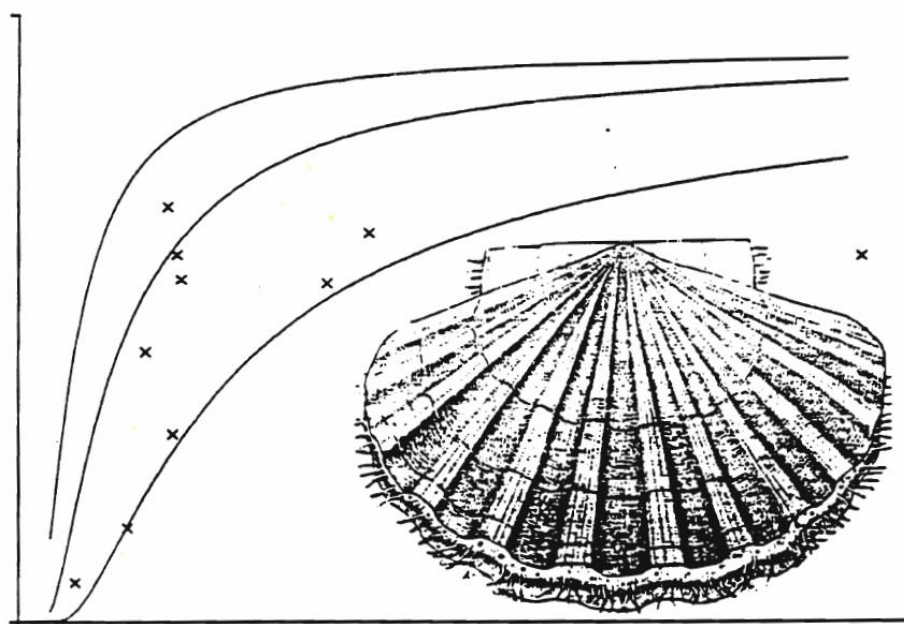


Thèse

**Présentée à l'Université de Bretagne Occidentale pour
l'obtention du titre de docteur d'université
par
Spyros FIFAS**

**Analyse et modelisation des parametres
d'exploitation du stock de coquilles saint-jacques
(*pecten maximus*, L.) en baie de saint-brieuc (manche
ouest, france).**



**A. Lucas
J. Boucher, J.C le Guen
J.C Dao, A. Fontana. Ph. Gros, J.Y. Le Gall**

**président
rapporteurs
examineurs**

RIDRV- 93.013 -RH/Brest

**Rapports Internes de la Direction des Ressources Vivantes
de l'IFREMER**

A mes parents

Vassilis et Sophia

Στούς γονείς μου

Βασίλη και Σοφία

AVANT PROPOS.

La réalisation d'une thèse est tout d'abord le fruit d'un travail solitaire. Cependant, elle n'est pas concevable en faisant abstraction de l'environnement scientifique et personnel.

*Je remercie Monsieur **Albert LUCAS**, Professeur Emérite à l'Université de Bretagne Occidentale qui m'a accueilli comme étudiant en 1983 quand il assurait la responsabilité de la formation de troisième cycle en Océanologie Biologique. Je ne saurais oublier son encouragement quant à l'entreprise de ce travail, son vif soutien face à divers problèmes administratifs au cours de celui-ci et la confiance qu'il m'a accordé sur le plan professionnel. Je le remercie d'avoir accepté de présider ce Jury.*

*Monsieur **Jean-Claude LE GUEN** a bien voulu critiquer ce manuscrit, rédiger le rapport nécessaire pour la soutenance de thèse de nouvelle formule et faire partie du Jury. Je suis reconnaissant de pouvoir bénéficier de son expérience en halieutique.*

*Monsieur **Jean BOUCHER** a toujours su s'intéresser à la recherche appliquée sur la coquille Saint-Jacques. Il a enrichi les approches halieutiques et méthodologiques par son esprit d'analyse conceptuelle en matière de dynamique des peuplements. Je tiens à exprimer ma gratitude pour sa participation à la rédaction du rapport et au Jury de cette thèse.*

*A Monsieur **Jean-Claude DAO**, je dois ma première connaissance sur la pêcherie de coquilles Saint-Jacques car il m'a transmis son savoir-faire sur le terrain et les qualités de ses interventions en tant que gestionnaire. Je manifeste ma reconnaissance pour la mise à ma disposition de nombreuses données. Je le remercie pour sa participation au Jury de thèse.*

*Monsieur **Philippe GROS** a accepté de faire partie du Jury. Il a marqué sa contribution par une lecture très critique de ce manuscrit et par des suggestions qui ont mis l'accent sur sa compétence en écologie numérique et en modélisation. Je ne saurais oublier le caractère constructif de ses remarques.*

*Messieurs **André FONTANA** et **Jean-Yves LE GALL** ont accepté de lire le manuscrit et de participer au Jury de thèse. Je les remercie pour leur disponibilité malgré leurs nombreuses préoccupations.*

*Depuis les premières étapes de cette thèse, j'ai eu la chance de connaître **Alain LAUREC** et de bénéficier de la qualité de ses remarques. Malgré ses préoccupations et son emploi de temps très chargé, il a su régulièrement orienter de manière constructive mes recherches. Je suis particulièrement touché par la clarté de son raisonnement et par la consistance de ses suggestions.*

*Le déroulement de ce travail a été marqué par des périodes parfois difficiles. Pour surmonter les obstacles, la collaboration de plusieurs personnes a été déterminante. **Patrick BERTHOU** a contribué à l'élaboration de ce document par ses corrections et ses encouragements qui ont continué sans cesse tout au long de notre activité professionnelle en commun. **Yvon MORIZUR** a su communiquer son esprit critique en halieutique lors de la lecture de certaines parties de cette thèse.*

Pierre CHEVAILLIER a toujours conservé des échanges très créatifs sur les objets de notre recherche parallèle de thèse.

Je remercie vivement **Jean-Pierre CORLOUER**, **Christophe HALARY** et **Yvon ROYER** du Comité d'Expansion Economique des Côtes-d'Armor qui assurent un suivi de qualité sur le terrain et qui ont souvent participé, à travers des liens d'amitié, à des équipes de travail en commun.

Je remercie **Michel PLASSARD** du service de reprographie de l'IFREMER et **Sylvie GROS** pour l'iconographie de ce document.

Les conditions de travail ont été grandement facilitées par l'accueil et le séjour très chaleureux au sein du Laboratoire "Pêche". Je remercie **Daniel LATROUITE** et **Loïc ANTOINE** qui en tant que Chefs du Laboratoire, au début et à la fin de ma thèse, ont mis à ma disposition tout l'équipement matériel et ont toujours aidé avec bienveillance à mon intégration dans l'équipe. Je tiens également à exprimer ma reconnaissance à l'ensemble de mes collègues et plus particulièrement à **Annie GUENOLE**, **Philippe NOEL**, **André OGOR** et **Gérard VERON** qui ont manifesté leur gentillesse et leur amitié.

La finalisation de ce travail s'est déroulée dans des conditions assez contraignantes et je ne pourrais aucunement oublier le secours de plusieurs personnes sur le plan humain. Que **Dalila**, **Thierry**, **Patrick**, **Nora**, **Véronique**, **Annie** et **Philippe** voient dans cette phrase ma reconnaissance.

Que toutes ces personnes considèrent ce travail comme étant un peu le leur.

ANALYSE ET MODELISATION DES PARAMETRES D'EXPLOITATION DU STOCK DE COQUILLES SAINT-JACQUES (*Pecten maximus*, L.) EN BAIE DE SAINT-BRIEUC (Manche Ouest, France).

RESUME.

La dynamique du stock est étudiée à partir de la structure démographique des captures commerciales depuis 1974, estimée selon un plan d'échantillonnage à deux niveaux (jour de sortie en mer, bateau). Un plan d'échantillonnage à stratification temporelle est proposé. Une analyse des cohortes est conduite sur ces données ; des hypothèses sur les coefficients de mortalité naturelle et indirectement induite par la pêche sont formulées. Des modèles de capturabilité par groupe d'âge sont ensuite construits. Pour les groupes d'âge 2 et 3, qui constituent l'essentiel de la ressource, la capturabilité est une fonction croissante de l'abondance du groupe d'âge et de la puissance motrice moyenne des navires de pêche ; elle présente une valeur asymptotique maximale. Son allure est expliquée par : les caractéristiques de la drague et par la sédentarité de la ressource qui permet la concentration de l'effort de pêche sur les secteurs les plus riches.

Un modèle structural de production à l'équilibre est construit. Les scénarios les plus plausibles des paramètres de départ sont testés, par reconstitution des rendements par recrue ou des débarquements annuels. Les faibles valeurs du coefficient instantané de mortalité naturelle (0,15 et 0,20) et celles, fortes, du taux d'exploitation terminal (0,50) optimisent la reconstitution. Des isoplètes de rendement et de fécondité par recrue sont présentées pour différentes valeurs de l'abondance du recrutement et de la puissance motrice moyenne de la flottille. Les paramètres actuels de contrôle du régime d'exploitation (effort de pêche nominal, âge de première capture) assurent à l'équilibre une production proche de l'optimale et une fécondité acceptable. Le fléchissement actuel de la ressource s'explique par la variabilité interannuelle du recrutement et la coexistence de plusieurs métiers dans la baie qui provoque un accroissement constant de la puissance motrice des navires.

La stratégie d'échantillonnage utilisée depuis 1986 lors des campagnes annuelles d'évaluation directe, indispensables en raison du système de gestion en vigueur, est analysée. La baie est subdivisée en six strates spatiales ; le taux d'échantillonnage dans chacune est défini en fonction des débarquements commerciaux correspondant. L'estimation des abondances nécessite le calcul de l'efficacité de la drague par groupe d'âge à l'aide de plongées sous-marines. La précision relative de l'abondance et de la biomasse par groupe d'âge est de 25 à 30 %. Une augmentation du nombre total de coups de drague améliorerait de peu la précision. Par contre, une augmentation du nombre de plongées permettrait de réduire sensiblement les biais dus à la définition de l'efficacité selon un estimateur rapport.

L'apparition des valeurs de mortalité naturelle probablement élevées entre 1986 et 1988 est étudiée. Bien qu'il soit impossible de dissocier la mortalité naturelle des composantes liées à l'exploitation (fraude), il est probable que la mortalité naturelle était plus forte en fin d'hiver au cours de ces années. Il n'est pas démontré que cette éventualité aurait dû encourager une intensification de l'exploitation.

La gestion annuelle par projection à court terme connaît actuellement ses limites. La variabilité spatiale de la croissance et la variabilité interannuelle du recrutement devraient être intégrées au système de modélisation afin de mieux bénéficier des acquis de l'analyse structurale à l'équilibre.

La croissance présente une variabilité plus forte sur le plan spatial que temporel. Bien qu'aucune des méthodes de comparaison des courbes de croissance employée ne soit réellement exempte de défaut, la croissance paraît plus forte dans le sud de la baie. Les estimations des paramètres de croissance semblent différentes de celles obtenues dans des études antérieures. La variabilité spatiale de la croissance pourrait être prise en compte si une rotation des zones exploitées était envisagée ou si une aquaculture extensive se développait.

L'étude du recrutement est développée à partir d'un modèle empirique expliquant ses variations interannuelles en fonction de la biomasse féconde du stock parental, de la température et de l'effort de pêche exercé au cours du premier hiver de la vie d'une cohorte. Une intégration de ce modèle dans un système de gestion à moyen terme est tentée. Le rôle de la température s'avère prépondérant si la biomasse féconde se trouve à un niveau suffisamment élevé pour assurer une bonne reproduction.

MOTS-CLES : coquille Saint-Jacques, *Pecten maximus*, baie de Saint-Brieuc, drague, structure démographique des captures, mortalité, analyse des cohortes, capturabilité, puissance motrice, rendement par recrue, fécondité par recrue, échantillonnage stratifié, évaluation directe, croissance, recrutement, biomasse féconde, température.

**ANALYSIS AND MODELIZATION OF FISHING PARAMETERS
OF THE SCALLOP STOCK (*Pecten maximus*, L.)
IN THE BAY OF SAINT-BRIEUC (Western English Channel, France).**

ABSTRACT.

The population dynamics is developed upon data on the age-composition of catches collected since 1974 by a sampling technic at two levels (fishing day, vessel). A temporally stratified sampling is carried out. A cohort analysis is realized through these data ; assumptions for the coefficients of natural and indirect fishing mortality are set up. Catchability models for all age groups are fitted. Catchability of the most abundant age groups (2 and 3) is an increasing function of their abundance and of the fishing fleet mean horse power. These functions present a maximum asymptotical value. Their adequation is explained by the adaptations of dredges and by the population sedentary life allowing the concentration of fishing fleet on the most abundant areas.

A structural model of production based on an equilibrium state is carried out. The most likely translations of required parameters are tested by reconstitution of yields per recruit or annual landings. Low values of instantaneous coefficient of natural mortality (0,15 and 0,20) and high values of terminal rate of exploitation (0,50) optimize the reconstitution. Isoleths of yield and fecundity per recruit are presented for different values of the recruitment abundance and the fishing fleet mean horse power. At present, parameters of fishing pattern control (nominal fishing effort, age at first catch) give an equilibrated production near to optimum as well as an acceptable fecundity. The present decrease of the stock is explained by interannual variability of the recruitment and by coexistence of several métiers* which causes a constant increase of vessels horse power.

The sampling technic used since 1986 for directed stock assessment is analysed. These prospections are necessary for the annual determination of total allowed catches. The bay of Saint-Brieuc is divided into six spatial strata ; sampling rate for each stratum is defined by the corresponding commercial landings. The estimation of abundances needs calculation of the dredge efficiency through diving. Relative precision of abundance and biomass for each age group is 25 to 30 %. An increase of the samples number would give a small gain of precision. On the other hand, an increase of the diving number would allow a significant decrease of bias, due to the definition of efficiency as a rate estimator.

Probable existence of high values of natural mortality between 1986 and 1988 is studied. Natural mortality was perhaps higher during last winter period of these years. Nevertheless, it is impossible to dissociate natural mortality from components due to the exploitation (not declared landings). It is not demonstrated that this eventuality would have provoked a fishing intensification.

The annual management through short terms projections is limited. Spatial variability of growth and interannual variability of recruitment should be taken into account in the modelization system in order to take advantage of the knowledge of the equilibrated structural analysis.

Growth shows a spatial variability higher than the temporal one. No used method of comparison of growth curves is really perfect, but growth seems quicker in southern bay. Estimations of the growth parameters are different from those obtained by previous studies. Spatial variability of growth should be taken into account when a rotation of fished areas is considered or when an extensive aquaculture is developed.

Study upon the recruitment is realized through an empirical model which explains its interannual fluctuations as a function of spawning biomass of the stock, of temperature and of fishing effort developed during first winter of the cohort life. An incorporation of the model to a management system with mean terms projections is carried on. Temperature seems to be the most important factor if spawning biomass reaches an adequately high level for a good reproduction.

KEYWORDS : scallop, *Pecten maximus*, bay of Saint-Brieuc, dredge, age-composition of catches, mortality, cohort analysis, catchability, horse power, yield per recruit, fecundity per recruit, stratified sampling, directed stock assessment, growth, recruitment, spawning biomass, temperature.

* métier = association of target species and fishing gear for a given area.

ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΜΟΝΤΕΛΩΝ ΓΙΑ ΤΙΣ ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΥΣ ΑΛΙΕΥΤΙΚΗΣ
ΕΚΜΕΤΑΛΛΕΥΣΗΣ ΤΟΥ ΠΛΗΘΥΣΜΟΥ ΚΤΕΝΙΩΝ (*Pecten maximus*, L.)
ΣΤΟΝ ΚΟΛΠΟ ΤΟΥ ΣΑΙΝ-ΜΠΡΙΕ (Δυτική Μαγνη, Γαλλία).

