partir du moment où le poisson commence à être étalé et ne connaissent pas, par conséquent, la taille et la structure de la population-cible. Ils prennent garde de sélectionner les caisses par bateau x jour de manière aléatoire et selon une allocation proportionnelle, mais cette démarche n'est pas respectée jusqu'à la fin des mensurations car l'étalage du produit est dynamique et modifie largement la stratégie initiale surtout quand les échantillonneurs doivent gérer simultanément l'acquisition des données sur plusieurs espèces.



c:\dgn\yvone8.dgn Aug. 18, 1992 14:02:23

Figure 1. L'aire 7E (Manche Ouest).

Figure 1. Area 7E (Western English Channel).

2.2. Définition du plan d'échantillonnage.

Le protocole appliqué est un *échantillonnage par niveau* (COCHRAN, 1977 ; SCHERRER, 1983) à *double stratification* (trimestre l ($l = 1, \dots, n$), catégorie commerciale h ($h = 1, \dots, n_h$)). Les niveaux sont définis selon : (I) le jour ; (II) le bateau et (III) la caisse ; tous les niveaux sont constitués par des unités inégales.

Le choix des unités par niveau se fait comme suit :

(1) Les *unités primaires* (jours) sont choisies selon une probabilité à peu près constante. Le tirage systématique peut être assimilé à un aléatoire stratifié.

(2) Les *unités secondaires* (bateaux) sont retenues par unité primaire selon une probabilité aléatoire. Une exhaustivité est souvent assurée dans le cas de présence à la vente uniquement de grosses unités (Saint-Malo).

(3) Les *unités tertiaires* (caisses) sont sélectionnées par unité secondaire, soit exhaustivement (catégories commerciales peu représentées), soit selon une probabilité aléatoire.

(4) A l'intérieur de chaque caisse, le prélèvement est effectué *sans remise* ; il est exhaustif dans la quasi-totalité des cas. A l'intérieur d'une caisse, les poissons sont répartis en classes de taille selon une *loi multi-hypergéométrique*.

La succession des différents niveaux et des deux stratifications peut différer selon les particularités d'un port d'échantillonnage.

2.3. Saint-Malo.

2.3.1. Notations de base.

Le tri et le critère de répartition des captures en catégories commerciales sont relativement constants à l'intérieur d'un trimestre car sont assurés par du personnel spécialisé ; ils sont donc indépendants des unités primaires et secondaires.

La séquence d'inférence de la population-cible est la suivante :
trimestre -> catégorie -> jour -> bateau -> caisse.

Afin de faciliter la compréhension du travail, nous faisons appel aux notations suivantes :

Strates :

- Trimestre ℓ ($\ell = 1, \dots, n$).
- Catégorie commerciale h ($h = 1, \dots, n_h$).

Niveaux :

- Jour i ($i = 1, \dots, N_{h\ell}$). Sur $N_{h\ell}$ jours, un échantillon de $n_{h\ell}$ est retenu.
- Bateau j ($j = 1, \dots, N_{ih\ell}$) par jour i . Sur chacun de $n_{h\ell}$ jours sélectionnés, $n_{ih\ell}$ navires sont échantillonnés.
- Caisse m ($m = 1, \dots, N_{ijh\ell}$) par bateau j . Sur chaque bateau parmi les $n_{ih\ell}$, $n_{ijh\ell}$ caisses sont prélevées.
- Classe de taille k ($k = 1, \dots, n_c$). A l'intérieur d'une caisse m , y_{ijmhlk} poissons ont une longueur égale à ℓ_k .

Le nombre total d'unités par niveau reste inconnu et l'estimation de l'effectif total capturé par classe de taille est obtenue à l'aide des élévations faisant appel à des ratios des poids définis comme suit :

(1) Ratio : $D_{h\ell}/d_{h\ell}$.

$D_{h\ell}$ = poids total débarqué sur l'ensemble du trimestre ℓ pour la catégorie commerciale h .

$d_{h\ell}$ = poids total débarqué sur l'ensemble des $n_{h\ell}$ jours d'échantillonnage par tout bateau, sélectionné ou non, par catégorie h et trimestre ℓ .

(2) Ratio : $C_{ih\ell}/c_{ih\ell}$.

$C_{ih\ell}$ = poids total débarqué par tout bateau, retenu ou non, au cours d'un jour d'échantillonnage i . On constate que :

$$d_{h\ell} = \sum_{i=1}^{n_{h\ell}} C_{ih\ell} \quad (1)$$

$c_{ih\ell}$ = poids total débarqué par l'ensemble des bateaux $n_{ih\ell}$ sélectionnés pendant le jour d'échantillonnage i .

(3) Ratio : B_{ijhl}/b_{ijhl} .

B_{ijhl} = poids total débarqué par un bateau j échantillonné pendant le jour i .
On remarque que :

$$c_{ihl} = \sum_{j=1}^{n_{ihl}} B_{ijhl} \quad (2)$$

b_{ijhl} = poids des n_{ijhl} caisses échantillonnées par bateau j au cours du jour i .

(4) Ratio : a_{ijmhl} .

a_{ijmhl} = dans une caisse m (bateau j , jour i), ce coefficient équivaut au rapport poids total de la caisse/poids des poissons mesurés (le plus fréquent : $a_{ijmhl} = 1$). L'effectif total prélevé par caisse est désigné par :

$$\sum_{k=1}^{n_c} y_{ijmhlk} \quad (3)$$

et l'effectif total appartenant à la catégorie commerciale h échantillonné au cours d'un trimestre l :

$$\sum_{i=1}^{n_{hl}} \sum_{j=1}^{n_{ihl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} \sum_{k=1}^{n_c} y_{ijmhlk} \quad (4)$$

2.3.2. La probabilité p_{ihlk} .

Une simulation idéale de la distribution de fréquence de longueur selon une loi multi-hypergéométrique, nécessiterait le calcul d'une probabilité d'appartenance d'un individu à une classe de taille l_k à chaque niveau. Ce principe ne peut être respecté ici car cette probabilité varie considérablement d'une unité à l'autre, notamment aux niveaux tertiaire et secondaire ; ceci est particulièrement vrai pour les catégories commerciales regroupant les grands individus en raison d'un faible effectif par caisse (1 ou 2 poissons).

De ce fait, nous nous sommes vus obligés de considérer que la probabilité théorique d'appartenance à une classe de taille l_k est définie à une étape relativement avancée d'élévation, à savoir à la suite du cumul des n_{ihl} bateaux échantillonnés au cours d'un jour i .

On a ainsi supposé que toute étape antérieure de l'élévation est soumise à une loi multi-hypergéométrique (p_{ihlk} , $\sigma(p_{ihlk})$).

2.3.2.1. Moyenne.

La moyenne de l'estimateur p_{ihlk} est exprimée comme suit :

$$p_{ihlk} = \frac{\sum_{j=1}^{n_{ihl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \cdot y_{ijmhlk}}{\sum_{j=1}^{n_{ihl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}} \quad (5)$$

avec les notations présentées auparavant.

2.3.2.2. Variance.

La variance de l'estimateur rapport p_{ihlk} est obtenue par développements limités en série de TAYLOR d'ordre 1.