ΠΕΡΙΛΗΨΗ.

Η δυναμική πληθυσμών βασίστηκε στην δημογραφική δομή των αλιευμάτων από το 1974, που εκτιμήθηκε χάρις σε ένα δειγματοληπτικό πλάνο σε δύο επίπεδα (ημέρα έξοδου στη θάλασσα, σκαφος). Ένα νέο πλάνο προτάθηκε με μια χρονική υποδιαιρέση του πληθυσμο-στοχού. Μια ανάλυση κλάσεων ηλικίας πραγματοποιήθηκε πάνω σε αυτά τα δεδομένα. Διαφορές υποθέσεις αναπτύχθηκαν για τους συντελεστές φυσικής και έμμεσα οφειλόμενης στην αλιεία θνησιμότητας. Μοντέλα αιχμαλωτιστικότητας προτάθηκαν στη συνέχεια. Για τις τάξεις ηλικίας 2 και 3, που αποτελούν το ουσιώδες τμήμα του πληθυσμού, η αιχμαλωτιστικότητα είναι συνάρτηση της αφθονίας της τάξης ηλικίας, της μέσης μηχανικής ιπποδυναμίας του αλιευτικού στόλου και περιλαμβάνει μια μέγιστη οριζοντία ασυμπτωτο. Η μορφή του μοντέλου ερμηνεύεται με βάση τα χαρακτηριστικά του αλιευτικού εργαλείου (δραγα) καθώς και με βάση την στατικότητα του πληθυσμού που επιτρέπει την συγκέντρωση της αλιευτικής προσπάθειας στις πλουσιότερες ζώνες.

Ένα δομικό μοντέλο ισορροπημένης παραγωγής προτάθηκε στη συνέχεια. Οι πιθανότεροι συνδυασμοί των εισαχθέντων παραμέτρων εξετάστηκαν με κριτήριο την ανασυγκροτηση της αποδοσης ανά στρατολογία ή των ετήσιων συνολικών αλιευμάτων. Οι χαμηλές τιμές της φυσικής θνησιμότητας (0,15 και 0,20) και οι υψηλές του κλάσματος τελικής εκμεταλλεύσης (0,50) έδωσαν τα καλύτερα αποτελέσματα ανασυγκροτησης. Οι γραμμές ισο-παραγωγής και ισο-γονιμότητας ανά στρατολογία παρουσιάστηκαν για διάφορες τιμές της αφθονίας στρατολογίας και της μέσης μηχανικής ιπποδυναμίας του αλιευτικού στόλου. Οι υπάρχουσες παράμετροι ελέγχου του συστήματος αλιευτικής εκμεταλλεύσης (ονομαστική προσπάθεια, ηλικία πρώτης αιχμαλωτίσης), εξασφαλίζουν ικανοποιητική ισορροπημένη παραγωγή καθώς και αποδεκτή γονιμότητα του πληθυσμού. Η προσπάθεια μείωση του αλιευτικού πλούτου ερμηνεύεται βάσει της ετήσιας μεταβλητότητας του στρατολογούμενου πληθυσμού και της συνυπαρξης περισσότερων αλιευτικών επαγγέλματων που προκαλεί σταθερή αύξηση της μηχανικής ιπποδυναμίας των πλοίων.

Η στρατηγική δειγματοληψίας που χρησιμοποιείται από το 1986 κατά την διάρκεια της, αναγκαίας λόγω του υπάρχοντος συστήματος διαχείρισης, ετήσιας καμπάνιας αμείωσης εκτίμησης του πληθυσμού, αναλύθηκε στη συνέχεια. Ο κόλπος υποδιαιρέθηκε σε έξι ζώνες και το κλάσμα δειγματοληψίας στην καθένα προσδιορίστηκε σε συνάρτηση με τα αντίστοιχα αλιευτικά αποθέματα. Η εκτίμηση της αφθονίας απαιτεί τον υπολογισμό της δραστηριότητας της δραγας ανά τάξη ηλικίας με τη βοήθεια υποβρυχίων καταδύσεων. Η σχετική ακρίβεια της αφθονίας και της βιομάζας ανά τάξη ηλικίας κυμαίνεται στα 25 ως 30 %. Μια ενδεχόμενη αύξηση του συνολικού αριθμού δειγμάτων θα οδηγούσε σε μικρή μόνο βελτίωση της ακρίβειας. Αντίθετα, μια αύξηση του αριθμού καταδύσεων θα επέτρεπε να μειωθεί αισθητά το σφάλμα που οφείλεται στον προσδιορισμό της δραστηριότητας με βάση ένα κλάσματικό εκτιμητή. Η ύπαρξη υψηλών τιμών φυσικής θνησιμότητας ανάμεσα στα 1986 και 1989 μελετήθηκε στη συνέχεια. Πέρα από το ότι είναι αδύνατο να ξεχωρίσει η φυσική θνησιμότητα από τις οφειλόμενες στην εκμεταλλεύση συνιστώσες (παράνομη αλιεία), η τιμή της ήταν πιθανά μεγαλύτερη κατά το τέλος των χειμώνων 1986 ως 1989. Δεν αποδείχθηκε όμως ότι αυτό το ενδεχόμενο έπρεπε να ενθαρρύνει την εντατικοποίηση της εκμεταλλεύσης.

Η ετήσια κοντοπροβίση διαχείριση δείχνει τις αδυναμίες της. Η μεταβλητότητα της ατομικής ανάπτυξης των κοχυλιών και η αντίστοιχη της ετήσιας στρατολογίας θα έπρεπε να περιληφθούν στο σύστημα μοντελοποίησης ώστε να αξιοποιηθούν επί το καλύτερο οι δυνατότητες που παρέχει η δομική ανάλυση.

Η ατομική ανάπτυξη παρουσιάζει πιο αισθητή μεταβλητότητα στο χώρο παρά στο χρόνο. Πέρα από το ότι καμία μέθοδος σύγκρισης γεωγραφικών ζωνών δεν είναι απόλυτα εγγυημένη, είναι φανερό ότι η ανάπτυξη ευνοείται στο νοτιο τμήμα του κόλπου. Από την άλλη, οι παράμετροι της διαφέρουν σε σχέση με παλιότερες μελέτες. Η μεταβλητότητα της ανάπτυξης στο χώρο θα μπορούσε να παρθεί υπ' όψη αν ένα σύστημα εκ περιτροπής εκμεταλλεύσης εμπαινε σε εφαρμογή ή αν αναπτυσσόταν η εκτατική υδατοκαλλιέργεια. Η στρατολογία μελετήθηκε βάσει ενός εμπειρικού μοντέλου που έλαβε υπ' όψη την γονιμή βιομάζα του πληθυσμού, την θερμοκρασία και την αλιευτική προσπάθεια, που υφίστανται τα κοχύλια στην διάρκεια του πρώτου έτους ζωής. Επιχειρήθηκε να περιληφθεί το μοντέλο σε ένα σύστημα μισοπροβίσης διαχείρισης. Ο ρολός της θερμοκρασίας είναι ο πιο ουσιώδης αν η γονιμή βιομάζα έχει μια σχετικά υψηλή τιμή ώστε να εξασφαλιστεί μια καλή αναπαραγωγή.

ΛΕΞΕΙΣ-ΚΛΕΙΔΙΑ : κτενί, *Pecten maximus*, κόλπος του Σαιν-Μπριε, δραγα, δημογραφική δομή των συλλήψεων, θνησιμότητα, ανάλυση κλάσεων ηλικίας, αιχμαλωτιστικότητα, μηχανική ιπποδύναμη, αποδοση ανά στρατολογία, γονιμότητα ανά στρατολογία, στρωματοποιημένη δειγματοληψία, αμείωση εκτίμησης, ανάπτυξη, στρατολογία, γονιμή βιομάζα, θερμοκρασία.

SOMMAIRE.

INTRODUCTION GENERALE.

13

CHAPITRE 1 : La structure démographique des captures.L'échantillonnage à la criée.

29

1. Introduction. Généralités.	33
1.1. L'échantillonnage des captures.	33
1.2. Détermination de l'âge.	33
1.3. Utilité de la connaissance de la structure démographique des captures.	34
2. Matériels et méthodes.	35
2.1. Généralités.	35
2.2. La structure démographique. La démarche pratiquée.	36
2.3. Synthèse.	39
3. Résultats.	39
4. Discussion.	43
4.1. La période avant 1978.	45
4.2. L'E.A.S. à la criée à partir de 1978.	45
4.3. Le poids individuel par groupe d'âge.	49
4.4. Proposition d'un nouveau plan d'échantillonnage.	50
4.5. Estimation de la variance et du biais.	53
5. Conclusion.	60

CHAPITRE 2 : Les hypothèses sur les mortalités.

- Mortalité naturelle.
- Mortalité par pêche.

61

1. Introduction. Généralités.	65
2. La mortalité naturelle.	66
2.1. Généralités.	66
2.2. Rappel des méthodes usuelles pour l'estimation de M.	67
2.3. Evaluation d'une plage des valeurs de M pour le stock étudié.	70
3. La mortalité par pêche.	73
3.1. Généralités.	73
3.2. La mortalité par pêche au cours de la saison de pêche.	73
3.3. La mortalité par pêche pendant la fermeture de la pêche réglementaire.	86
4. Synthèse générale et conclusion.	90

<u>CHAPITRE 3 : L'analyse des cohortes.</u>	93
1. <i>Introduction. Généralités.</i>	97
1.1. Définition d'une cohorte en halieutique.	97
1.2. Les principes de l'analyse des cohortes.	97
1.3. Historique et avantages de l'analyse des cohortes.	98
2. <i>Matériels et méthodes.</i>	99
2.1. Formulation générale. Les composantes de la mortalité.	99
2.2. Données de base : la structure démographique des captures.	100
2.3. Le taux d'exploitation terminal.	100
2.4. La démarche retenue de l'analyse des cohortes.	104
3. <i>Résultats.</i>	106
4. <i>Discussion.</i>	116
4.1. Historique de l'analyse des cohortes de la coquille Saint-Jacques.	117
4.2. Le choix des valeurs injectées pour l'analyse.	117
5. <i>Conclusion.</i>	122
 <u>CHAPITRE 4 : Les modèles de capturabilité.</u>	 123
1. <i>Introduction. Généralités.</i>	127
1.1. La notion de la capturabilité.	127
1.2. Les groupes d'Age "cibles" et "résiduels".	128
2. <i>Matériels et méthodes.</i>	130
2.1. Formulation du problème.	130
2.2. Données concernant le régime d'exploitation du stock.	131
2.3. Données obtenues par analyse des cohortes.	133
2.4. Construction du modèle pour le groupe d'Age 2.	135
2.5. Construction du modèle pour le groupe d'Age 3.	140
2.6. Construction du modèle pour les groupes d'Age 4 et 5.	145
2.7. La capturabilité du groupe d'Age 2 et la sélectivité de la drague.	146
3. <i>Résultats.</i>	147
3.1. Le groupe d'Age 2.	147
3.2. Le groupe d'Age 3.	149
3.3. Les groupes d'Age 4 et 5.	151
4. <i>Discussion.</i>	153
4.1. Validation des modèles : étude d'une cohorte récente extérieure aux modèles.	154
4.2. Interprétation des modèles.	157
4.3. Impact des modèles sur la gestion. Propositions.	161
5. <i>Conclusion.</i>	162

<u>CHAPITRE 5 : Le modèle analytique de production et de fécondité du stock.</u>	165
1. <i>Introduction. Généralités.</i>	169
1.1. Le choix des modèles analytiques.	169
1.2. L'objectif de l'étude.	170
2. <i>Matériels et méthodes.</i>	170
2.1. Le modèle de rendement par recrue (Y/R) de BEVERTON et HOLT.	170
2.2. Le modèle de fécondité (ou biomasse féconde) par recrue (B_F/R) de BEVERTON et HOLT.	173
3. <i>Résultats.</i>	176
3.1. Etude comparative des scénarios.	176
3.2. Les isoplètes de rendement par recrue (Y/R).	190
3.3. Les isoplètes de fécondité par recrue (B_F/R).	199
4. <i>Discussion.</i>	208
4.1. Reconstitution des captures et des rendements par recrue.	208
4.2. Les isoplètes.	209
5. <i>Conclusion.</i>	213
<u>CHAPITRE 6 : Les campagnes d'évaluation directe de 1986 à 1988.</u>	215
1. <i>Introduction. Généralités.</i>	219
2. <i>Matériels et méthodes.</i>	219
2.1. L'engin de pêche.	220
2.2. Le système de vérification de la distance parcourue.	220
2.3. Efficacité de l'engin de pêche.	221
2.4. La méthode d'échantillonnage.	221
2.5. Formulation mathématique.	225
3. <i>Résultats.</i>	237
3.1. Efficacité de la drague.	237
3.2. L'abondance et la biomasse du stock.	238
3.3. La mortalité non directement liée à la pêche.	245
4. <i>Discussion.</i>	247
4.1. Organisation et déroulement des campagnes.	247
4.2. Efficacité de la drague.	252
4.3. L'abondance et la biomasse du stock.	252
4.4. La mortalité naturelle de fin d'hiver.	258
4.5. Impact des mortalités sur la gestion de la ressource.	261
5. <i>Conclusion.</i>	266

<u>CHAPITRE 7 : L'étude de la croissance. Variabilité temporelle et spatiale.</u>	269
1. <i>Introduction.</i>	273
2. <i>Matériels et méthodes.</i>	273
2.1. Collecte des données.	273
2.2. Détermination de l'âge et principes généraux.	273
2.3. Comparaison des mesures instantanées de la croissance.	275
2.4. La relation allométrique hauteur/poids.	276
2.5. Le modèle de croissance de Von Bertalanffy.	279
2.6. Le modèle de croissance à modulation saisonnière.	280
2.7. Comparaison des équations de croissance des différentes strates.	281
3. <i>Résultats.</i>	282
3.1. Comparaison des tailles moyennes.	282
3.2. L'allométrie hauteur-poids.	287
3.3. Le modèle de croissance sans modulation saisonnière.	292
3.4. Le modèle de croissance avec modulation saisonnière.	298
3.5. La comparaison des équations de croissance par strate.	305
4. <i>Discussion.</i>	308
4.1. Comparaison des tailles moyennes.	308
4.2. Les modèles de croissance.	313
4.3. Impact sur la gestion de la ressource.	318
5. <i>Conclusion.</i>	320

	page
<u>CHAPITRE 8 : Intérêt d'un modèle prédictif du recrutement pour la gestion de la pêcherie.</u>	323
1. <i>Généralités.</i>	327
1.1. Les relations stock-recrutement (S/R).	327
1.2. Intégration des composantes supplémentaires dans les relations S/R.	329
2. <i>Présentation du modèle.</i>	331
2.1. Les variables d'entrée.	331
2.2. Construction du modèle.	333
2.3. Le modèle final.	336
3. <i>Signification et utilité du modèle.</i>	340
3.1. Signification biologique du modèle.	340
3.2. Valorisation du rôle des variables explicatives. Les principes généraux d'un modèle prédictif.	341
4. <i>Synthèse.</i>	348
 <u>CONCLUSION GENERALE ET PERSPECTIVES.</u>	 349
 <u>BIBLIOGRAPHIE.</u>	 359
 <u>ANNEXES.</u>	 373

INTRODUCTION GENERALE.

ELEMENTS GENERAUX ET LOCALISATION GEOGRAPHIQUE.

Avec une production totale de l'ordre de 8000 tonnes en 1986, la coquille Saint-Jacques (*Pecten maximus*, L. 1758) est considérée comme l'espèce essentielle de l'économie halieutique française, parmi les coquillages.

Cette ressource exploitée est inégalement répartie au long du littoral atlantique. Depuis plusieurs années, la Manche Ouest et la Manche Est occupent une place dominante dans la production nationale (fig. I).

La production de la Manche Ouest et, plus particulièrement celle du golfe Normand-Breton, est presque exclusivement obtenue par l'exploitation du gisement de la baie de Saint-Brieuc (fig. II). Ce gisement s'étend actuellement sur une aire de 600 km² environ, délimitée vers le nord par le phare de Lost-Pic et la Basse Saint-Brieuc du côté ouest et par le phare du Grand Léjon et la bouée de Landas du côté est.

Les captures provenant de la baie de Saint-Brieuc sont essentiellement débarquées dans les Quartiers Maritimes de Saint-Brieuc et de Paimpol. Le rôle dominant de la coquille Saint-Jacques dans la production de ces deux Quartiers Maritimes est mis en évidence par le tableau I. En fait, en 1986 cette espèce a représenté la moitié de la valeur totale des débarquements pour le Quartier de Saint-Brieuc et l'un tiers environ pour celui de Paimpol (PERCIER, 1988).

TABLEAU I :				
PRODUCTION DES QUARTIERS MARITIMES DE SAINT-BRIEUC ET DE PAIMPOL EN 1986				
QUARTIER MARITIME	COQUILLE SAINT-JACQUES		APPORTS TOTAUX (sauf végétaux)	
	QUANTITE (tonnes)	VALEUR (KFrancs)	QUANTITE (tonnes)	VALEUR (KFrancs)
SAINT-BRIEUC	2869	38446	5729	79105
PAIMPOL	971	13058	2331	42446

La pêche est principalement réalisée par les flottilles de neuf ports (fig. III) dont trois appartiennent au Quartier Maritime de Paimpol (Loguivy, Paimpol, Pors Even) et les six autres à celui de Saint-Brieuc (Saint-Quay, Binic, Le Legué, Dahouet, Erquy à l'intérieur de la baie et Saint-Cast à l'est du Cap Fréhel). Une part de la production en baie de Saint-Brieuc est également assurée par une dizaine de navires basés à Saint-Malo et Dinard ; il n'existe pas de données fiables sur cette partie de la flottille de pêche en l'absence de criée de vente du produit à Saint-Malo (cf. ci-dessous : évolution historique de la pêcherie). Sa contribution aux apports totaux est actuellement estimée comme faible (46 tonnes pour la saison de pêche 1985-86) et semble avoir diminué au cours des dernières années (LE FOLL; comm. pers.).

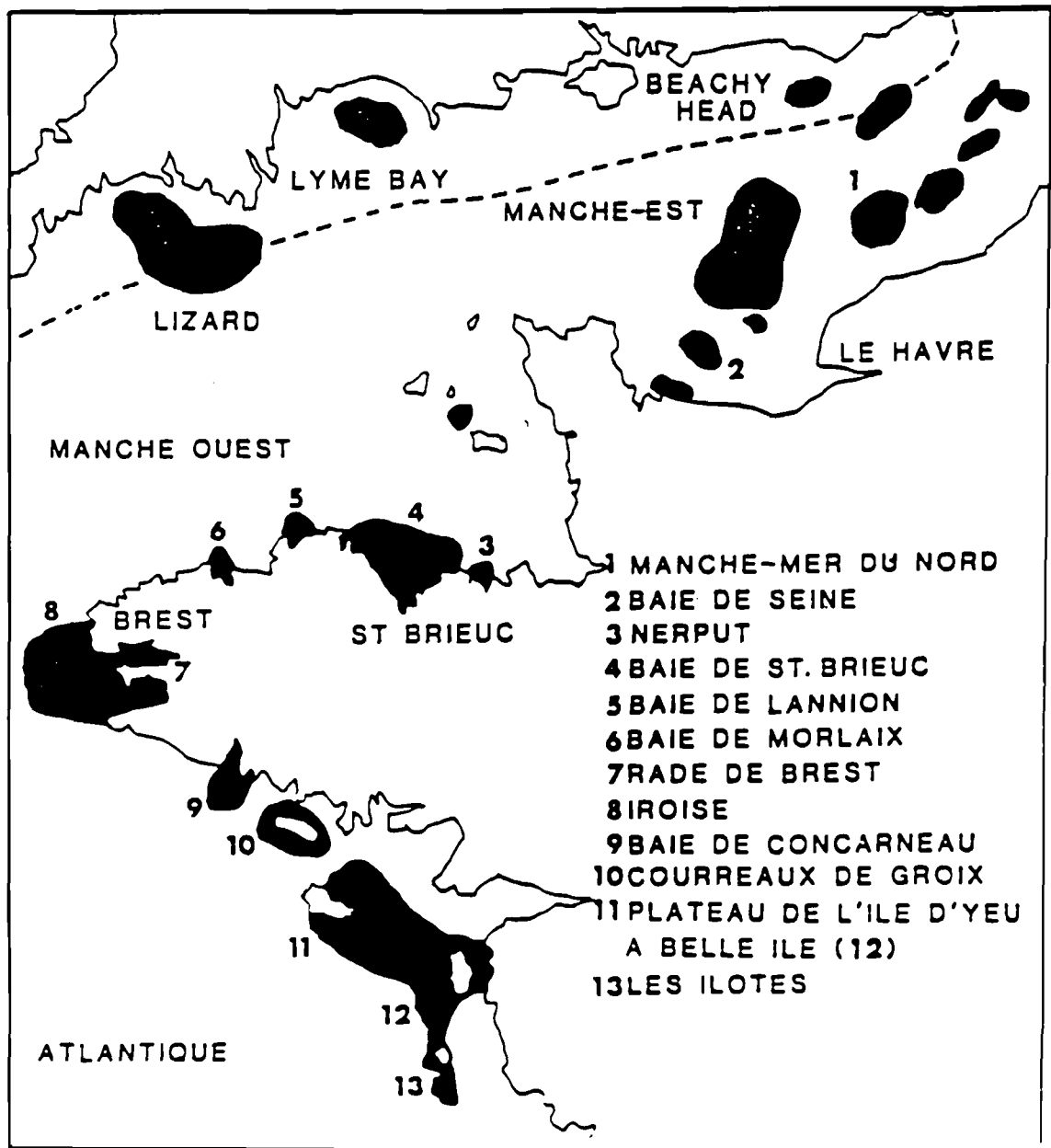


Figure 1. Présentation des principaux gisements français de coquilles Saint-Jacques.

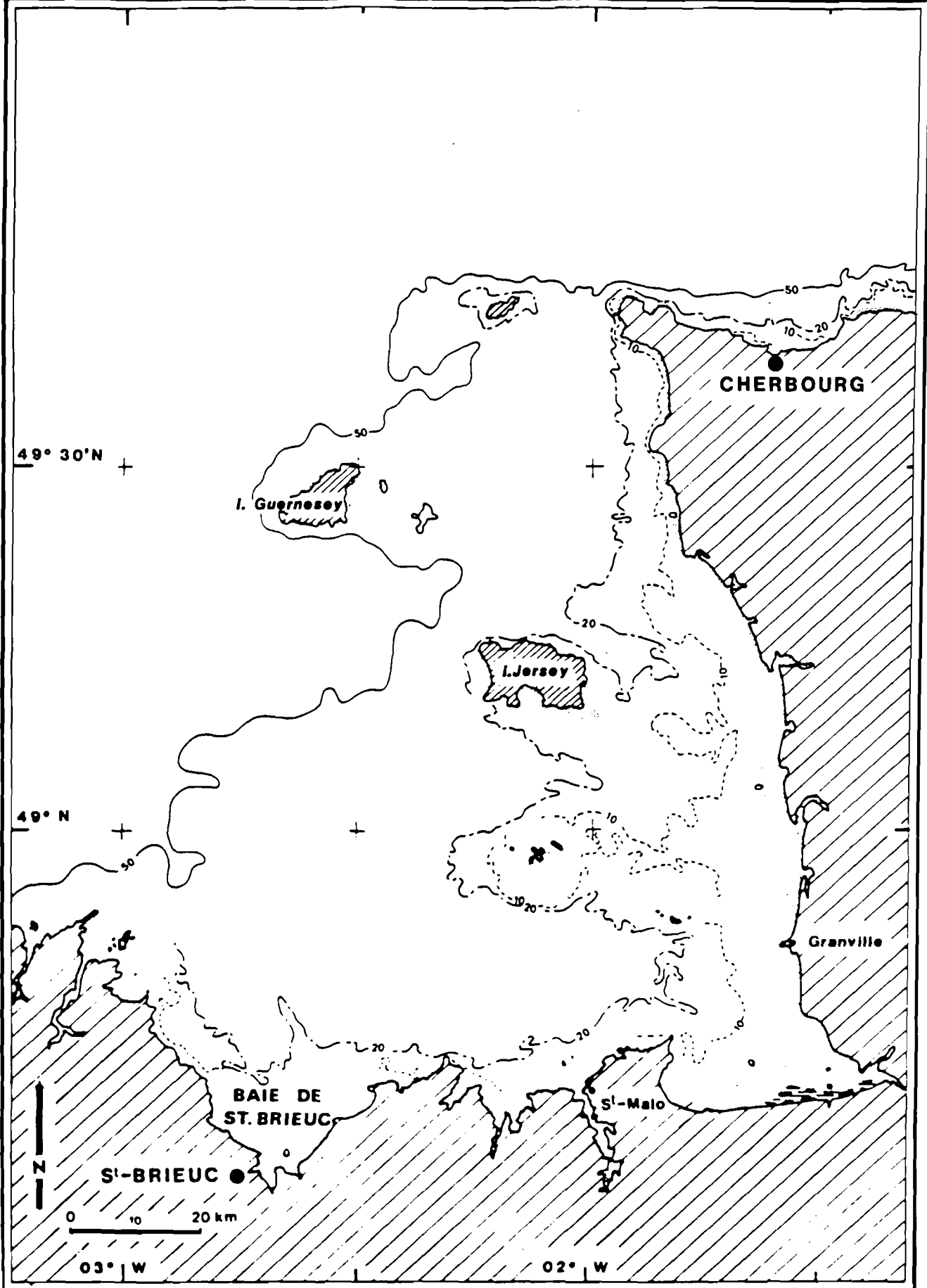


Figure 11. Localisation de la baie de Saint-Brieuc dans le golfe normand-breton.

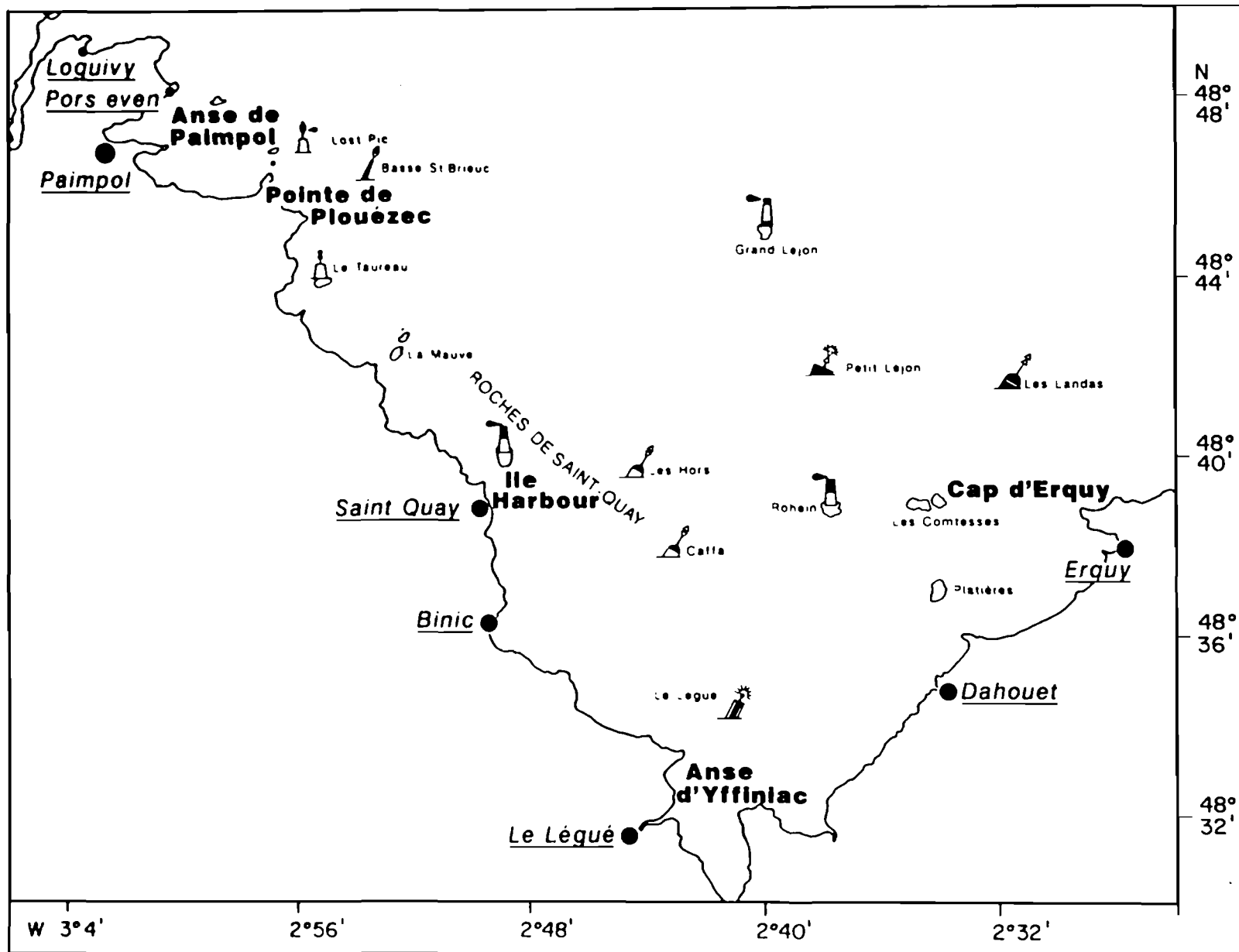


Figure III. Localisation des ports coquilliers en baie de Saint-Brieuc.

EVOLUTION HISTORIQUE DE LA PECHERIE.

Avec des débarquements moyens supérieurs à 4000 tonnes au début des années 80, le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc se situe parmi les plus productifs en Europe. Toutefois, ce stock connaît actuellement une nette régression de productivité qui suit la tendance nationale. En fait, la pêche des coquilles Saint-Jacques a connu son apogée en France au début des années 70 avec une production atteignant 23500 tonnes environ en 1975 dont 10200 tonnes issues de la baie de Saint-Brieuc (LABBE, 1983).

Pour aboutir à la situation actuelle, le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc a connu plusieurs étapes dans son évolution.

Dans l'historique de la pêche, LE GAL LA SALLE (1984) et DAO (1985) distinguent quatre phases essentielles : (1) la phase d'expansion (1962 - 1972) ; (2) la phase stationnaire à bon niveau (1972 - 1977) ; (3) la phase de régression (1977 - 1980) et (4) la phase stationnaire à niveau moyen voire mauvais (à partir de 1980).

(1) La découverte du gisement et le début de l'exploitation.

Les traditions de pêche dans les ports de la baie de Saint-Brieuc sont relativement récentes et peu marquées. Les ports de Paimpol étaient orientés pendant longtemps vers la marine marchande alors que les rapports des agglomérations côtières de Saint-Brieuc avec la mer étaient pratiquement inexistantes. Pour Paimpol et Binic la pêche à la morue en Terre-Neuve et en Islande fut la seule activité remarquable avant guerre (PIBOUBES, 1974).