En remplaçant le numérateur de l'équation par Y_{ihlk} et le dénominateur par X_{ihl} , on peut écrire :

$$V[p_{ihlk}] \approx \left[\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial Y_{ihlk}} \right]^2 \cdot V[Y_{ihlk}] + \left[\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial X_{ihl}} \right]^2 \cdot V[X_{ihl}] + 2 \cdot \left[\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial Y_{ihlk}} \right] \cdot \left[\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial X_{ihl}} \right] \cdot \text{Cov}[Y_{ihlk}, X_{ihl}] \quad (6)$$

D'une manière générale, si $p_1, p_2, \dots, p_u$ sont des probabilités soumises à une même loi multinômiale, on a : $V[p_i] = p_i \cdot (1 - p_i) / n$ et $\text{Cov}[p_i, p_j] = - p_i \cdot p_j / n$ (n = taille de l'échantillon).

A la suite de ces précisions, on peut démontrer que :

$$V[X_{ihl}] = 0 \quad \text{car} \quad V\left[\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}\right] = 0 \quad (7)$$

$$\text{Cov}[Y_{ihlk}, X_{ihl}] = 0 \quad \text{car} \quad \text{Cov}\left[y_{ijmhlk}, \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}\right] = 0 \quad (8)$$

$$V[Y_{ihlk}] = \sum_{j=1}^{n_{ihl}} \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \right]^2 \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl}^2 \cdot y_{ijmhlk} \cdot \left[1 - \frac{y_{ijmhlk}}{\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}} \right] \quad (9)$$

De plus :

$$\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial Y_{ihlk}} = \frac{1 - p_{ihlk}}{X_{ihl}}$$

et finalement :

$$V[p_{ihlk}] = \frac{\sum_{j=1}^{n_{ihl}} \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \right]^2 \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl}^2 \cdot y_{ijmhlk} \cdot \left[1 - \frac{y_{ijmhlk}}{\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}} \right]}{\left[\sum_{j=1}^{n_{ihl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} \right]^2} \cdot (1 - p_{ihlk})^2 \quad (10)$$

2.3.2.3. Covariance.

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 :

$$\text{Cov}[\Psi(x_1, \dots, x_n), \Phi(x_1, \dots, x_n)] \approx \sum_{i=1}^n \frac{\partial \Psi}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_i} \cdot V[x_i] + \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \left[\frac{\partial \Psi}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_j} + \frac{\partial \Psi}{\partial x_j} \cdot \frac{\partial \Phi}{\partial x_i} \right] \cdot \text{Cov}[x_i, x_j] \quad (11)$$

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

Dans le cas de cette étude, la covariance entre les probabilités p_{ihlk1} , p_{ihlk2} est donnée par :

$$\text{Cov}[p_{ihlk1}, p_{ihlk2}] = \frac{\partial p_{ihlk1}}{\partial Y_{ihlk1}} \cdot \frac{\partial p_{ihlk2}}{\partial Y_{ihlk1}} \cdot V[Y_{ihlk1}] + \frac{\partial p_{ihlk1}}{\partial Y_{ihlk2}} \cdot \frac{\partial p_{ihlk2}}{\partial Y_{ihlk2}} \cdot V[Y_{ihlk2}] + \left[\frac{\partial p_{ihlk1}}{\partial Y_{ihlk1}} \cdot \frac{\partial p_{ihlk2}}{\partial Y_{ihlk2}} + \frac{\partial p_{ihlk1}}{\partial Y_{ihlk2}} \cdot \frac{\partial p_{ihlk2}}{\partial Y_{ihlk1}} \right] \cdot \text{Cov}[Y_{ihlk1}, Y_{ihlk2}] \quad (12)$$

Les notations sont celles utilisées auparavant (formules (5) à (10)) avec, en plus:

$$\frac{\partial p_{ihlk2}}{\partial y_{ihlk1}} = - \frac{p_{ihlk2}}{x_{ihl}} ; \quad \frac{\partial p_{ihlk1}}{\partial y_{ihlk2}} = - \frac{p_{ihlk1}}{x_{ihl}} ;$$

$$\text{Cov}[Y_{ihlk1}, Y_{ihlk2}] = - \sum_{j=1}^{n_{ihl}} \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \right]^2 \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl}^2 \cdot \left[\frac{y_{ijmhlk1} \cdot y_{ijmhlk2}}{\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}} \right]$$

En conséquence :

$$\begin{aligned} \text{Cov}[p_{ihlk1}, p_{ihlk2}] \approx \\ - \frac{1}{x_{ihl}^2} \cdot \left[(1-p_{ihlk1}) \cdot p_{ihlk2} \cdot V[Y_{ihlk1}] + (1-p_{ihlk2}) \cdot p_{ihlk1} \cdot V[Y_{ihlk2}] \right. \\ \left. - [(1-p_{ihlk1}) \cdot (1-p_{ihlk2}) + p_{ihlk1} \cdot p_{ihlk2}] \cdot \text{Cov}[Y_{ihlk1}, Y_{ihlk2}] \right] \quad (13) \end{aligned}$$

2.3.3. Inférences au niveau caisse.

2.3.3.1. Elévation à une caisse.

En faisant appel à la probabilité p_{ihlk} (§ 2.3.2 ; formule (5)), l'effectif par caisse m de taille l_k , désigné par $\bar{y}_{ijmhlk}$, est donné par :

$$\bar{y}_{ijmhlk} = p_{ihlk} \cdot a_{ijmhl} \cdot \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} \quad (14)$$

Des développements limités d'ordre 1 en série de TAYLOR, sous réserve de validité locale, nous permettent d'obtenir une estimation de la variance $V[\bar{y}_{ijmhlk}]$ qui s'écrit :

$$\begin{aligned} V[\bar{y}_{ijmhlk}] \approx & \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial y_{ihlk}} \right]^2 \cdot V[Y_{ihlk}] + \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial x_{ihl}} \right]^2 \cdot V[X_{ihl}] + \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial Z} \right]^2 \cdot V[Z] + \\ & 2 \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial y_{ihlk}} \right] \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial x_{ihl}} \right] \cdot \text{Cov}[Y_{ihlk}, X_{ihl}] + 2 \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial y_{ihlk}} \right] \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial Z} \right] \cdot \text{Cov}[Y_{ihlk}, Z] + \\ & 2 \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial x_{ihl}} \right] \cdot \left[\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial Z} \right] \cdot \text{Cov}[X_{ihl}, Z] \quad (15) \end{aligned}$$

si on pose $\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} = Z$.