Après la guerre, l'activité de pêche dans la baie est estivale voire épisodique et repose surtout sur la récolte du goémon et la pêche à pied (PIBOUBES, 1974 ; LE GAL LA SALLE, 1984 ; FOUCHER, 1986). L'exploitation des bancs de praires (*Venus verrucosa*, L.) à partir des années 50 et la pêche aux oursins permettent de prolonger les saisons.

La coquille Saint-Jacques semble être déjà connue dans la baie depuis longtemps (ARZEL, comm. pers.) et avoir fait l'objet, avant guerre, d'une exploitation de la part d'une petite flottille artisanale à voile (MATRINGE, 1979). Toutefois, cette ressource ayant subi des disparitions et des réapparitions successives (PIBOUBES, 1974), semble disparaître aux années 50 par l'invasion des pieuvres, puis des étoiles de mer (PIBOUBES, 1974 ; MATRINGE, 1979 ; LE GAL LA SALLE, 1984).

La découverte du stock actuel de coquilles Saint-Jacques a eu lieu en 1961 au cours d'un chalutage (FOUCHER, 1986). La campagne de pêche de la saison 1962-63 marque le début réel de l'exploitation de la ressource avec 56 navires ayant débarqué 750 tonnes (PIBOUBES, 1974). Le développement de cette pêche est initialement dû à l'arrivée massive, à partir de 1963, des navires étrangers à la baie ; il s'agit notamment des navires brestois dont les équipages étaient déjà spécialisés dans la pêche de la coquille Saint-Jacques. Leur arrivée est provoquée par l'effondrement le stock de la rade de Brest à la suite de l'hiver très rigoureux de 1962 à 1963 (LE GAL LA SALLE, 1984).

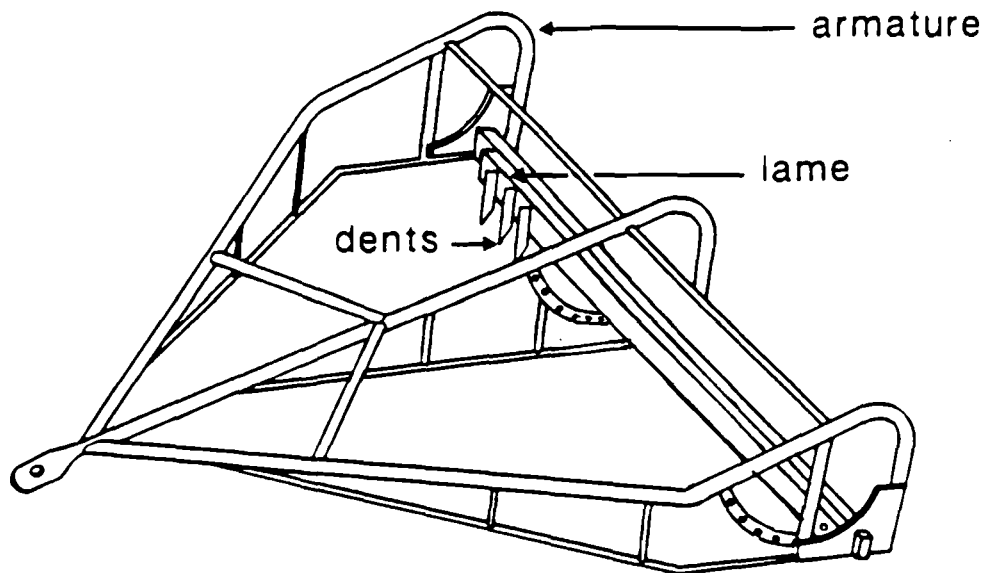


Figure IV. La drague sans volet utilisée en baie de Saint-Brieuc avant 1968.

L'engin de pêche adopté est une drague de type "lourde ou bretonne" (décrite par LABBE, 1983) et ressemble à celle utilisée en rade de Brest avant 1963 (PIBOUBES, 1974 ; fig. IV).

La pêche fut autorisée d'octobre en mai pendant 6 jours par semaine et à raison de 6 heures par jour ; le nombre maximal de dragues par navire est fixé à quatre avec au moins un homme par drague. A partir de 1966, la pêche est permise uniquement les jours ouvrables et 3 heures par jour ; le nombre maximal de dragues, d'une largeur maximale de 2 m, est ramené à trois. La taille de première capture des animaux est fixée à 10 cm de longueur (dimension définie selon l'axe antéro-postérieur; fig. V) (FOUCHER, 1986).

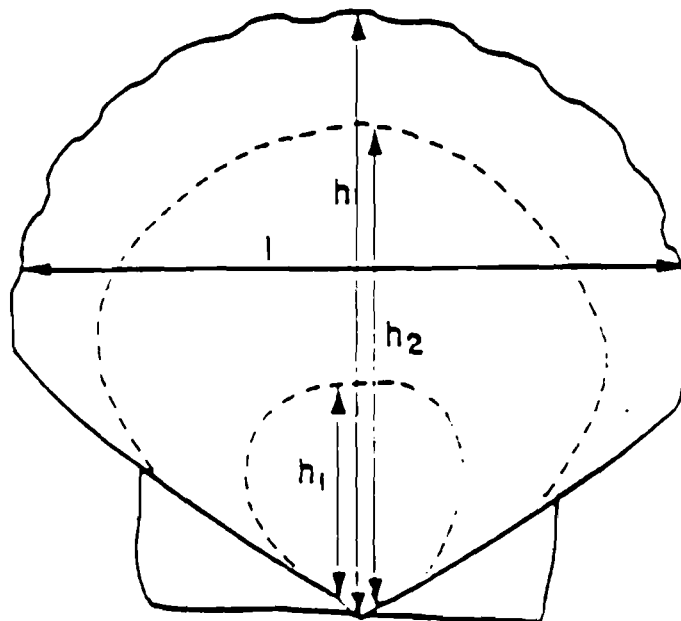


Figure V. Présentation de la coquille Saint-Jacques et dimensions retenues dans l'étude (l = longueur déterminant la taille marchande ; h , h_1 , h_2 = hauteurs utilisées à l'étude de la croissance) (in ANTOINE, 1979).

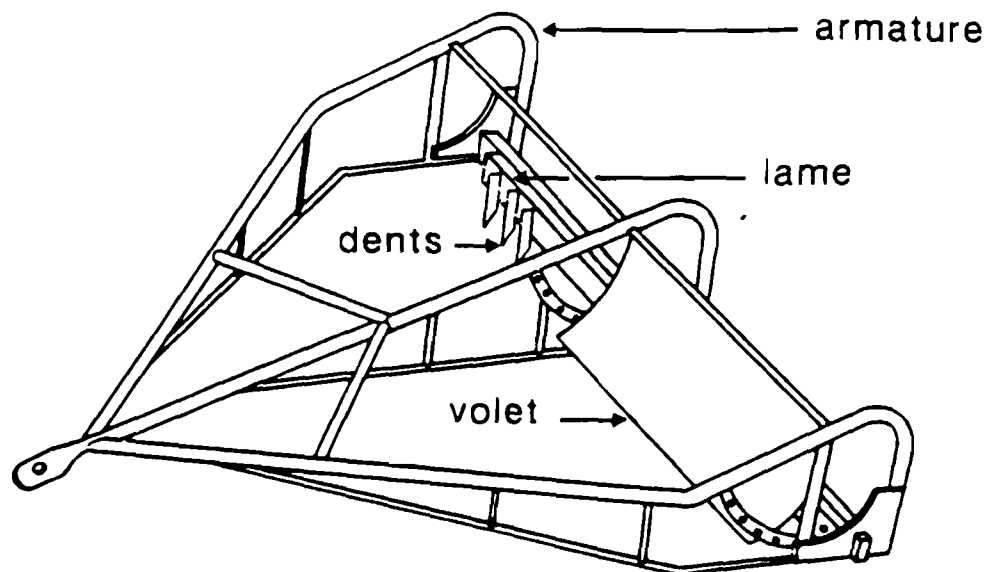


Figure VI. La drague à volet utilisée en baie de Saint-Brieuc à partir de 1968.

Au cours de cette période chaque patron devait posséder une autorisation de pêche délivrée par le Directeur des Affaires Maritimes de Saint-Brieuc ; cette autorisation ne servait qu'à l'enregistrement des patrons et de leurs navires (FOUCHER, 1986).

(II) Les années euphoriques de l'exploitation.

La fin des années 60 est marquée par la spécialisation et la multiplication des armements qui coïncide avec la succession de plusieurs années de forte abondance de la ressource. Cette phase est caractérisée par :

- L'introduction du volet :

En 1968 la drague est profondément modifiée. Le lest est renforcé par l'adjonction d'un volet dépresseur à l'arrière de la flèche (fig. VI).

En jouant sur l'inclinaison du volet, l'angle d'attaque des dents est modifiée ce qui permet une plus grande efficacité de la drague due à son meilleur enfoncement (LABBE, 1983). Le volet n'est actuellement autorisé qu'en baie de Saint-Brieuc (après son interdiction en baie de Seine en 1972 : PIBOUBES, 1974).

- La création du CRUSCO et la mise en place des licences de pêche :

L'année 1972 est marquée par la création du Comité Interprofessionnel des Crustacés et des Coquillages (CRUSCO) avec une section spéciale consacrée à la coquille Saint-Jacques. La réglementation de la pêche est désormais assurée par les professionnels eux-même par l'intermédiaire du CRUSCO sans intervention des Affaires Maritimes dans la mesure où les décisions ne sont pas contraires au Droit National ou Communautaire (FOUCHER, 1986).

En 1973 un système de licence de pêche est établi ; il a été conçu au départ pour empêcher l'arrivée de grosses unités normandes de provenance de Dieppe et de Fécamp (PIBOUBES, 1974). La licence est délivrée par le CRUSCO et est attribuée à un couple patron-navire. Au début des années 70, ce système a permis de maintenir

l'effort de pêche à un niveau à peu près constant aux environs des 40000 à 45000 heures par saison (DUPOUY et al., 1983).

La phase euphorique est caractérisée, à partir de 1968, par un accroissement spectaculaire de la production annuelle qui a plafonné au cours de la saison de pêche 1972-73 (12500 tonnes). Le nombre de navires possédant la licence a également connu un accroissement notable pour atteindre les 466 unités en 1975-76 (FOUCHER, 1986).

(III) La phase de régression.

A partir du milieu des années 70, le stock briochin de coquilles Saint-Jacques manifeste les premiers signes de faiblesse. La ressource ne se renouvelle plus avec le même succès qu'auparavant (DAO, 1985) : après la cohorte très abondante née en 1973, une succession de faibles recrutements est observée, à quelques exceptions près (cohortes nées en 1976, 1982, 1985). Cette période est marquée par les étapes suivantes :

- Le suivi systématique de la ressource et le système de gestion par quota global :

Le suivi systématique de l'état de la ressource a débuté au cours de la saison de pêche 1965-66 sous la responsabilité de l'Institut Scientifique et Technique des Pêches Maritimes (ISTPM) à l'aide des campagnes d'évaluation directe réalisées à bord des navires océanographiques ("ROSELYS I", puis, à partir de 1974, "ROSELYS II"). Deux campagnes ont été considérées comme indispensables : une avant l'ouverture de la saison de pêche (pour le recrutement, le pré-recrutement et l'efficacité de l'engin de pêche expérimental), une autre pendant la saison de pêche pour la vérification de l'état de la ressource (DUPOUY et al., 1983).

Ces campagnes de prospection sont désormais poursuivies régulièrement chaque année. Depuis la création de l'Institut Français de Recherche pour l'Exploitation de la Mer (IFREMER) en 1984 par la fusion du Centre National pour l'Exploitation des Océans (CNEXO) et de l'ISTPM, l'opération est conduite par le Laboratoire "Pêche" du Centre de Brest à travers une campagne d'estimation au cours du mois de juin.

Lors des différentes campagnes entre 1974 et 1975, il a été constaté que la cohorte de 1973 était particulièrement abondante alors que celle de 1974 était pratiquement inexistante. Pour le maintien d'une production stable, il a été décidé, pendant la saison de pêche 1975-76, de réduire l'effort de pêche pour favoriser une stabilité des apports aux environs de 8000 tonnes. La gestion de la ressource par quota global de campagne a été ainsi introduite (DUPOUY et al., 1983).

Ce quota portait au départ sur l'effort de pêche, puis sur le tonnage débarqué. LE GAL LA SALLE (1984) signale que les quotas-tonnages prévoient la possibilité de rattrapage des jours de sortie des navires en fonction des conditions climatiques : comparés aux quotas-efforts, ils éliminent ainsi le biais météorologique.

Le quota-tonnage annuel est fixé par le CRUSCO, à la suite de trois réunions de la section responsable, en juillet, septembre et janvier, en tenant compte des résultats de la campagne d'évaluation du mois de juin et des compléments d'information (captage de naissain et abondance des juvéniles d'un an, niveau des

rendements horaires lors de premiers jours de la campagne de pêche, sorties expérimentales complémentaires).

- Les innovations adoptées pour l'engin de pêche :

L'introduction du volet a sensiblement amélioré l'efficacité de l'engin de pêche sur les fonds plats de la baie (appelés "plaine") ; cependant, les secteurs rocheux (appelés "cailloux") restaient en grande partie encore inexploités.

Cette situation a changé en 1977 par l'apparition des lames renforcées au carbure pour faciliter le passage de la drague dans les zones de cailloux (DAO, 1985). Ils ne restaient donc pratiquement plus de secteurs inaccessibles aux bateaux de pêche.

- L'instauration du réseau des criées :

Au cours des premières années d'exploitation du gisement, la vente de coquilles Saint-Jacques était effectuée directement par les producteurs auprès des mareyeurs : le marché était libre (toutefois, une criée organisée par les pêcheurs existe au port de Dahouet à partir de 1977 : MATRINGE, 1979). En 1978, un système de vente aux enchères est mis au point sur l'ensemble des ports, grâce à un réseau de criées gérées par la Chambre de Commerce et d'Industrie. Cette nouvelle structure a grandement facilité la stabilisation des prix moyens de vente qui connaissaient de grandes fluctuations auparavant (PIBOUBES, 1974) ; les pêcheurs sont ainsi payés régulièrement en fin de semaine et à un prix connu d'avance (MATRINGE, 1979). De plus, les criées ont permis le suivi régulier de la ressource, par l'acquisition des données fiables sur les débarquements (cf. chapitre 1).

- L'augmentation de la puissance motrice des navires et le développement des activités annexes de pêche :

Tout au long de l'histoire du stock, la plupart des limitations relatives aux caractéristiques des navires possédant la licence de pêche ont concerné la longueur (sa limite autorisée est actuellement fixée à 16 m) ; il n'a pratiquement jamais existé de réglementation sur la puissance motrice. A cet égard, nous pouvons seulement citer le règlement de 1986 limitant la puissance à 400 chevaux (FOUCHER, 1986). Toutefois, il s'agit plutôt ici d'une limitation implicite : aucun patron de pêche armant son bateau pour pêcher uniquement à l'intérieur de la baie de Saint-Brieuc n'aurait intérêt à dépasser ce seuil placé très haut car il serait difficile de tirer ensuite des bénéfices en rapport avec l'investissement.

La course à la puissance motrice a toujours été ainsi tolérée ; elle a même été imposée par le fait qu'une augmentation de la puissance du moteur facilite la diversification vers des activités annexes de pêche (FOUCHER, 1986). Ces activités et notamment le chalutage des poissons ont commencé à se développer rapidement à partir du début des années 80 : l'appauvrissement de la baie de Saint-Brieuc en coquilles Saint-Jacques a orienté les patrons pêcheurs vers d'autres activités de substitution. Dans cette nouvelle situation, les navires étrangers (essentiellement finistériens) et paimpolais semblent diversifier plus facilement leur activité tandis que les ports du Quartier Maritime de Saint-Brieuc s'accrochent plus à la pêche à la coquille Saint-Jacques qui leur a donné naissance (LE GAL LA SALLE, 1984).

L'appauvrissement de la ressource a aussi conduit à une intensification des mesures restrictives d'accès à la ressource.

A partir de 1977, la pêche est interdite pendant une semaine en janvier au moment où les prix proposés sur les marchés sont faibles (FOUCHER, 1986) car ils sont notamment conditionnés par une consommation occasionnelle du produit (repas des fêtes) et par une forte fluctuation saisonnière avec une période de pointe en hiver (MEURIOT, 1987). Actuellement cette interdiction est prolongée sur l'ensemble du mois de janvier.

La pêche est exercée par des navires possédant un nombre maximal de deux dragues. La pêche est autorisée pendant une période de novembre à mars en raison de 2 à 3 jours de sortie par semaine et pour une durée de 1 à 1,5 heure par jour. La surveillance des Affaires Maritimes pour le respect des mesures, s'intensifie et se perfectionne (survol aérien des aires exploitées, amendes et suspensions de licences en cas de pêche frauduleuse, etc.).

La taille marchande est ramenée à 102 mm pour limiter les abus autour de 10 cm lors du tri des animaux capturés (LE GAL LA SALLE, 1984). En 1986, le diamètre des anneaux métalliques, auparavant fixé à 72 mm, est porté à 85 mm (FOUCHER, 1986).

Un nouvel élément de gestion est la possibilité de mise en réserve de certaines zones particulièrement riches en jeunes animaux. Comme exemple, nous pouvons citer la fermeture du secteur de Caffa (sud ouest de la baie) pour la saison de pêche 1978-79 et du cantonnement du Petit Léjon (nord est de la baie) pour la saison 1987-88.

En résumé, cette période est marquée par une baisse de la production ; au début des années 80, les apports débarqués se stabilisent aux alentours de 4000 à 4500 tonnes pour un effort de pêche de 20000 à 22000 heures par saison.

A partir de 1986, une nouvelle diminution de l'effort de pêche et des débarquements est observée.

Cette étude a été réalisée dans une période critique de l'évolution de la pêcherie. En fait, après l'enclenchement du processus d'épuisement du gisement au moment où le marché de la coquille Saint-Jacques se trouvait en pleine transformation (HUELVAN, 1985), les mesures restrictives d'accès à la ressource et le système de gestion ont contribué à stabiliser les apports annuels pendant dix ans environ. Cet équilibre a été mis en cause à partir de 1986.

Le présent travail est appelé à analyser l'évolution de la pêcherie pendant cette période en exploitant les données collectées grâce au suivi régulier de la ressource.

PROGRAMMES DE RECHERCHE SUR LA COQUILLE SAINT-JACQUES.

La coquille Saint-Jacques a bénéficié depuis plusieurs années d'un investissement très significatif sur le plan de la recherche scientifique, de l'aménagement et de la valorisation de la pêcherie. Le stock briochin de cette espèce peut être actuellement considéré parmi les mieux connus en France.

Cette connaissance est assurée par le suivi annuel du stock, mais aussi par la mise au point des programmes de recherche sur l'espèce. Ces programmes dont certains éléments se sont avérés essentiels pour cette étude, sont brièvement présentés par la suite.

(I) Le Programme Pluriannuel des Pectinidés.

L'idée du départ s'inspire de l'expérience japonaise au sujet de l'aquaculture extensive de l'espèce Patinopecten yessoensis (L.) (MULLER-FEUGA et QUERELLOU, 1973).

Dans cet esprit, deux buts ont été définis comme essentiels en France:

-> La reconstitution des stocks épuisés de coquilles Saint-Jacques et, plus particulièrement, du stock de la rade de Brest qui n'a jamais pu se redresser de manière significative depuis son effondrement en 1963 (alors qu'il produisait environ 3000 tonnes à la fin des années 50 : PIBOUBES, 1974).

-> La possibilité de compléter la production des stocks naturels viables tels le gisement de la baie de Saint-Brieuc qui, à partir du milieu des années 70, est sujet d'une diminution des apports débarqués. Ce renforcement de la productivité devrait être combiné avec une amélioration de la valeur marchande de la ressource naturelle par l'implantation d'animaux d'une appréciation et d'une valeur plus élevées.

Sur ce dernier point, il convient de présenter la particularité biologique de la coquille Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc qui, à l'opposé d'autres gisements français de l'espèce, est mûre uniquement en été (LUCAS, 1965), c'est-à-dire en période d'interdiction de la pêche. Cette caractéristique handicape le prix de vente du produit car la présence de la gonade ("corail") est primordiale pour les habitudes alimentaires françaises : la coquille Saint-Jacques de la baie de Saint-Brieuc était ainsi pendant longtemps la moins bien payée dans le pays (PIBOUBES, 1974) avec la forte concurrence de la coquille normande qui présente, en plus, un rendement en chair par animal plus élevé (MATRINGE, 1979) ; cette situation se poursuit encore aujourd'hui. Il était ainsi essentiel de renforcer la valeur de vente de la coquille Saint-Jacques briochine par l'importation, puis la reproduction d'animaux d'origines différentes, mûrs pendant toute l'année.

BUESTEL et a.l. (1977) ont défini les grands traits d'un programme qui consistait à repeupler la rade de Brest et à créer un complément du stock naturel pour la pêche en baie de Saint-Brieuc. La mise au point du programme a franchi ensuite plusieurs étapes : analyse des conditions de captage et de la survie des premiers stades de développement (BUESTEL et DAO, 1979), étude de la mortalité selon la taille des stades post-larvaires (BUESTEL et a.l., 1979), importation en baie de Saint-Brieuc de naissain d'origine écossaise en 1980 et irlandaise en 1982, analyse des conditions d'obtention de naissain en éclosérie (BUESTEL et a.l., 1982).

Le "Programme Pluriannuel des Pectinidés" a été lancé en 1983 pour une durée initiale de cinq ans et était surtout axé sur la rade de Brest afin d'y reconstituer un stock significatif de géniteurs (500 tonnes). Le support expérimental de l'opération était assuré par la mise au point de l'éclosérie d'Argenton et de la nurserie de Tinduff. Pendant la même année, une taxe de 0,5 % était imposée aux contributeurs de la production et de la vente en baie de Saint-Brieuc (0,25 % pêcheurs, 0,25 % mareyeurs) pour financer le programme.

Plusieurs études ont été ensuite menées sur le prégrossissement des animaux en milieu ouvert (BUESTEL et a.l., 1985b), sur la variabilité génétique de

populations d'origines différentes (HUELVAN, 1985), sur la croissance de divers lots d'animaux obtenus par captage (BUESTEL et al., 1986), etc.

Les objectifs de reconstitution du stock de la rade de Brest n'ayant pas été atteint, le programme s'est vu prolonger en 1988 par une ré-orientation vers l'aquaculture extensive.

(II) *Le Programme National du Déterminisme du Recrutement (P.N.D.R.).*

Le recrutement en halieutique est défini comme le processus par lequel la fraction la plus jeune d'une population exploitée s'intègre pour la première fois à l'ensemble des animaux "accessibles" à la pêche, c'est-à-dire physiquement présents aux lieux de pêche. Un individu franchissant l'âge-seuil de ce processus, appelé âge du recrutement, constitue une recrue (LAUREC et LE GUEN, 1981).

Les Pectinidés sont, en général, caractérisés par de fortes fluctuations du recrutement comme DICKIE (1955) a déjà signalé pour *Placopecten magellanicus* (L.). Ces fluctuations sont également la règle pour le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc : ceci est mis en évidence lors des travaux antérieurs (DAO, 1985).

La variabilité du recrutement est un inconvénient majeur pour la proposition des mesures de gestion de la ressource car il est difficile de prévoir la situation annuelle du stock s'écartant souvent de l'état "moyen" (état à l'équilibre). Pour cette raison, les modèles usuels en dynamique des populations exploitées négligent les variations du recrutement en faisant appel à la notion du rendement par recrue (BEVERTON et HOLT, 1957) (cf. chapitre 5).

Pour surmonter la difficulté, il est recommandé de faire intervenir une relation entre le stock de géniteurs et le recrutement (relation "stock-recrutement", S/R) (LAUREC et LE GUEN, 1981). Toutefois, cette voie ne donne pas toujours une solution satisfaisante : il existe, en fait, des travaux sur d'autres espèces (DICKIE, 1955 ; HANCOCK, 1973 ; MENESGUEN, 1985 ; MENESGUEN et DREVES, 1987) montrant que des paramètres externes (écologiques) peuvent jouer un rôle dominant dans la régulation du recrutement. Pour la coquille Saint-Jacques briochine, un exemple de l'influence des facteurs externes est donné par ARZEL (1979) qui évoque l'hypothèse d'une dispersion des larves induite par les courants et sa conséquence sur l'abondance du recrutement.

A la lumière de ces travaux, il était indispensable d'étudier si une biomasse élevée du stock parental de coquilles Saint-Jacques amène ou non à l'obtention d'un recrutement abondant. Cette réponse était particulièrement attendue par rapport au Programme Pluriannuel des Pectinidés, fondé au départ sur le principe "stock abondant - bon recrutement", soit pour la reconstitution d'un stock défaillant (rade de Brest), soit pour l'obtention d'un complément de la ressource naturelle (baie de Saint-Brieuc).

L'étude a été entreprise en 1984 dans le cadre du "Programme National du Déterminisme du Recrutement" (P.N.D.R.). Le programme consistait à analyser l'impact de divers facteurs externes sur la variabilité du recrutement à différentes étapes du développement de l'animal, de la phase larvaire planctonique au stade adulte.

Les études menées ensuite ont mis l'accent sur le rôle de la température de l'eau de mer et du vent.

La température est considérée comme le facteur essentiel de la maturation sexuelle et de la ponte (BOUCHER, 1985 ; BOUCHER et al., 1985) car elle influe sur la variabilité interannuelle de la fécondité réelle des géniteurs ainsi que sur la qualité et la viabilité des larves (BOUCHER, 1987). Suivant ensuite l'exemple de MENESGUEN (1985), MENESGUEN et DREVES (1987) qui expliquent la variabilité du recrutement de trois espèces de mollusques bivalves (Venus verrucosa, Tapes rhomboïdes, Spisula ovalis) par les anomalies thermiques saisonnières, des relations empiriques entre diverses expressions de la température et l'abondance du recrutement ont été recherchées (BOUCHER, à paraître ; FIFAS et al., 1990 ; cf. chapitre 8).

Le vent peut également jouer un rôle déterminant. D'une part, cela est démontré à l'échelle larvaire par des travaux qui portent sur la modélisation de l'hydrodynamisme de la baie (LEHAY, 1987). D'autre part, THOUZEAU (1986), THOUZEAU et LEHAY (1988) ont mis en évidence une relation entre la circulation résiduelle provoquée par les vents et la variabilité spatiale des fixations de post-larves.

Une analyse statistique du rôle significatif de diverses expressions de ces deux facteurs climatiques a été tentée (MOUNAIX, 1988). En résumé, il est possible aujourd'hui de valider l'hypothèse évoquée par BOUCHER (1985) que la relation entre le stock des géniteurs et le recrutement est masquée par des causes fluctuantes externes intervenant principalement au début du cycle de développement lors de la maturation sexuelle et de la survie des premiers stades larvaires.

OBJECTIFS DU TRAVAIL.

Cette étude avait l'objectif initial d'analyser les conditions qui ont amené le stock naturel de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc à sa situation préoccupante actuelle. Pour cela, il était nécessaire d'exploiter les données collectées au cours des années antérieures à l'aide du système de suivi de la ressource. Ces données sont obtenues par échantillonnage aux débarquements au cours des campagnes annuelles de pêche. Le travail développé ensuite est une étude de dynamique des populations exploitées. Son objectif est de tester la fiabilité des paramètres appliqués auparavant sur le stock et de construire des modèles prévisionnels.

En complément de cette première partie, deux autres aspects ont été développés. Ainsi, dans un second temps, le document se réfère aux données de campagnes d'évaluation directe, indispensables pour le système annuel de gestion, afin d'analyser le plan d'échantillonnage appliqué. Dans une dernière étape, l'étude tente d'intégrer dans le système de gestion certaines nouvelles connaissances acquises par les programmes de recherche sur l'espèce.

Plus précisément, ce travail est développé selon les axes suivants :

(1) Les données des débarquements de campagnes de pêche. Application des modèles structuraux de la dynamique des populations exploitées.

Les données de base permettent de connaître la structure démographique des captures au cours des campagnes de pêche entre 1974 et 1987 (chapitre 1). A partir de ces données, et à l'aide d'hypothèses vraisemblables sur les valeurs de la mortalité, provoquée ou non par l'exploitation (chapitre 2), les abondances et les mortalités induites par la pêche sont évaluées par une technique d'analyse des

cohortes (chapitre 3). Ces estimations sont prises en compte pour expliquer la mortalité liée à la pêche en fonction de différentes variables intégrées dans des modèles de capturabilité (chapitre 4). Les modèles de ce type permettent ensuite de tester la validité des hypothèses initiales de l'analyse des cohortes ; un modèle structural (ou analytique) de la production pondérale et de la fécondité du stock est finalement proposé (chapitre 5).

(II) Le système de gestion de la ressource par quota annuel. Les campagnes d'évaluation directe.

Le travail analyse les techniques d'échantillonnage appliquées pour l'estimation : (1) de l'efficacité de l'engin de pêche ; (2) de l'abondance et de la biomasse du stock et (3) des mortalités (chapitre 6). Cette partie se réfère aux données des campagnes océanographiques d'évaluation directe effectuées entre 1986 et 1988.

(III) Nouveaux éléments utiles à la gestion : la variabilité de la croissance individuelle et le déterminisme du recrutement.

L'étude traite des informations complémentaires possibles d'intégrer dans le système de gestion du stock. Il s'agit de la variabilité spatiale et temporelle de la croissance de l'animal (chapitre 7) et de l'intérêt d'un modèle prédictif du recrutement en fonction de la biomasse féconde du stock et des paramètres écologiques (chapitre 8).

CHAPITRE 1 :

**LA STRUCTURE DEMOGRAPHIQUE DES CAPTURES.
L'ECHANTILLONNAGE A LA CRIEE.**

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION. GENERALITES.</u>	33
1.1. L'échantillonnage des captures.	33
1.2. Détermination de l'âge.	33
1.3. Utilité de la connaissance de la structure démographique des captures.	34
2. <u>MATERIELS ET METHODES.</u>	35
2.1. Généralités.	35
2.2. La structure démographique. La démarche pratiquée.	36
2.2.1. Description de la population-cible.	36
2.2.2. Description de l'échantillon.	36
2.2.3. L'estimateur retenu.	37
2.2.4. Le poids individuel par groupe d'âge.	38
2.3. Synthèse.	39
3. <u>RESULTATS.</u>	39
4. <u>DISCUSSION.</u>	43
4.1. La période avant 1978.	45
4.2. L'E.A.S. à la criée à partir de 1978.	45
4.2.1. Le rôle du port de débarquement.	46
4.2.2. Le rôle de la répartition spatiale de la flottille.	46
4.2.3. Le rôle de la variabilité "intra-bateau - inter-sac".	47
4.2.4. Le rôle de la variabilité temporelle.	47
4.2.5. L'équiprobabilité des échantillons.	48

	page
4.3. Le poids individuel par groupe d'âge.	49
4.4. Proposition d'un nouveau plan d'échantillonnage.	50
4.4.1. Les différents niveaux de référence de la population-cible.	50
4.4.2. Estimateur moyen par strate h .	51
4.4.3. Les poids des trois strates.	52
4.4.4. L'estimateur global.	52
4.5. Estimation de la variance et du biais.	53
4.5.1. La variance de l'estimateur.	53
4.5.1.1. Formulation générale.	53
4.5.1.2. Calculs des $V[\text{num}_h]$, $V[\text{den}_h]$ et $\text{Cov}[\text{num}_h, \text{den}_h]$.	54
4.5.1.3. Expression finale.	56
4.5.2. Le biais de l'estimateur.	57
4.5.2.1. Démarche de calcul.	58
4.5.2.2. Remarques sur les valeurs des biais.	59
5. <u>CONCLUSION</u>.	60

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

La gestion rationnelle d'un stock est un objectif qui ne peut pas être conçu sans le recours à la dynamique des populations exploitées. Cette discipline permet la construction des modèles prévisionnels qui rendent compte des conséquences liées à différents régimes d'exploitation du stock.