Après annulation de termes de variance et de covariance comportant les variables X_{ihl} et Z (cf. formules (7) et (8)) et grâce aux relations :

$$\frac{\partial \bar{y}_{ijmhlk}}{\partial Y_{ihlk}} = a_{ijmhl} \cdot \left[\frac{\partial p_{ihlk}}{\partial Y_{ihlk}} \cdot Z + \frac{\partial Z}{\partial Y_{ihlk}} \cdot p_{ihlk} \right] ; \quad \frac{\partial p_{ihlk}}{\partial Y_{ihlk}} = \frac{1-p_{ihlk}}{X_{ihl}} \quad (\text{cf. § 2.3.2.2}) ;$$

$$\frac{\partial Z}{\partial Y_{ihlk}} = \frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl} \cdot a_{ijmhl}}, \quad \text{on obtient l'expression finale suivante de la } V[\bar{y}_{ijmhlk}] :$$

$$V[\bar{y}_{ijmhlk}] \approx \frac{V[Y_{ihlk}]}{X_{ihl}^2} \cdot \left[a_{ijmhl} \left[\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} \right] - \bar{y}_{ijmhlk} + \frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk} \right]^2 \quad (16)$$

De manière comparable et en faisant appel aux formulations évoquées dans le § 2.3.2.3, la covariance entre les effectifs des poissons ayant les longueurs ℓ_{k1} et ℓ_{k2} et contenus dans la caisse m , s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Cov}[\bar{y}_{ijmhlk1}, \bar{y}_{ijmhlk2}] &\approx \frac{1}{X_{ihl}^2} \cdot \\ &\left[V[Y_{ihlk1}] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk1} + a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - \bar{y}_{ijmhlk1} \right] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk2} - \bar{y}_{ijmhlk2} \right] + \right. \\ &V[Y_{ihlk2}] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk2} + a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - \bar{y}_{ijmhlk2} \right] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk1} - \bar{y}_{ijmhlk1} \right] + \\ &\text{Cov}[Y_{ihlk1}, Y_{ihlk2}] \cdot \left[\left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk1} - \bar{y}_{ijmhlk1} \right] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk2} - \bar{y}_{ijmhlk2} \right] + \right. \\ &\left. \left. \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk1} + a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - \bar{y}_{ijmhlk1} \right] \cdot \left[\frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk2} + a_{ijmhl} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - \bar{y}_{ijmhlk2} \right] \right] \right] \quad (17) \end{aligned}$$

2.3.3.2. Cumul de plusieurs caisses.

Si l'on se réfère sur l'ensemble des n_{ijhl} caisses échantillonnées par bateau j au cours du jour i , l'effectif des poissons mesurant une longueur égale à l_k , représenté par Y_{ijhlk} , est donné par :

$$Y_{ijhlk} = P_{ihlk} \cdot \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \cdot \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} = \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} y_{ijmhlk} \quad (18)$$

La variance, désignée par $V[Y_{ijhlk}]$, si l'échantillonnage est réalisé à un seul niveau (tertiaire) selon un plan aléatoire simple, est calculée selon une démarche similaire à celle de l'estimation de la $V[y_{ijmhlk}]$:

$$V[Y_{ijhlk}] = \frac{V[Y_{ihlk}]}{X_{ihl}^2} \cdot \left[\sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \left[\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} \right] - Y_{ijhlk} + \frac{b_{ijhl}}{B_{ijhl}} \cdot Y_{ihlk} \right]^2 \quad (19)$$

De la même façon, on peut obtenir une estimation de la covariance, $Cov[Y_{ijhlk1}, Y_{ijhlk2}]$ entre les effectifs des poissons ayant les longueurs l_{k1} et l_{k2} , échantillonnés au bateau j pendant le jour i (cf. également équation (17) ; § 2.3.3.1).

2.3.3.3. Dispersion intra- et inter-caisses.

La formulation des estimateurs au niveau caisse est, en réalité plus complexe que celle présentée au paragraphe précédent en raison de l'inférence de la population à plusieurs niveaux. Si cette remarque n'a aucune incidence sur l'estimateur Y_{ijhlk} , il n'en est pas de même en ce qui concerne la variance $V[Y_{ijhlk}]$ (équation (19)) ; la variance réelle issue du cumul des n_{ijhl} caisses, est constituée de deux types de variance, intra- et inter-caisses.

La variance intra-caisses est issue de la $V[y_{ijmhlk}]$ (cf. § 2.3.3.1). Dans une première étape, on doit calculer la somme des carrés des écarts intra-caisses (SCI_{ijhlk}) :

$$SCI_{ijhlk} = \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} V[y_{ijmhlk}] \cdot \left[\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - 1 \right] \quad (20)$$

avec le terme entre crochets correspondant au nombre de degrés de liberté (DDL) pour une caisse m (nombre de composantes indépendantes).

La variance intra-caisses, donnée par VI_{ijhlk} , équivaut à :

$$VI_{ijhlk} = \frac{SCI_{ijhlk}}{\sum_{m=1}^{n_{ijhl}} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - n_{ijhl}} \quad (21)$$

où le dénominateur donne le nombre de degrés de liberté.

La recherche de cette variance a un sens uniquement s'il existe au moins une caisse par bateau $j \times$ jour i non échantillonnée exhaustivement.

La dispersion totale après cumul des n_{ijhl} caisses, est représentée par la **somme des carrés des écarts totaux** (SCT_{ijhlk}) :

$$SCT_{ijhlk} = V[Y_{ijhlk}] \cdot \left[\sum_{m=1}^{n_{ijhl}} \sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr} - 1 \right] \quad (22)$$

avec le terme entre crochets équivalent au nombre de degrés de liberté.

La différence entre les deux types de dispersion, donne la **somme des carrés des écarts inter-caisses** (SCE_{ijhlk}) :

$$SCE_{ijhlk} = SCT_{ijhlk} - SCI_{ijhlk} \quad (23)$$

Finalement, la **variance inter-caisses**, VE_{ijhlk} , est donnée par division de la (23) par le nombre de degrés de liberté correspondant :

$$VE_{ijhlk} = \frac{SCE_{ijhlk}}{n_{ijhl} - 1} \quad (24)$$

Selon le même principe que pour la variance, on peut également calculer les **covariances intra- et inter-caisses**, $CovI_{ijhlk_1, k_2}$ et $CovE_{ijhlk_1, k_2}$, pour les classes de taille l_{k_1} et l_{k_2} ; celles-ci font appel au même nombre de degrés de liberté que les variances respectives.

2.3.4. Inférences au niveau bateau.

2.3.4.1. Elévation à un bateau.

En utilisant le ratio B_{ijhl}/b_{ijhl} (cf. § 2.3.1), l'effectif débarqué par le bateau j au cours du jour i , appartenant à la classe de taille l_k , est désigné par $\bar{y}_{ijhlk}$:

$$\bar{y}_{ijhlk} = \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \cdot y_{ijhlk} \quad (25)$$

avec y_{ijhlk} défini comme dans la formule (18). Sa variance, $V[\bar{y}_{ijhlk}]$, s'écrit :

$$V[\bar{y}_{ijhlk}] = \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \right]^2 \cdot V[y_{ijhlk}] \quad (26)$$

Une estimation de la covariance entre les classes de taille l_{k1} et l_{k2} , représentée par $\text{Cov}[\bar{y}_{ijhlk1}, \bar{y}_{ijhlk2}]$ est aussi obtenue.