Un modèle a un intérêt pratique s'il est bâti 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, l'existence de ces dernières est assurée par un réseau des criées.

Pour le stock briochin de coquilles Saint-Jacques, les criées sont des structures de vente aux enchères gérées par la Chambre de Commerce et d'Industrie des Côtes-du-Nord. Les criées des ports des débarquements sont chargées, depuis 1978, de la première mise en marché du produit. Jusqu'à 1990, il y a eu neuf criées: six d'entre elles se trouvaient aux différents ports du Quartier Maritime de Saint-Brieuc (Erquy, Saint-Cast, Dahouet, Le Légué, Binic, Saint-Quay), les trois autres au Quartier Maritime de Paimpol (Paimpol, Loguivy, Pors Even). Le nombre de criées a été réduit en quatre (Loguivy, Saint-Quay, Le Légué, Erquy) depuis la dernière saison de pêche.

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 directe de l'âge des animaux s'avère souvent impossible ; cela est notamment le cas chez les poissons et les crustacés. Devant cette situation deux voies sont habituellement empruntées : la première, plus répandue, procède à une décomposition en composantes gaussiennes d'une distribution de longueurs, soit selon des méthodes classiques (HARDING, 1949 ; BHATTACHARYA, 1967), soit plus élaborées (HASSELBLAD, 1966 ; SCHNUTE et FOURNIER, 1980). Une deuxième approche effectue une analyse d'un rapport d'isotopes présents à des formations externes (carapace des crustacés, etc.) : elle a été utilisée pour certaines espèces de mollusques bivalves (BERTHOU et al., 1986) et gasteropodes (*Buccinum undatum* : SANTARELLI CHAURAND, 1985). Cette méthode nécessite des techniques coûteuses et laborieuses ne pouvant être appliquées que dans des laboratoires spécialisés.

Chez les mollusques bivalves il est souvent possible de déterminer l'âge, soit sur la surface, soit dans la section de la coquille à l'aide des stries périodiques de ralentissement de la croissance induit par des causes exogènes (température) ou endogènes (reproduction) (MERIL et al. in DIOP, 1988). Toutefois, cette opération ne peut pas toujours être entreprise sur le terrain, la formation des stries dans la section de la coquille nécessitant des coupes au laboratoire : tel est le cas de certaines espèces de Veneridés comme Venus verrucosa (BERTHOU, 1983) et V. rosalina (DIOP, 1988).

La lecture de l'âge de la coquille Saint-Jacques est plus 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. 1.1) (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).

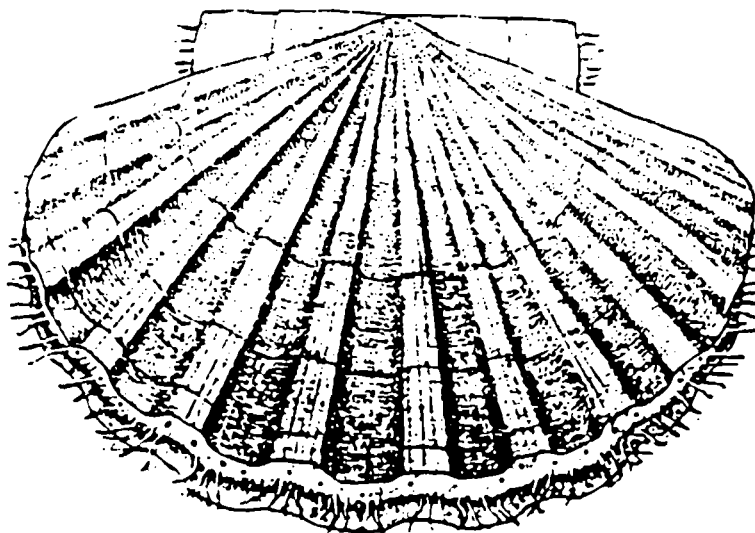


Figure 1.1. Formation sur l'aspect extérieur des valves de la coquille Saint-Jacques des anneaux concentriques liés au ralentissement hivernal de la croissance.

1.3. Utilité de la connaissance de la structure démographique des captures.

En dynamique des populations exploitées, il est nécessaire de connaître (I) l'abondance d'un stock exploité et (II) la mortalité, indépendante ou non de l'exploitation. Il est souhaitable de pouvoir raisonner par groupe d'âge d'où l'intérêt de la structure démographique de la population. Celle-ci ne peut néanmoins être connue sans biais que s'il existe un système d'évaluation directe des abondances à l'aide des campagnes scientifiques. Dans le cas de coquilles Saint-Jacques briochines, l'évaluation directe à bord des navires scientifiques, a débuté en 1974. Cependant, le protocole de collecte d'information a été revu en

1986 : de ce fait, la série d'années avec des données acquises par cette méthode est relativement courte (chapitre 6).

La seule information aisément disponible depuis plusieurs années concerne la structure démographique des captures. La question suivante se pose : est-il possible d'extrapoler sans biais et d'obtenir une estimation de la structure démographique de la population à partir de celle des captures ? Par quelle procédure ?

Les méthodes permettant cette extrapolation, appartiennent à deux grandes familles : (I) celles qui évaluent les abondances à partir des prises par unité d'effort de pêche ("catch per unit effort": c.p.u.e.) ; (II) celles qui estiment abondances et mortalités des différents groupes d'âge par utilisation des techniques de l'analyse des cohortes.

Ces méthodes mettent en évidence des relations, entre c.p.u.e. et biomasse du stock d'une part, entre mortalité par pêche et effort de pêche d'autre part.

Si on suit le raisonnement de FARRUGIO et al. (1981), les relations sont, en général, plus nettes entre c.p.u.e. et biomasse qu'entre mortalité et effort. De ce fait, il serait a priori préférable de favoriser le premier type de relation et de travailler sur les c.p.u.e.

Toutefois, les relations entre mortalité et effort, plus difficiles à établir, sont à la fois plus aisément interprétées. De plus, comme cela fut signalé par LAUREC et al. (1983), les c.p.u.e. fournissent un bon indice de l'abondance (ou de la biomasse s'il s'agit des rendements pondéraux) si la répartition de la flottille de pêche vis-à-vis de la ressource est aléatoire. Dans le cas contraire, si l'effort de pêche tend à se concentrer sur les groupes d'âge les plus riches, il y aura, par l'utilisation des c.p.u.e., une sous-estimation des groupes les moins abondants (LAUREC et FONTENEAU, 1979).

Le profil du stock étudié correspond plutôt à une situation où les bateaux de pêche se concentrent de manière différente selon les années et l'abondance de la ressource : cela pour diverses raisons qui seront analysées dans le chapitre 4. De ce fait, il paraît convenable d'emprunter la voie établissant des relations entre mortalité par pêche et effort (analyse des cohortes). C'est cette seconde option qui est choisie dans ce travail.

2. MATERIELS ET METHODES.

2.1. Généralités.

Le problème principal de l'étude de la structure démographique des captures de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc est le suivant : en raison de l'instauration des criées en 1978, le système et la méthode de collecte des données ne sont pas uniformes sur l'ensemble de la période d'étude qui débute en 1974.

Il existe peu de références écrites sur le suivi des débarquements avant 1978; quelques éléments se trouvent dans les travaux de VERON (1979), DUPOUY et al. (1983) et DAO (1985). En l'absence de criée, entre 1974 et 1978, l'estimation des effectifs capturés par groupe d'âge était obtenue à l'aide des dragages expérimentaux effectués par l'Institut Scientifique et Technique des Pêches Maritimes (ISTPM) de la Trinité-sur-Mer et par le Centre Océanologique de Bretagne, C.O.B. (actuellement Centre IFREMER de Brest) ; ces dragages avaient lieu en

période hivernale, au cours de la saison de pêche. Les efforts de pêche et les tonnages débarqués entre les années 1960 et 1978 étaient enregistrés par les Affaires Maritimes.

A partir de 1978, à la suite de l'apparition des criées, il existe une seule source d'information qui englobe tous les éléments nécessaires (efforts de pêche, tonnages, structures démographiques). Cette nouvelle réalité a grandement facilité le travail d'échantillonnage sur le terrain.

2.2. La structure démographique. La démarche pratiquée.

2.2.1. Description de la population-cible.

Pour la présentation du principe d'échantillonnage pratiqué jusqu'ici, nous utilisons les notations suivantes :

N = nombre de jours de sortie pendant une saison de pêche.

Nl = nombre de bateaux de pêche licenciés pendant une année donnée.

$Nb(i)$ = nombre de navires de pêche ayant pêché pendant le jour de sortie i ($i = 1, \dots, N$) ; on a : $Nb(i) \leq Nl$.

$Ns(i,j)$ = nombre de sacs de coquilles Saint-Jacques débarqués à la criée pendant le jour i par le bateau j ($j = 1, \dots, Nb(i)$).

$Nc(i,j,k)$ = nombre de coquilles Saint-Jacques contenues dans le sac k ($k = 1, \dots, Ns(i,j)$) du bateau j débarqué pendant le jour de sortie i .

La population-cible de l'échantillonnage est définie par le nombre total de coquilles Saint-Jacques capturées et débarquées à la criée au cours d'une saison de pêche donnée ; ce nombre s'élève à :

$$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{Nb(i)} \sum_{k=1}^{Ns(i,j)} Nc(i,j,k) \quad (1.1)$$

2.2.2. Description de l'échantillon.

Dans la population-cible étudiée, l'échantillonnage de la structure démographique doit se référer à trois niveaux : (I) le jour de sortie i ; (II) le bateau j et (III) le sac k . Le travail sur le terrain réalisé depuis plusieurs années est fondé sur un plan d'échantillonnage aléatoire simple (E.A.S.) ; la procédure est la suivante :

(I) Sur le nombre total de jours de sortie N , un nombre n de visites aux criées est sélectionné.

(II) A chaque visite à une criée, un nombre $nb(i)$ de navires de pêche est échantillonné ; ce nombre est fixé à 10.

(III) Pour chaque bateau j et jour i , un seul sac de coquilles Saint-Jacques est sélectionné. Parmi les animaux contenus dans ce sac, un effectif égal à 100 est prélevé ; l'âge de ces animaux est ensuite déterminé.

La taille de l'échantillon effectué au cours d'une saison de pêche donnée est donc égale à :

$$1000.n \quad (1.2)$$

Soit $x_m(i,j)$ le nombre de coquilles Saint-Jacques appartenant au groupe d'âge m ($m = 2, \dots, 6$), échantillonnées pendant le jour de sortie i et parmi les captures du navire j ; on peut écrire :

$$\sum_{m=2}^6 x_m(i,j) = 100 \quad \text{et} \quad \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{10} \sum_{m=2}^6 x_m(i,j) = 1000.n \quad (1.3)$$

2.2.3. L'estimateur retenu.

L'opération décrite ci-dessus définit, sur l'ensemble d'une saison de pêche, un échantillon moyen de 100 animaux issu de $10.n$ navires échantillonnés. Pour évaluer l'effectif total capturé par groupe d'âge, il est nécessaire d'extrapoler sur les captures totales d'une année donnée.

Le nombre total d'animaux capturés pendant une saison de pêche (formule 1.1) reste inconnu. La seule quantité connue qui se réfère à la population-cible est le tonnage débarqué. Pour convertir l'effectif de la moyenne de $10.n$ échantillons en poids, il faut introduire un poids individuel par groupe d'âge.

Soit Y_t le tonnage total débarqué au cours d'une saison et w_m ($m = 2, \dots, 6$) les poids individuels des différents groupes d'âge ; pour un groupe d'âge l donné, l'effectif total capturé au cours d'une saison de pêche, désigné par T_l , est évalué par :

$$T_l = \frac{Y_t \cdot \frac{1}{10.n} \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{10} x_l(i,j) \right]}{\sum_{m=2}^6 w_m \left[\frac{1}{10.n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{10} x_m(i,j) \right]} \quad (1.4)$$

Si le nombre de jours de sortie échantillonnés, n , est fixé a priori, l'expression (1.4) obtient la forme suivante :

$$T_l = \frac{Y_t \cdot \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{10} x_l(i,j) \right]}{\sum_{m=2}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{10} x_m(i,j) \right]} \quad (1.5)$$

Il existe deux voies pour estimer le poids individuel par groupe d'âge : (I) estimer les w_m par une procédure d'échantillonnage à la criée parallèlement à l'évaluation des effectifs : cette option permet 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 débattues par la suite, la solution finalement retenue est la seconde.

2.2.4. Le poids individuel par groupe d'âge.

Les valeurs de poids introduites sont issues d'une courbe théorique de croissance pondérale de VON BERTALANFFY ; selon cette équation le poids moyen w_t correspondant à un âge t , est donné par la formule :

$$w_t = w_{\infty} \cdot \left[1 - \exp(-k \cdot (t - t_0)) \right]^b \quad (1.6)$$

où :

w_{∞} = poids maximal asymptotique ; k = constante liée à la rapidité de la croissance ; t_0 = paramètre de calage temporel égal à l'âge théorique où $w_t = 0$; b = constante.

Le paramètre b correspond à l'exposant de la relation allométrique entre la taille et le poids individuels. Un cas particulier se présente quand la valeur de b est égale à 3 (isométrie). GULLAND (1969) signale que, si nous dérivons de ce cas et nous sommes en présence d'une allométrie, il est indispensable de recourir à une fonction de "Béta incomplète" pour appliquer les modèles de production pondérale le plus couramment utilisés en dynamique des populations exploitées (modèles de BEVERTON et HOLT, 1957) ; pour le calcul des valeurs de cette fonction, il existe des modules appropriés qui sont néanmoins peu répandus en usage courant. Pour simplifier la situation, il est souvent recommandé de considérer la validité de l'isométrie et d'estimer les paramètres de croissance en raisonnant non sur la longueur, mais sur la racine cubique du poids (PAULIK et GALES *in* LAUREC et LE GUEN, 1981) : c'est la voie empruntée dans ce travail.

Les clés Age/poids qui servent de base à l'estimation des paramètres de croissance, sont dues à VERON (1979). Cet auteur a présenté des valeurs du poids individuel par âge estimées grâce au suivi régulier de l'état de maturité des coquilles Saint-Jacques briochines (calcul du "rapport gonado-somatique", R.G.S.) ; les mensurations étaient réalisées par l'équipe responsable du C.O.B. Un inconvénient lié à la nature de ces données provient du fait que les mesures individuelles effectuées au départ ne sont plus disponibles ; seule une valeur moyenne de poids par âge est actuellement retenue et ceci implique que la variabilité individuelle de la croissance des animaux est négligée.

Les paramètres de croissance sont estimés par application de la méthode de FORD-WALFORD (DAGET et LE GUEN, 1975). Celle-ci permet de calculer w_{∞} et k à partir de la relation :

$$w_{t+dt}^{1/3} = w_t^{1/3} \cdot \exp(-k \cdot dt) + w_{\infty}^{1/3} \cdot (1 - \exp(-k \cdot dt)) \quad (1.7)$$

où :

w_t et w_{t+dt} = poids individuels aux âges t et $t+dt$, respectivement.