2.3.4.2. Cumul de plusieurs bateaux.

L'effectif, appartenant à la classe de taille l_k qui est débarqué par l'ensemble des n_{ihl} bateaux échantillonnés pendant le jour i , est désigné par Y_{ihlk} ; il s'agit ici du numérateur de la probabilité p_{ihlk} (définie dans le § 2.3.2) qui est supposée comme étant la probabilité théorique d'appartenance à une classe de taille l_k pour toutes les étapes antérieures au cumul de plusieurs bateaux. A titre de rappel, on a (cf. § 2.3.2.1 et 2.3.2.2) :

$$Y_{ihlk} = \sum_{j=1}^{n_{ihl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \cdot y_{ijmhlk} \quad (27)$$

$$V[Y_{ihlk}] = \sum_{j=1}^{n_{ihl}} \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \right]^2 \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl}^2 \cdot y_{ijmhlk} \cdot \left[1 - \frac{y_{ijmhlk}}{\sum_{r=1}^{n_c} y_{ijmhlr}} \right] \quad (28)$$

L'expression (28) de la variance serait valable si l'échantillonnage était effectué à un seul niveau (secondaire) sur la base d'un protocole aléatoire simple.

La covariance entre les tailles l_{k1} et l_{k2} , $\text{Cov}[Y_{ihlk1}, Y_{ihlk2}]$, qui a été présentée dans le § 2.3.2.3 est aussi retenue à cette étape.

2.3.4.3. Dispersion intra- et inter-bateaux.

Dans le même esprit que pour les unités tertiaires, la variance réelle correspondant au cumul des n_{ihl} bateaux n'est pas représentée par $V[Y_{ihlk}]$, mais doit être décrite par ses deux sources de dispersion, intra- et inter-bateaux.

La variance intra-bateaux, VI_{ihlk} , est donnée par :

$$VI_{ihlk} = \frac{SCI_{ihlk}}{\sum_{j=1}^{n_{ihl}} n_{ijhl} - n_{ihl}} \quad (29)$$

$$\text{avec : } SCI_{ihlk} = \sum_{j=1}^{n_{ihl}} V[\bar{y}_{ijhlk}] \cdot (n_{ijhl} - 1) \quad (30)$$

qui est la somme des carrés des écarts intra-bateaux.

La variance inter-bateaux, VE_{ihlk} , est calculée comme suit :

$$VE_{ihlk} = \frac{SCE_{ihlk}}{n_{ihl} - 1} \quad (31)$$

$$\text{où : } SCE_{ihlk} = SCT_{ihlk} - SCI_{ihlk} \quad (32)$$

$$SCT_{ihlk} = V[Y_{ihlk}] \cdot \left[\sum_{j=1}^{n_{ihl}} n_{ijhl} - 1 \right] \quad (33)$$

avec : SCE_{ihlk} et SCT_{ihlk} décrivant la somme des carrés des écarts inter-bateaux et totaux, respectivement.

Dans une dernière étape, on peut exprimer la covariance entre deux classes de taille l_{k1} et l_{k2} , par ses composantes, covariances intra- et inter-bateaux, $CovI_{ihlk1,k2}$ et $CovE_{ihlk1,k2}$ qui font appel aux mêmes degrés de liberté que les variances de la même nature.

2.3.5. Inférences au niveau jour.

2.3.5.1. Elévation à un jour.

Le ratio C_{ihl}/c_{ihl} (cf. § 2.3.1) nous permet d'évaluer l'effectif appartenant à la classe de taille l_k , débarqué pendant le jour i ($\bar{y}_{ihlk}$) ainsi que sa variance ($V[\bar{y}_{ihlk}]$) :

$$\bar{y}_{ihlk} = \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \cdot Y_{ihlk} \quad (34)$$

$$V[\bar{y}_{ihlk}] = \left[\frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \right]^2 \cdot V[Y_{ihlk}] \quad (35)$$

Une expression de la covariance $Cov[y_{ihlk1}, y_{ihlk2}]$ est calculée de la même manière.

2.3.5.2. Cumul de plusieurs jours.

L'effectif de taille l_k qui est débarqué sur l'ensemble des n_{hl} jours d'échantillonnage au cours du trimestre l , désigné par Y_{hlk} est égal à :

$$Y_{hlk} = \sum_{i=1}^{n_{hl}} y_{ihlk} = \sum_{i=1}^{n_{hl}} \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \cdot Y_{ihlk} \quad (36)$$

Si l'échantillonnage est considéré comme aléatoire simple à un seul niveau (primaire), la variance de cet estimateur est :

$$V[Y_{h\ell k}] = \sum_{i=1}^{n_{h\ell}} \left[\frac{c_{ih\ell}}{c_{ih\ell}} \right]^2 \cdot V[Y_{ih\ell k}] \quad (37)$$

La covariance entre les effectifs ayant les longueurs ℓ_{k1} et ℓ_{k2} , désignée ici par $\text{Cov}[Y_{h\ell k1}, Y_{h\ell k2}]$, est aussi évaluée.

2.3.5.3. Dispersion intra- et inter-jours.

Dans le même sens que pour les unités tertiaires et secondaires, la variance concernant le cumul des $n_{h\ell}$ jours est composée par les variances intra- et inter-jours. La variance intra-jours, $VI_{h\ell k}$, équivaut à :

$$VI_{h\ell k} = \frac{SCI_{h\ell k}}{\sum_{i=1}^{n_{h\ell}} n_{ih\ell} - n_{h\ell}} \quad (38)$$

$$\text{avec : } SCI_{h\ell k} = \sum_{i=1}^{n_{h\ell}} V[\bar{Y}_{ih\ell k}] \cdot (n_{ih\ell} - 1) \quad (39)$$

correspondant à la somme des carrés des écarts intra-jours.

La variance inter-jours, $VE_{h\ell k}$, est donnée par :

$$VE_{h\ell k} = \frac{SCE_{h\ell k}}{n_{h\ell} - 1} \quad (40)$$

$$\text{où : } SCE_{h\ell k} = SCT_{h\ell k} - SCI_{h\ell k} \quad (41)$$

$$SCT_{h\ell k} = V[Y_{h\ell k}] \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_{h\ell}} n_{ih\ell} - 1 \right] \quad (42)$$

avec : $SCE_{h\ell k}$ et $SCT_{h\ell k}$ égales aux sommes des carrés des écarts inter-jours et totaux, respectivement.

Comme pour les variances, on obtient également une estimation des covariances intra- et inter-jours, $\text{Cov}I_{h\ell k1, k2}$ et $\text{Cov}E_{h\ell k1, k2}$.

2.3.6. Estimation finale.

2.3.6.1. Effectif total.

L'évaluation de l'effectif total par classe de taille l_k , capturé au cours d'une année pour les n_h catégories commerciales, tient compte des étapes suivantes:

(I) L'effectif par classe de taille l_k , débarqué au cours de l'ensemble des n_{hl} jours d'échantillonnage au cours du trimestre l , décrit par Y_{hlk} (cf. § 2.3.5.2), doit être élevé selon le ratio D_{hl}/d_{hl} (cf. § 2.3.1) :

$$\bar{y}_{hlk} = \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \cdot Y_{hlk} \quad (43)$$

(II) Un cumul des strates catégories commerciales, puis trimestrielles est enfin réalisé. L'estimateur final, représenté par Y_k , est égal à :

$$Y_k = \sum_{l=1}^n \sum_{h=1}^{n_h} \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \sum_{i=1}^{n_{hl}} \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \sum_{j=1}^{n_{ijhl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhlm}} a_{ijhlm} \cdot y_{ijhlmk} \quad (44)$$

2.3.6.2. Variance.

L'expression finale de la variance, $V[Y_k]$, doit intégrer toutes les variances inter-unités décrites précédemment ainsi que la variance intra-unités tertiaires pour le cas de non exhaustivité au niveau caisse ; de plus, cette variance doit être corrigée à chaque niveau par un facteur faisant appel au taux d'échantillonnage correspondant (n_{hl}/N_{hl} ; n_{ihl}/N_{ihl} ; n_{ijhl}/N_{ijhl}) car le protocole est sans remise. En l'absence de connaissance du nombre total d'unités par niveau, le taux d'échantillonnage est approximativement estimé par l'inverse du ratio de poids correspondant (d_{hl}/D_{hl} ; c_{ihl}/C_{ihl} ; b_{ijhl}/B_{ijhl}). Dans la formulation, intervient également le ratio a_{ijhlm} . La variance recherchée est donnée par :

$$\begin{aligned} V[Y_k] = & \sum_{l=1}^n \sum_{h=1}^{n_h} \left[VE_{hlk} \cdot \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \cdot \left[\frac{D_{hl}}{d_{hl}} - 1 \right] + \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \sum_{i=1}^{n_{hl}} VE_{ihlk} \cdot \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \cdot \left[\frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} - 1 \right] + \right. \\ & \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \sum_{i=1}^{n_{hl}} \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \sum_{j=1}^{n_{ijhl}} VE_{ijhlk} \cdot \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \cdot \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} - 1 \right] + \\ & \left. \frac{D_{hl}}{d_{hl}} \sum_{i=1}^{n_{hl}} \frac{C_{ihl}}{c_{ihl}} \sum_{j=1}^{n_{ijhl}} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \cdot VI_{ijhlmk} \sum_{m=1}^{n_{ijhlm}} \left[\frac{a_{ijhlm} - 1}{a_{ijhlm}} \right] \right] \quad (45) \end{aligned}$$

Avec les notations déjà mentionnées (VI_{ijhlk} : formule (21) ; VE_{ijhlk} : formule (24) ; VE_{ihlk} : formule (31) ; VE_{hlk} : formule (40)).

Dans cette étape finale, on estime aussi la covariance entre les effectifs totaux des poissons de tailles l_{k1} et l_{k2} , représentée par $Cov[Y_{k1}, Y_{k2}]$; celle-ci tient compte des covariances inter-jours, $CovE_{hlk1,k2}$, inter-bateaux, $CovE_{ihlk1,k2}$, inter-caisses, $CovE_{ijhlk1,k2}$ et intra-caisses, $CovI_{ijhlk1,k2}$.

2.4. Saint-Brieuc/Roscoff.

2.4.1. Généralités.

En comparant avec la criée de Saint-Malo, les ports de débarquement de Saint-Brieuc et de Roscoff se singularisent sur les points suivants :

(I) Le tri des captures en fonction de la taille s'effectue par les pêcheurs. Deux cas de figure existent : (1) les catégories sont mentionnées à la vente (Roscoff) selon une numérotation qui rappelle les normes de plus grandes enchères (cf. Saint-Malo), mais les tailles associées peuvent différer d'un bateau à l'autre pour le même jour et (2) les catégories ne sont que rarement saisies à la vente (Saint-Brieuc) bien que les poissons soient déjà triés. Dans tous les deux cas, les catégories commerciales n'ont plus de validité en tant que stratificateurs à l'échelle trimestrielle ou journalière, mais restent valables jusqu'aux unités secondaires (bateau).

La séquence d'inférence de la population est :
trimestre $\rightarrow$ jour $\rightarrow$ bateau $\rightarrow$ catégorie $\rightarrow$ caisse.

(II) Les débarquements ne proviennent pas d'un seul métier. Cette composante est prise en compte et les élévations sont effectuées séparément.

Dans les principes généraux, le protocole d'échantillonnage est identique à celui de Saint-Malo (échantillonnage par niveau à unités inégales, probabilité de tirage des unités primaires constante, double stratification). Toutefois, quelques différences existent au niveau des notations :

(I) *Taille des unités* : Le nombre de jours d'échantillonnage par trimestre l est noté n_l (au lieu de n_{hl}) car les catégories commerciales n'interviennent qu'à un niveau inférieur ; la même remarque est valable pour le nombre de bateaux échantillonnés par jour i (n_{il}).

(II) *Estimateurs et variances* : Dans le même sens que pour la taille d'échantillon par niveau, les estimateurs (et leurs variances) sont mentionnées sans indicage sur la catégorie h pour les niveaux supérieurs. On parle ainsi de $\bar{y}_{lk}$ (au lieu de $\bar{y}_{hlk}$; équation (43)), de Y_{lk} (au lieu de Y_{hlk} ; équation (36)), de y_{ilk} (au lieu de y_{ihlk} ; équation (34)), de Y_{ilk} (au lieu de Y_{ihlk} ; équation (27)), de $\bar{y}_{ijlk}$ (en plus de $\bar{y}_{jhlk}$ qui est la dernière étape à catégories commerciales désagrégées ; équation (25)).

(III) *Ratios d'élévation* : On notera des ratios d'élévation comme D_l/d_l (au lieu de D_{hl}/d_{hl}) et C_{il}/c_{il} (au lieu de C_{ihl}/c_{ihl}).

2.4.2. Effectif total.

L'effectif total par classe de taille l_k , capturé au cours d'une année, est donné par (comparaison avec formule (44)) :

$$Y_k = \sum_{l=1}^n \frac{D_l}{d_l} \sum_{i=1}^{n_l} \frac{C_{il}}{c_{il}} \sum_{j=1}^{n_{il}} \sum_{h=1}^{n_h} \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} a_{ijmhl} \cdot y_{ijmhlk} \quad (46)$$

2.4.3. Variance.

La variance de l'effectif total, $V[Y_k]$, est donnée par (comparaison avec formule (45)) :

$$\begin{aligned} V[Y_k] = & \sum_{l=1}^n \left[VE_{lk} \cdot \frac{D_l}{d_l} \cdot \left[\frac{D_l}{d_l} - 1 \right] + \frac{D_l}{d_l} \sum_{i=1}^{n_l} VE_{ilk} \cdot \frac{C_{il}}{c_{il}} \cdot \left[\frac{C_{il}}{c_{il}} - 1 \right] + \right. \\ & \frac{D_l}{d_l} \sum_{i=1}^{n_l} \frac{C_{il}}{c_{il}} \sum_{j=1}^{n_{il}} \sum_{h=1}^{n_h} W_h^2 \cdot VE_{ijh\ell k} \cdot \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \cdot \left[\frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} - 1 \right] + \\ & \left. \frac{D_l}{d_l} \sum_{i=1}^{n_l} \frac{C_{il}}{c_{il}} \sum_{j=1}^{n_{il}} \sum_{h=1}^{n_h} W_h^2 \cdot \frac{B_{ijhl}}{b_{ijhl}} \cdot VI_{ijh\ell k} \sum_{m=1}^{n_{ijhl}} \left[\frac{a_{ijmhl} - 1}{a_{ijmhl}} \right] \right] \quad (47) \end{aligned}$$

avec $W_h = \frac{B_{ijhl}}{\sum_{h=1}^{n_h} B_{ijhl}}$ = poids de la strate h.

La covariance entre les effectifs totaux pour les classes de taille l_{k1} et l_{k2} , $Cov[Y_{k1}, Y_{k2}]$ est aussi calculée.