A la suite du calcul de w_{∞} et k , la valeur de t_0 est obtenue grâce à la relation :

$$t_0 = \frac{1}{n_1} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_1} t_i + \frac{1}{k} \cdot \sum_{i=1}^{n_1} \text{Log} \left[1 - (w_{ti}/w_{\infty})^{1/3} \right] \right] \quad (1.8)$$

où :

n_1 = nombre de couples de valeurs âge-poids (t_i , w_{ti}) disponibles.

La connaissance des trois paramètres de croissance permet de calculer les poids individuels des différents groupes d'âge ; ces valeurs sont introduites dans la formule (1.5) pour évaluer les effectifs totaux capturés.

2.3. Synthèse.

L'échantillonnage pratiqué jusqu'ici est un E.A.S. Ceci signifie :

-> La population-cible est supposée homogène. Aucune subdivision de cet ensemble selon le port d'attachement des navires de pêche, le secteur géographique et la période de réalisation des captures (mois, semaine, etc.) n'est prise en compte.

-> Le nombre de jours de sortie échantillonnés, n , doit être fixé a priori. Les jours et les ports de visite doivent être sélectionnés au hasard.

-> Le choix des dix bateaux échantillonnés par jour de visite à une criée doit être effectué au hasard.

L'effectif total capturé par groupe d'âge est calculé en tenant compte : (I) du nombre moyen d'animaux appartenant au groupe d'âge en question sur les 10.n échantillons ; (II) du tonnage total débarqué au cours de la saison de pêche et (III) du poids individuel des animaux : ce dernier paramètre, considéré comme constant au fil des années, est introduit par utilisation d'une équation théorique de croissance pondérale.

Les variances des estimateurs des différents groupes d'âge ne sont pas calculées.

3. RESULTATS.

Les efforts de pêche exprimés en heures de pêche et les débarquements en poids exprimés en tonnes (années 1974 à 1988) sont présentés dans le tableau 1.1. La figure 1.2 illustre l'évolution simultanée de ces paramètres ainsi que des prises par unité d'effort annuelles (c.p.u.e.) exprimées en kilogrammes par heure de pêche.

TABLEAU 1.1			
PARAMETRES CARACTERISTIQUES DES CAMPAGNES DE PECHE			
SAISON DE PECHE	EFFORT DE PECHE (en heures)	DEBARQUEMENTS (en tonnes)	C.P.U.E. (en kg/h)
1974 - 75	50400	8211	162,917
1975 - 76	25630	10194	397,737
1976 - 77	32731	8440	257,860
1977 - 78	45600	6583	144,364
1978 - 79	32996	6740	204,267
1979 - 80	20770	4740	228,214
1980 - 81	22425	4040	180,156
1981 - 82	25504	3964	155,427
1982 - 83	20846	4190	200,998
1983 - 84	20694	4210	203,441
1984 - 85	21943	4199	191,359
1985 - 86	21269	4756	223,612
1986 - 87	19000	2800	147,368
1987 - 88	9500	2100	221,053

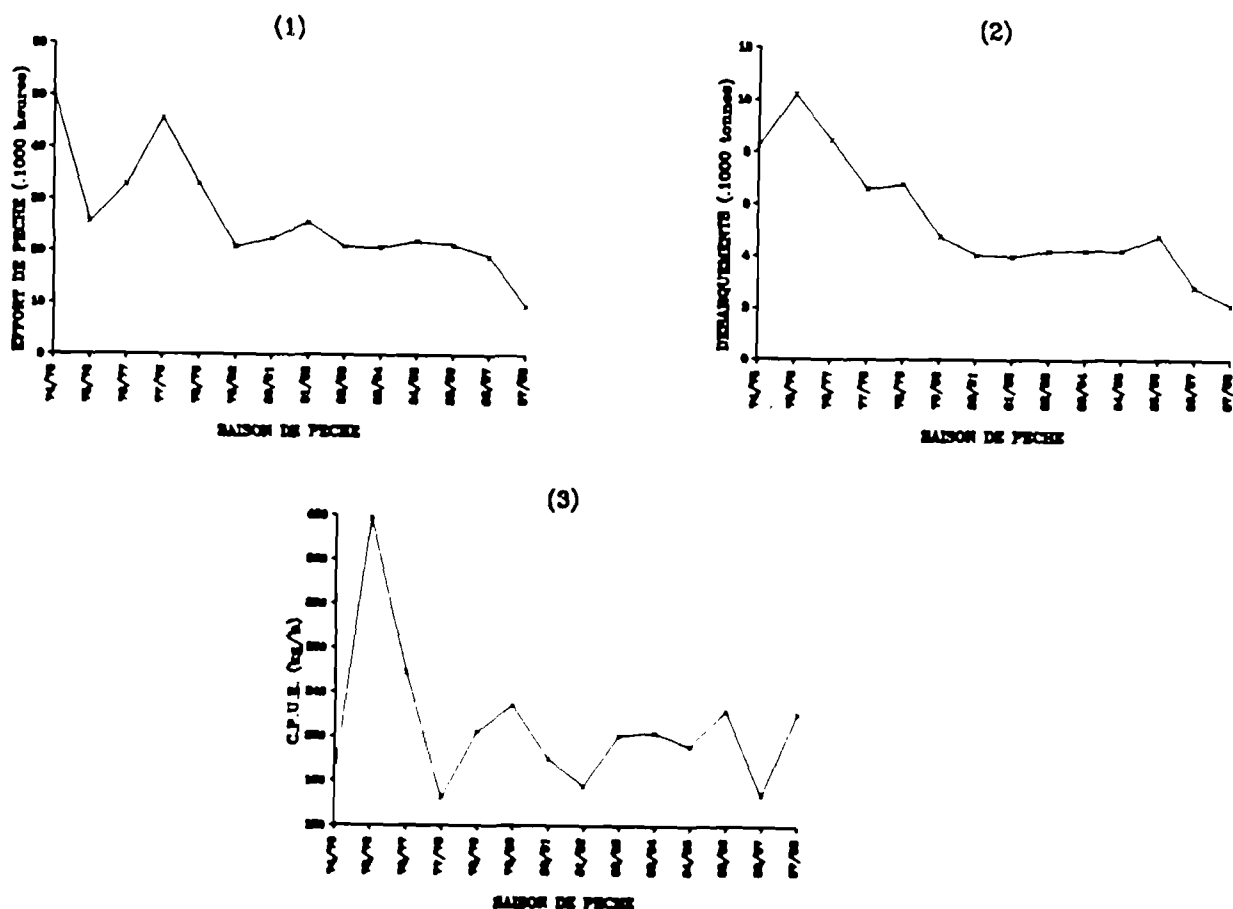


Figure 1.2. Evolution des (1) effort de pêche ; (2) débarquements annuels et (3) prises par unité d'effort de pêche (c.p.u.e.) pour les années 1974 à 1988.

De grandes fluctuations des valeurs des paramètres sont observées. L'effort de pêche s'est stabilisé, à partir de 1979, au niveau de 20000 à 22000 heures par saison pour connaître une nouvelle chute actuellement : ceci est la conséquence de la limitation des conditions d'accès à la pêcherie pour conserver la ressource.

Les débarquements en poids montrent également une tendance régressive à partir de 1979 pour se stabiliser aux alentours de 4000 tonnes par saison. En fait, cette période est marquée par la mise au point du système de gestion par quotas-tonnage (à la place des quotas-effort de pêche appliqués auparavant), par la stabilisation du nombre de navires licenciés et par la diminution sensible des fluctuations interannuelles des prix moyens du produit à la suite de l'instauration des criées.

La tendance décroissante des dernières années n'est pas confirmée dans le domaine des prises par unité d'effort : celles-ci présentent certes de grandes variations, mais leur évolution ne peut pas être liée à la réduction des efforts ou des tonnages débarqués et à l'appauvrissement de la ressource. La standardisation des conditions d'exploitation (unicité de l'engin de pêche, réglementation horaire stricte, connaissance de plus en plus approfondie des lieux de pêche, mise en exploitation des zones de réserve peu fréquentées auparavant, etc.) contribue au maintien des rendements horaires à des niveaux comparables aux années antérieures. Les variations de ce paramètre doivent être attribuées aux caractéristiques biologiques du gisement, notamment aux fluctuations interannuelles de l'abondance des nouveaux groupes d'âge mis en exploitation (abondance du recrutement).

Pour obtenir la structure démographique des captures, il est nécessaire d'attribuer un poids moyen individuel par groupe d'âge par définition d'une courbe théorique de croissance pondérale. Les données expérimentales et les résultats de l'ajustement sont présentés dans le tableau 1.2 et le graphique 1.3.

Dans ce travail, la naissance des animaux est fixée au 1er juillet, par simplification. L'ouverture de la pêche étant en hiver, les poids retenus dans le traitement de ce chapitre, correspondent aux âges de 2,5 ans (groupe 2) ; 3,5 ans (groupe 3), etc.

TABLEAU 1.2			
DONNEES EXPERIMENTALES (d'après VERON, 1979) ET AJUSTEMENT DE LA CROISSANCE PONDERALE			
Age (ans)	poids moyen mesuré (g)	poids moyen ajusté (g)	
2,0	103	94	<u>paramètres</u> <u>de croissance</u> <u>pondérale :</u> $w_{\infty} = 262,841$ $k = 0,453$ $t_0 = -0,726$
2,5	125	119	
3,0	155	143	
3,5	160	163	
4,0	191	181	
4,5	190	196	
5,0	212	208	
5,5	220	219	
6,0	230	227	
6,5	240	234	

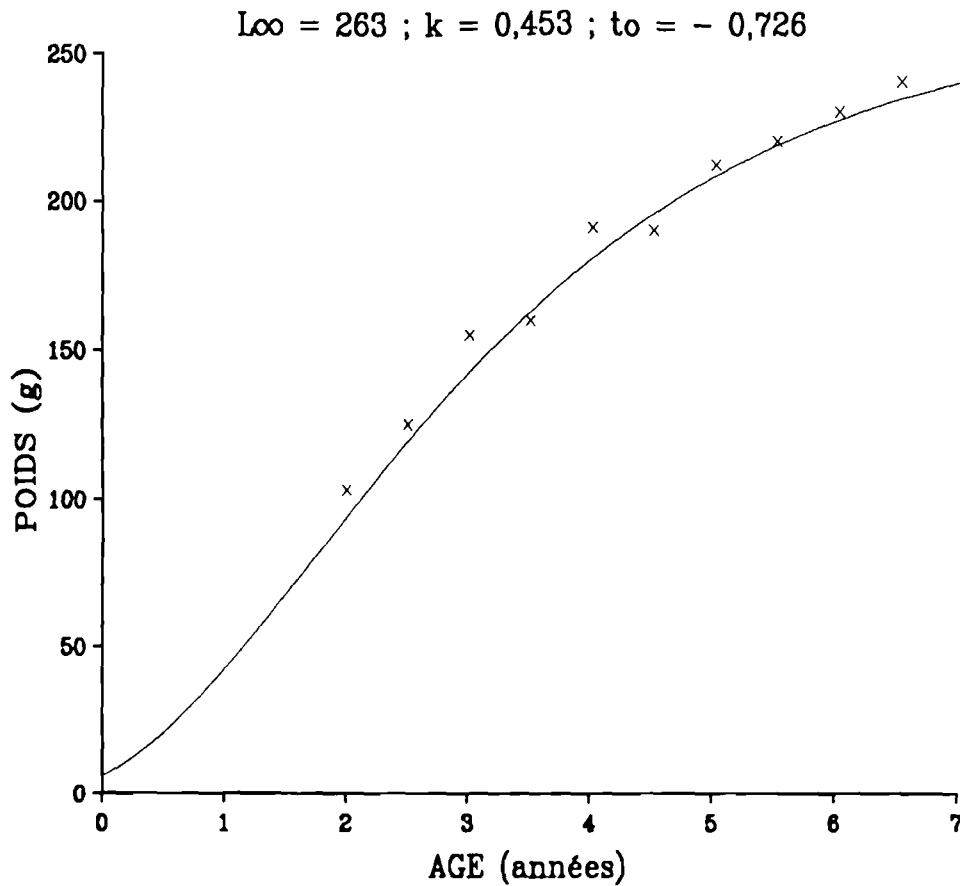


Figure 1.3. Ajustement d'une courbe de croissance pondérale de Von Bertalanffy (données expérimentales obtenues par VERON, 1979).

L'ajustement permet de proposer l'équation suivante de VON BERTALANFFY :

$$w_t = 262,841 \cdot [1 - \exp(-0,453 \cdot (t + 0,726))]^3 \quad (1.9)$$

La courbe ajustée comporte un point d'inflexion (LAUREC et LE GUEN, 1981). L'Age et le poids correspondant sont égaux à :

$$t = t_0 + 1/k \cdot \text{Log}(b) \quad (1.10)$$

$$w_t = (1 - 1/b)^b \cdot w_{\infty} \quad (1.11)$$

(dans ce travail : $t = 1,70$ ans et $w_t = 78$ g).

La connaissance des tonnages débarqués et de la croissance pondérale individuelle permet ensuite de calculer les effectifs totaux capturés par groupe d'Age. La structure démographique des captures est présentée dans le tableau 1.3 et dans la figure 1.4.

Dans ce travail, les Ages sont déterminés jusqu'au groupe 6 (six anneaux présents sur la coquille). Au-delà de cet Age, les individus sont cumulés dans un seul groupe ; en fait, la lecture des anneaux de vieux animaux devient de plus en plus difficile et la détermination de l'Age exact est loin d'être exempte de toute subjectivité de la part de l'observateur.

TABLEAU 1.3					
STRUCTURE DEMOGRAPHIQUE DES CAPTURES					
SAISON DE PECHE	CAPTURES (10 ⁶ individus)				
	Gr-2	Gr-3	Gr-4	Gr-5	Gr-6+
1974 - 75	39,929	11,574	6,629	1,073	0,137
1975 - 76	70,892	7,701	1,724	0,685	0,000
1976 - 77	3,582	41,445	4,751	1,473	0,022
1977 - 78	12,189	4,268	19,602	2,374	0,332
1978 - 79	37,435	3,956	1,687	5,930	0,023
1979 - 80	0,530	13,536	3,597	5,236	1,962
1980 - 81	12,196	1,216	6,961	3,046	0,548
1981 - 82	8,477	8,083	2,425	3,676	0,806
1982 - 83	11,945	6,854	3,976	3,521	0,182
1983 - 84	11,054	7,948	3,544	2,312	0,146
1984 - 85	15,263	7,212	3,650	1,818	0,250
1985 - 86	11,597	12,423	3,896	2,366	0,292
1986 - 87	6,714	5,649	2,779	2,441	0,004
1987 - 88	3,904	5,639	2,342	0,534	0,363

Ces résultats montrent que l'essentiel des captures est, en général, assuré par le premier groupe d'âge mis en exploitation (groupe 2). Il existe néanmoins des exceptions dans cette règle (saisons 1976/77, 1977/78, 1979/80) qui sont dues aux grandes fluctuations interannuelles du recrutement : les cohortes nées en 1973 et 1976 étaient d'une abondance très élevée tandis que celles nées en 1974 et 1977 étaient squelettiques.

4. DISCUSSION.

Le stock briochin de coquilles Saint-Jacques a connu, jusqu'ici, une longue histoire d'exploitation intensive. Les mesures de gestion furent établies, pour la première fois, il y a une quinzaine d'années. Parallèlement à cette réglementation, un suivi régulier des pêches annuelles est mis en place par les équipes scientifiques responsables.

Cette opération a permis de disposer annuellement une estimation de la structure démographique des captures sur deux périodes, avant et après l'instauration des criées. Le travail est actuellement réalisé en routine avec des moyens peu coûteux.