On rappelle que les estimateurs mentionnés dans cette partie raisonnent *par métier* ; le cumul de tous les métiers (deux pour la baudroie) est fait ultérieurement (analyse de pseudo-cohorte ; chapitre 4).

3. TRAITEMENT DES LONGUEURS. TYPES DE PRESENTATION DES DEBARQUEMENTS.

3.1. Généralités.

En Bretagne Nord, la présentation des baudroies en criée peut différer selon le port :

- *Poissons éviscérés* (Saint-Malo).
- *Poissons étêtés* (Saint-Brieuc, Roscoff).

Dans le deuxième cas, les longueurs totales des animaux ne sont pas mesurées ; en raison de cela, l'échantillonnage de cette espèce n'a débuté que récemment. L'IFREMER a mis en oeuvre depuis peu de temps des relations biométriques permettant d'évaluer la longueur totale en fonction des grandeurs linéaires mesurables sur les poissons étêtés :

- En fonction de la longueur dorsale qui est la distance entre les nageoires dorsale et caudale.

- En fonction de la longueur ventrale qui est définie comme la distance entre les nageoires anale et caudale.

Le rôle explicatif de ces mesures est testé sur des poissons éviscérés débarqués en criée de Saint-Malo (taille de l'échantillon de 670 animaux ; cf. communication C.I.E.M. : C.M. 1992/G:74).

Les relations proposées sont les suivantes :

$$l_t = \alpha_1 \cdot l_d^{\beta_1} \quad (48)$$

$$l_t = \alpha_2 \cdot l_v^{\beta_2} \quad (49)$$

où : l_t = longueur totale ; l_d = longueur dorsale ; l_v = longueur ventrale ; α_1 , α_2 , β_1 , β_2 = constantes.

Un bon pourcentage d'explication de la variance totale de la variable expliquée (longueur totale après transformation logarithmique) est obtenu ; les tests statistiques (analyse de variance, tests t de STUDENT, étude des résidus réduits) amènent à des conclusions semblables quelle que soit la variable explicative. Toutefois, des essais menés par la suite sur des poissons étêtés afin de calculer des coefficients de conversion du poids étêté en éviscéré, ont démontré que la longueur dorsale produit des résultats plus fiables : on a déduit, en fait, que la longueur ventrale est sous-estimée dans le cas de ce type de présentation. De ce fait, c'est la longueur dorsale qui est préférée.

Il existe, néanmoins, un cas particulier d'échantillons où seule la longueur ventrale a été retenue. Dans ce cas, nous procédons comme suit :

- Dans une première étape les longueurs dorsales sont reconstituées à partir des ventrales selon une relation ajustée sur les poissons étêtés (échantillon de 1665 animaux) ; la relation est :

$$l_d = \alpha_3 \cdot l_v^{\beta_3} \quad (50)$$

α_3, β_3 - constantes.

- Dans une seconde étape, les longueurs totales sont estimées à partir des longueurs dorsales reconstituées selon la (50) ; la relation est ajustée *sur les poissons éviscérés* (formule (48)). Finalement, les longueurs totales sont calculées à partir des ventrales selon la relation :

$$l_t = \alpha_1 \cdot (\alpha_3 \cdot l_v^{\beta_3})^{\beta_1} \quad (51)$$

3.2. La variabilité individuelle de la croissance et l'instant de capture des animaux.

Dans la majorité des cas, un traitement des échantillons des captures commerciales associe une variance à l'effectif par classe de taille, mais les longueurs sont traitées de manière déterministe, exception faite de certains modules de traitement qui permettent d'intégrer la variabilité individuelle de la croissance (LAUREC et MESNIL, 1987 ; CHEVAILLIER et LAUREC, 1990), terme qui désigne la prise en compte des variances des paramètres de croissance, k et l_∞ . Aucune autre source de variabilité n'est prise en considération.

Dans cette étude, on intègre comme information supplémentaire le mois de mensuration en criée qui est identique à celui de la capture des poissons car aucun bateau du secteur n'effectue de marée plus longue que 15 jours ; cette option permet de mieux ajuster les longueurs réelles qu'auraient tous les individus s'ils étaient pêchés *simultanément* dans le but de les introduire dans l'analyse de pseudo-cohorte (chapitre 4). Pour cela, les traitements des captures commerciales (effectifs y_{ijmhlk} qui sont ramenés, après élévations, à l'effectif total Y_k par classe de taille ; chapitre 2) sont effectués sur des classes de taille centrées sur l'année : la date de capture de tous les poissons est fixée, par hypothèse, au 30 juin. Soit Δt le décalage entre le mois de mensuration (de capture) d'un animal et le 30 juin : sa longueur l_t mesurée en criée est convertie en $l_{t+\Delta t}$ avec $-11/24 \leq \Delta t \leq 11/24$.

3.3. Formulation des sources de variabilité.

A la lumière des précisions précédentes, deux sources de variabilité sont introduites dans le calcul des variances de l_t .

(I) Type de présentation.

La variance associée aux longueurs à l'instant de capture, $V[l_t]$, est nulle pour les poissons éviscérés ; pour les animaux étêtés, elle est égale à :

(I.1) Longueur dorsale mesurée :

$$V[l_t] = \left[\alpha_1 \cdot l_d^{\beta_1} \right]^2 \cdot \sigma_d^2 \cdot \left[1 + \frac{1}{n_d} + \frac{(\ln(l_d) - \bar{x}_d)^2}{\sum_{i=1}^{n_d} (x_{di} - \bar{x}_d)^2} \right] \quad (52)$$

avec : l_d = longueur dorsale mesurée en criée ; n_d = nombre de couples des valeurs ayant servi à l'ajustement l_d/l_t ; x_{di} et $\bar{x}_d$ = valeurs de la variable explicative

($\ln(\ell_d)$) retenues pour l'ajustement ℓ_d/ℓ_t (poissons éviscérés) et leur moyenne ;
 σ_d^2 = variance résiduelle du même ajustement estimée par :

$$\sigma_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_d} (y_i - \beta_1 \cdot x_{di} - \ln(\alpha_1))^2}{n_d - 2} \quad (53)$$

avec : y_i = valeurs de la variable expliquée ($\ln(\ell_t)$) retenues lors de l'ajustement longueur dorsale/totale.

(I.2) Longueur ventrale mesurée (si $\ell_d = 0$) :

$$V[\ell_t] = \left[\alpha_1 \cdot (\alpha_3 \cdot \ell_v \beta_3) \beta_1 \right]^2 \cdot \left[\sigma_v^2 \cdot \left[1 + \frac{1}{n_v} + \frac{(\ln(\ell_v) - \bar{x}_v)^2}{\sum_{i=1}^{n_v} (x_{vi} - \bar{x}_v)^2} \right] \cdot \left[\alpha_1^2 + \frac{\sigma_d^2}{\sum_{i=1}^{n_d} (x_{di} - \bar{x}_d)^2} \right] \right. \\ \left. + \sigma_d^2 \cdot \left[1 + \frac{1}{n_d} + \frac{(\beta_3 \cdot \ln(\ell_v) + \ln(\alpha_3) - \bar{x}_d)^2}{\sum_{i=1}^{n_d} (x_{di} - \bar{x}_d)^2} \right] \right] \quad (54)$$

avec : $\alpha_1, \beta_1, \alpha_3, \beta_3, \sigma_d^2, n_d, x_{di}, \bar{x}_d$ définies comme précédemment et :

ℓ_v = longueur ventrale mesurée en criée ; x_{vi} et x_v = valeurs de la variable explicative ($\ln(\ell_v)$) retenues pour l'ajustement ℓ_v/ℓ_d (poissons étêtés) et leur moyenne ; n_v = nombre de couples de valeurs ayant servi au même ajustement ; σ_v^2 = variance résiduelle associée estimée par :

$$\sigma_v^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_v} (x_{di} - \beta_3 \cdot x_{vi} - \ln(\alpha_3))^2}{n_v - 2} \quad (55)$$

(II) Instant de capture et variabilité individuelle de la croissance.

Soit $\ell_{t+\Delta t}$ la longueur d'une baudroie mesurée (ou ajustée à partir de ℓ_d ou de ℓ_v) en criée après centrage sur l'année selon l'intervalle Δt . Cette longueur est estimée selon la relation de FORD - WALFORD (GULLAND, 1969):

$$\ell_{t+\Delta t} = \ell_t \cdot \exp(-k \cdot \Delta t) + \ell_\infty \cdot (1 - \exp(-k \cdot \Delta t)) \quad (56)$$

La variance de cette longueur n'est pas nulle quelle que soit la présentation. Elle équivaut à :

$$V[l_{t+\Delta t}] \approx \left[\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial l_t} \right]^2 \cdot V[l_t] + \left[\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial k} \right]^2 \cdot V[k] + \left[\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial l_\infty} \right]^2 \cdot V[l_\infty] + 2 \cdot \left[\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial k} \right] \cdot \left[\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial l_\infty} \right] \cdot \text{Cov}[k, l_\infty] \quad (57)$$

en négligeant les variances entre l_t et k d'une part, l_t et l_∞ d'autre part puisque la mesure instantanée l_t (ou estimation par relations biométriques) est indépendante des paramètres de croissance.

Dans cette équation :

$$\frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial l_t} = \exp(-k \cdot \Delta t) \quad ; \quad \frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial k} = \Delta t \cdot \exp(-k \cdot \Delta t) \cdot (l_\infty - l_t) \quad ; \quad \frac{\partial l_{t+\Delta t}}{\partial l_\infty} = 1 - \exp(-k \cdot \Delta t)$$

La seule différence entre types de présentation concerne la variance de l_t :

- $V[l_t] = 0$ (poissons éviscérés).
- $V[l_t] \neq 0$ (poissons étêtés) ; sa valeur est définie selon la formule (52) ou (54).

4. TRAITEMENT DES ABONDANCES. ANALYSE DE PSEUDO-COHORTE.

Le principe de l'analyse de pseudo-cohorte sur les baudroies est inspiré des travaux de JONES (1961, 1974) : il s'agit donc de convertir les accroissements en longueur à des décalages en âge. La présente étude emprunte la méthode d'analyse de POPE (1972) considérant que la mortalité par pêche intervient au milieu d'un intervalle alors que la décroissance des effectifs due à la mortalité naturelle suit une loi exponentielle.

En rétrocalculant, l'abondance d'animaux d'une longueur l , notée N_l , est exprimée en fonction de l'abondance de la classe de taille suivante ($N_{l+\Delta l}$), des captures commerciales sur l (C_l faisant appel aux estimateurs Y_k ; cf. chapitre 2), des paramètres de croissance et du coefficient instantané de mortalité naturelle (M) :

$$N_l = N_{l+\Delta l} \cdot \left[\frac{l_\infty - l}{l_\infty - l - \Delta l} \right]^{M/k} + C_l \cdot \left[\frac{l_\infty - l}{l_\infty - l - \Delta l} \right]^{M/2k} \quad (58)$$

L'analyse nécessite au départ : (I) de fixer par hypothèse une valeur de M ; (II) de déterminer la classe de taille terminale, l_+ (obligatoirement $l_+ < l_\infty$) et (III) d'injecter une valeur de la mortalité par pêche terminale.

Les développements limités d'ordre 1 amènent à l'expression suivante de la variance de N_ℓ :

$$\begin{aligned}
 V[N_\ell] \approx & \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial N_{\ell+\Delta\ell}} \right]^2 \cdot V[N_{\ell+\Delta\ell}] + \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial C_\ell} \right]^2 \cdot V[C_\ell] + \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial k} \right]^2 \cdot V[k] + \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l^\infty} \right]^2 \cdot V[l^\infty] + \\
 & \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l} \right]^2 \cdot V[l] + 2 \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial N_{\ell+\Delta\ell}} \right] \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial C_\ell} \right] \cdot \text{Cov}[N_{\ell+\Delta\ell}, C_\ell] + 2 \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial k} \right] \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l^\infty} \right] \cdot \text{Cov}[k, l^\infty] + \\
 & 2 \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial k} \right] \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l} \right] \cdot \text{Cov}[k, l] + 2 \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l^\infty} \right] \cdot \left[\frac{\partial N_\ell}{\partial l} \right] \cdot \text{Cov}[l^\infty, l]
 \end{aligned} \quad (59)$$

avec les égalités suivantes pour les dérivées partielles :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial N_\ell}{\partial N_{\ell+\Delta\ell}} &= \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/k} ; \quad \frac{\partial N_\ell}{\partial C_\ell} = \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/2k} ; \\
 \frac{\partial N_\ell}{\partial k} &= - N_{\ell+\Delta\ell} \cdot \frac{M}{k^2} \cdot \ln \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right] \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/k} - C_\ell \cdot \frac{M}{2k^2} \cdot \ln \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right] \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/2k} ; \\
 \frac{\partial N_\ell}{\partial l^\infty} &= - N_{\ell+\Delta\ell} \cdot \frac{M}{k} \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/k-1} \cdot \frac{\Delta\ell}{(l^\infty - l - \Delta\ell)^2} - C_\ell \cdot \frac{M}{2k} \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/2k-1} \cdot \frac{\Delta\ell}{(l^\infty - l - \Delta\ell)^2} ; \\
 \frac{\partial N_\ell}{\partial l} &= N_{\ell+\Delta\ell} \cdot \frac{M}{k} \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/k-1} \cdot \frac{\Delta\ell}{(l^\infty - l - \Delta\ell)^2} + C_\ell \cdot \frac{M}{2k} \cdot \left[\frac{l^\infty - l}{l^\infty - l - \Delta\ell} \right]^{M/2k-1} \cdot \frac{\Delta\ell}{(l^\infty - l - \Delta\ell)^2}
 \end{aligned}$$

Dans la formule (59), la longueur l correspond à $l_{t+\Delta t}$ obtenue selon la méthode de FORD-WALFORD, après centrage des classes de taille (cf. § 3.3 ; équation (56)). L'expression de sa variance, $V[l]$, se trouve dans la formule (57).

La variance des captures commerciales, $V[C_\ell]$, fait appel aux variances $V[Y_k]$ (cf. chapitre 2) ; pour un métier donné, $V[C_\ell]$ est une expression pondérée des $V[Y_k]$ selon l'effectif débarqué dans chaque port tenant compte du protocole d'échantillonnage par niveau applicable par secteur (équation (45) pour Saint-Malo et (47) pour Saint-Brieuc/Roscoff ; § 2.3.6.2 et 2.4.3)

Les covariances, $\text{Cov}[k, l]$, $\text{Cov}[l^\infty, l]$ et $\text{Cov}[N_{l+\Delta l}, C_l]$, sont calculées par :

$$(I) \quad \text{Cov}[k, l] \approx \Delta t \cdot \exp(-k \cdot \Delta t) \cdot (l^\infty - l) \cdot V[k] + (1 - \exp(-k \cdot \Delta t)) \cdot \text{Cov}[k, l^\infty] \quad (60)$$

$$(II) \quad \text{Cov}[l^\infty, l] \approx (1 - \exp(-k \cdot \Delta t)) \cdot V[l^\infty] + \Delta t \cdot \exp(-k \cdot \Delta t) \cdot (l^\infty - l) \cdot \text{Cov}[k, l^\infty] \quad (61)$$

avec Δt = intervalle de centrage sur l'année appliquée pour le passage de la longueur au moment de capture à celle correspondant au milieu de l'année (§ 3.3) ; il s'agit d'une expression pondérée selon les effectifs capturés par classe de taille avant centrage.

$$(III) \quad \text{Cov}[N_{l+\Delta l}, C_l] \approx \left[\frac{l^\infty - l - \Delta l}{l^\infty - l +} \right]^{M/k} \cdot \frac{Z_{l+}}{F_{l+}} \cdot \text{Cov}[C_{l+}, C_l] +$$

$$\sum_{i=1}^{(l+ - l - \Delta l) / \Delta l} \left[\frac{(l^\infty - l - \Delta l)^2}{(l^\infty - l - i \cdot \Delta l) \cdot (l^\infty - l - (i+1) \cdot \Delta l)} \right]^{M/2k} \cdot \text{Cov}[C_{l+i \cdot \Delta l}, C_l] \quad (62)$$

avec : F_{l+} , Z_{l+} = coefficients instantanés de mortalité par pêche et totale de la classe de taille terminale $l+$; C_{l+} = effectif capturé correspondant.

Dans cette équation, les covariances entre effectifs capturés par classe de taille font appel aux covariances $\text{Cov}[Y_{k1}, Y_{k2}]$ mentionnées dans le chapitre 2. Une pondération équivalente à celle empruntée dans le cas du passage des variances $V[Y_k]$ à la variance $V[C_l]$, est réalisée.

5. DISCUSSION.

Dans ce travail, la méthodologie concernant le plan d'échantillonnage des captures commerciales (chapitre 2) et l'analyse de pseudo-cohorte (chapitre 4) sont d'une utilité plus générale que la pêcherie de baudroies. Elles sont applicables sur d'autres espèces des poissons telles la sole commune (*Solea vulgaris*), le lieu jaune (*Pollachius pollachius*) et le bar (*Dicentrarchus labrax*).

5.1. Traitement des débarquements commerciaux.

L'utilisation à des étapes inférieures d'élévation, d'une probabilité (p_{ihlk}) calculée au niveau bateau (cumul de plusieurs bateaux), comporte des inconvénients car elle introduit une interdépendance entre unités tertiaires (caisses).

Cette option conduit à surestimer l'apport de la variance inter-caisses dans l'évaluation finale de la variance $V[Y_k]$; elle amène, par contre, à une sous-estimation de la variance inter-bateaux comparativement à la composante intra- du même niveau. Elle n'a, enfin, aucune incidence aux unités primaires (jours).

En raison de cette particularité dans les calculs, il est inconcevable de procéder à une estimation de la part de différentes composantes inter- et intra- dans la variance finale. Toutefois, le calcul de $V[Y_k]$ n'est pas affecté car toute sous- ou surestimation de la variance à un niveau, se répercute par une sur- ou sous-estimation au niveau supérieur.

Un deuxième inconvénient dans les calculs, est lié à l'omission d'enregistrement des catégories commerciales dans les statistiques de vente à Saint-Brieuc ; cette situation produit des biais non négligeables quant aux allocations par strate. Etant donné que les poissons y sont déjà triés en fonction de leur taille, il est conseillé de procéder dans des cas pareils à une stratification sur le terrain en fonction des tailles observées dans les caisses et ne pas se contenter d'une stratification connue a posteriori par les bordereaux de vente.

5.2. Traitement des longueurs.

La prise en compte de l'instant de capture des animaux afin de centrer les tailles sur l'année a probablement un impact mineur sur les distributions de fréquence des longueurs, notamment pour des espèces à croissance lente ; elle est, par contre, recommandable dans le cas des pêcheries à forte saisonnalité par métier (p.ex. fileyage). Pour mieux cerner l'intérêt de ce traitement, il conviendrait de le tester sur plusieurs espèces et interpréter les résultats obtenus selon la rapidité spécifique de la croissance et la saisonnalité de l'exploitation. Des essais entrepris sur le turbot (*Psetta maxima*) (croissance rapide, forte composante saisonnière des fileyeurs), ont démontré que les résultats sont significativement modifiés après centrage des longueurs sur l'année.

5.3. Traitement des abondances.

Le choix de la classe de taille terminale, l_+ , est délicat dans le cas du stock des baudroies blanches en raison d'une exploitation intensive. En l'absence d'information fiable sur le sujet, il existe des modules de traitement qui fixent par défaut une borne minimale de la classe terminale (CHEVAILLIER et LAUREC, 1990 : $l_+ = 0,85.l_\infty$). Pour le stock étudié, ceci reviendrait à imposer une valeur de $l_+ = 119$ cm ($l_\infty = 140$ cm ; DUPOUY et al., 1986) ce qui donnerait un effectif capturé pour la classe terminale inférieur à 0,5 % du total ; étant donné la sensibilité des abondances et des mortalités par pêche au choix d'une classe terminale à faible effectif, ceci ne paraît pas judicieux. D'un autre côté, il est déconseillé d'inclure un effectif trop important dans la classe terminale car, dans ce cas, la convergence serait affecté. Les connaissances actuelles autorisent d'introduire dans les analyses une taille terminale de 105 cm environ.

BIBLIOGRAPHIE.

- 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.
- DUPOUY H., PAJOT R., KERGOAT B., 1986. Etude de la croissance des baudroies, *Lophius Piscatorius* et *L. budegassa*, de l'Atlantique Nord-Est obtenue à partir de l'illicium. *Rev. Trav. Inst. Pêches marit.*, 48 (3 et 4) : p.107-131.
- GULLAND J.A., 1969. Manuel des méthodes d'évaluation des stocks d'animaux aquatiques. Première partie - Analyse des Populations. *FAO, Man.Fish.Sci., Rome* : 160 p.
- JONES R., 1961. The assessment of the long-term effects of changes in gear selectivity and fishing effort. *Mar. Res. Scotl.*, 2 : 19 p.
- JONES R., 1974. Assessing the long term effects of changes in fishing effort and mesh size from length composition data. *Int. Cons. Explor. Sea, C.M. 1974 / F : 33, Demersal Fish (Northern) Committee* : 7 p. + tableaux.
- 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.
- 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.