La population-cible étudiée (nombre total d'animaux présentés à la criée au cours d'une saison de pêche) est supposée homogène. Elle présente néanmoins une structure complexe, définie selon plusieurs niveaux : parmi ceux-ci, certains sont pris en compte (jour de sortie - navire - sac d'emballage du produit), mais d'autres sont négligés (port de débarquement - secteur géographique et période de réalisation des captures - caractéristiques des navires).

Le plan aléatoire simple appliqué peut, ainsi, être mis en cause. Les principes de la stratégie d'échantillonnage sont débattus par la suite afin de proposer des améliorations éventuelles.

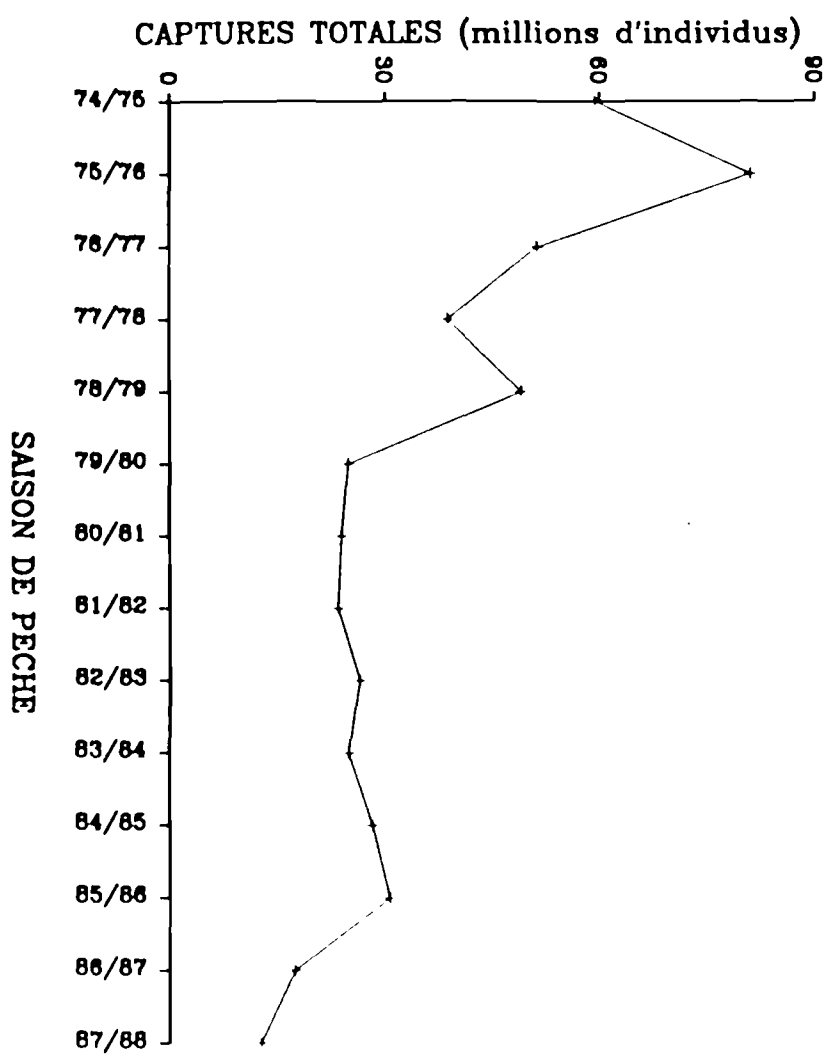
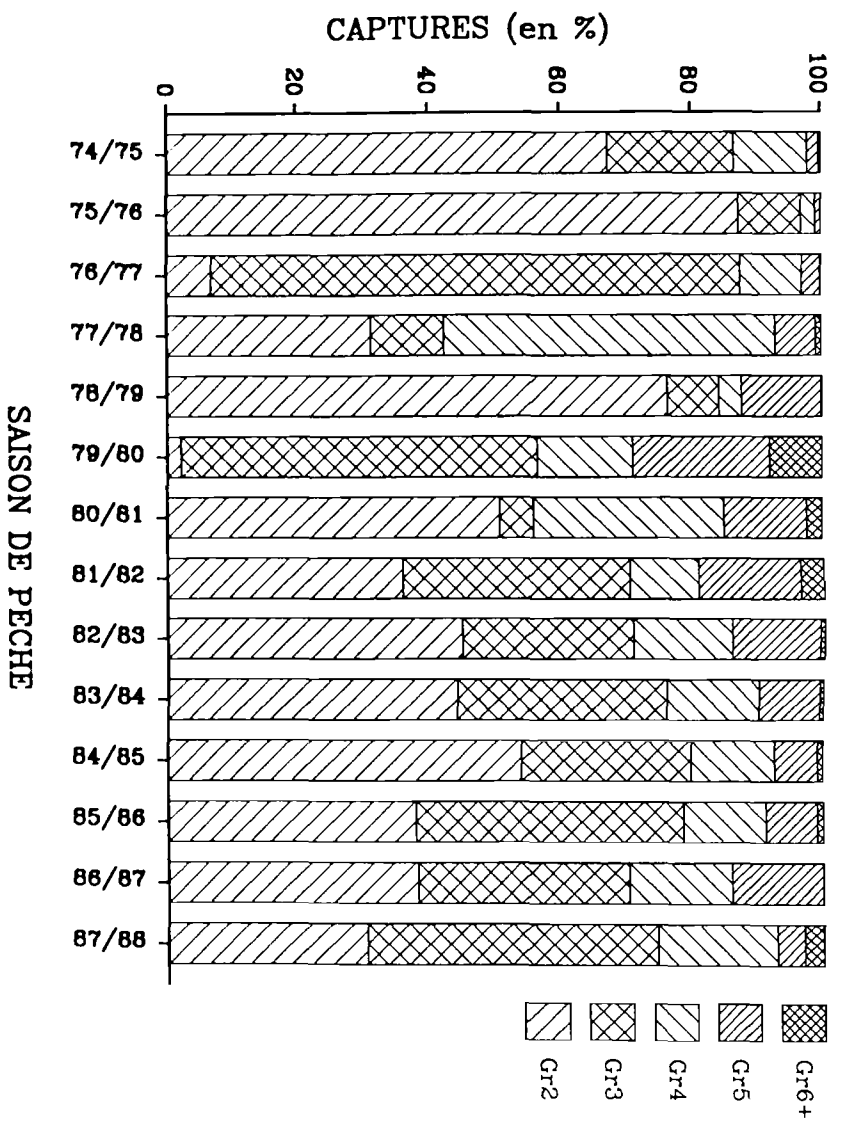


Figure 1.4. La structure démographique des captures pour les années 1974 à 1988 : composition relative des captures (en %) par âge et évolution de l'effectif total débarqué en criée.

4.1. La période avant 1978.

Il a déjà été expliqué que l'échantillonnage avant 1978 était essentiellement assuré par des dragages expérimentaux effectués en période d'ouverture de la pêche. Sur ce sujet, LE GUEN (1971) et LAUREC et al. (1983) remarquent que le recours à des prospections scientifiques à bord d'un navire isolé pour évaluer la structure démographique des captures commerciales, constitue une source de biais non négligeable.

Ces auteurs signalent que même en utilisant un engin de pêche identique à l'engin professionnel (ce qui était le cas de cette étude), il est difficile de l'employer de la même façon. Il est encore moins évident d'adopter les mêmes tactiques et stratégies de pêche que les professionnels.

Dans le cas du gisement étudié, un autre problème s'ajoute : l'effort de pêche n'est pas réparti au hasard, mais s'oriente vers les secteurs les plus riches en jeunes groupes d'âge (groupe 2 notamment). Or, un biais est introduit : en fait, il était impossible, dans les prospections, de prendre en compte la répartition de l'effort de pêche lorsque la pêche commerciale se déroulait au cours de la même période. La seule manière pour pondérer en fonction de l'effort de pêche était de prospecter après la fermeture de la pêche : mais une erreur serait également introduite car les structures démographiques seraient déjà affectées par une pêche exercée sélectivement vis-à-vis des différents groupes d'âge.

Un autre inconvénient est lié aux caractéristiques du navire utilisé pour l'opération scientifique ; s'il s'agissait d'un navire de pêche loué le problème serait moins grave. Toutefois, les données anciennes étaient principalement collectées à bord des navires scientifiques ("ROSELYS II"). Un biais est donc introduit par le fait que les navires scientifiques employés sont, en général, d'une taille plus importante que les bateaux de pêche : à cet égard, DAO (1985) a souligné la difficulté d'accès d'un navire scientifique à des secteurs où la taille du bateau importe beaucoup comme les zones rocheuses. Il faut néanmoins noter que cet inconvénient était d'une gravité mineure dans les années antérieures : en l'absence d'une adaptation de la drague (lame lourde au carbure), la quasi-totalité des captures commerciales était réalisée sur les fonds plats (secteurs de "plaine") où le passage d'un bateau océanographique ne pose guère de problème.

En résumé, le biais des évaluations de cette période était surtout lié à la non prise en compte de la répartition de l'effort de pêche afin d'allouer respectivement l'effort de la prospection scientifique. Ce fait a probablement conduit à une sous-estimation des effectifs totaux des jeunes groupes d'âge dans les captures.

4.2. L'E.A.S. à la criée à partir de 1978.

L'apparition des criées a facilité l'échantillonnage sur le terrain. Les problèmes du plan de collecte des données sont désormais liés à la complexité de la population-cible (référence à plusieurs niveaux). Il n'est pas possible, pour des raisons pratiques qui seront exposées par la suite, d'incorporer dans la stratégie d'échantillonnage tous ces niveaux. Par contre, il existe certains points essentiels qui doivent être pris en compte.

4.2.1. Le rôle du port de débarquement.

PIBOUBES (1974) et LE GAL LA SALLE (1984) ont noté que les ports coquilliers ont suivi, tout au long de l'histoire de la pêche, des évolutions différentes. Ils citent, à cet égard, l'exemple de Paimpol où on voit la coexistence de la pêche des coquilles Saint-Jacques avec le développement des activités annexes notamment la pêche des grands crustacés (araignée, homard) ; par contre, les ports briochins semblent beaucoup plus dépendants de la pêche coquillière qui est venue remplacer la pêche aux praires, développée auparavant (années 50 et 60), notamment dans l'est de la baie (Erquy, Dahouet).

Ce facteur n'est pas intégré dans le plan d'échantillonnage actuel ; cette omission pourrait avoir une incidence grave si la structure démographique des captures se différenciait selon le port (en fonction, par exemple, du secteur fréquenté par les navires d'un port donné). Il faut néanmoins remarquer qu'il s'agit ici d'un élément secondaire : l'hétérogénéité selon les ports peut être négligée si nous nous limitons aux principes actuels de l'exploitation. Deux raisons essentielles justifient ce raisonnement :

(I) La proximité des ports et les dimensions restreintes de l'aire occupée par le gisement.

(II) Le système de gestion par quotas-tonnage et le nombre limité d'heures de pêche.

A ces aspects, il faut ajouter les contraintes opérationnelles du travail auprès de certaines criées. En fait, les échantillons sont principalement prélevés jusqu'ici dans deux ports de débarquement (Erquy, Saint-Quay) alors que les autres sont occasionnellement ou rarement (Paimpol) visités.

Pour toutes ces raisons, il ne nous a pas paru primordial de tenir compte du port de débarquement dans le plan d'échantillonnage.

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

La stratification par référence à un découpage spatial est aisément applicable en halieutique (LAUREC et al., 1983). Pour le stock étudié, cette option présente le double avantage d'être, d'une part, déjà mise en place dans d'autres domaines du suivi de la ressource (évaluations directes) et d'être, d'autre part, largement connue par les professionnels en raison des enquêtes sur les zones de pêche organisées par le C.E.E. pendant les jours de vente.

Toutefois, la prise en compte d'un facteur lié à la répartition spatiale de la flottille est une opération délicate. En fait, VERON (1979) et DAO (1985) ont mis l'accent à la variabilité spatiale du recrutement annuel. Cette caractéristique, bien appréhendée par les professionnels par le biais du système de gestion, implique l'adaptation de la stratégie de pêche selon l'abondance de la ressource : les bateaux se dirigent vers les zones les plus riches. Un risque apparaît donc si on intègre le découpage spatial au plan d'échantillonnage : il n'est pas exclu que certains secteurs soient 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, difficile, pour des raisons pratiques, de proposer une allocation selon un découpage spatial de l'aire étudiée et cette option n'est pas retenue.

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

L'échantillonnage d'un seul sac de coquilles par bateau-jour de sortie sélectionné est imposé par des contraintes pratiques. En effet, 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 fournir 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 pas vraisemblablement 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). Dans ce cas, un sac peut refléter 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 selon l'âge de la population. Le prélèvement d'un seul sac peut alors introduire un biais.

4.2.4. Le rôle de la variabilité temporelle.

Un autre facteur négligé jusqu'ici est lié à la variabilité temporelle de la structure démographique des captures. Il a déjà été expliqué que la stratégie de pêche se définit principalement par une orientation de l'effort vers les groupes d'âge les plus abondants. De ce fait, il est évident qu'au cours de la saison, la structure se modifie progressivement et les pourcentages des différents groupes changent entre le début et la fin de la saison. Par conséquent, la prise en compte d'un estimateur moyen sur l'ensemble des mois d'ouverture de la pêche n'est pas rigoureuse.

Il paraît ainsi plus judicieux de tenir compte de l'effet "temps" dans le plan d'échantillonnage. Pour incorporer la composante temporelle, il convient d'appliquer un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié. Cette technique consiste à subdiviser la population-cible à des sous-ensembles plus homogènes, collectivement exhaustifs et mutuellement exclusifs, appelés strates (SCHERRER, 1983b).

Le découpage temporel de la saison de pêche doit intégrer les principes suivants :

- L'examen des données recueillies au cours des dernières saisons de pêche, montre que c'est surtout la première partie de la saison (novembre et décembre) qui est marquée par des modifications profondes en terme de rendement horaire de pêche (c.p.u.e.) : il s'agit, en fait, de la période qui connaît les changements les plus

notables de la structure démographique des captures car intègre l'essentiel de l'effort de pêche. L'hétérogénéité de cette période impose un découpage de strates sur une échelle relativement courte.

- La période après la ré-ouverture de la pêche (février et mars) est caractérisée par une baisse des rendements de pêche, par un nombre extrêmement variable de jours de sortie autorisés et par une stabilisation relative de la structure démographique des captures : l'essentiel des zones, riches en groupes d'âge dominants, est déjà exploité. De plus, des événements aléatoires viennent s'ajouter à l'estimation de l'effort effectivement déployé au cours de cette dernière période (p.ex. jours de rattrapage prévus dans le cas des navires, notamment de petites taille et puissance, n'ayant pas pu sortis précédemment). Cette période relativement homogène ne doit pas faire objet d'un découpage fin.

Il est, dans une première étape, envisageable de considérer que la saison de pêche est constituée par trois périodes (strates) : (I) novembre ; (II) décembre et (III) période après Noël. Ce sujet sera abordé en détail par la suite.

4.2.5. L'équiprobabilité des échantillons.

Le problème est déjà traité par LAUREC et al. (1983). Supposons que, lors d'un jour i d'échantillonnage à la criée, deux bateaux, l'un assurant une grosse production, l'autre plus petit, sont sélectionnés.

Soient $Ns(i,1)$, $Ns(i,2)$ les nombres de sacs de coquilles Saint-Jacques débarqués par les deux bateaux. Les nombres respectifs d'animaux présentés à la criée sont donnés par :

$$Ns(i,1) \sum_{k=1} Nc(i,1,k) \quad \text{et} \quad Ns(i,2) \sum_{k=1} Nc(i,2,k)$$

Ces deux effectifs diffèrent d'autant que les nombres de sacs, $Ns(i,1)$ et $Ns(i,2)$, des deux bateaux.

En sélectionnant un sac par navire et en fixant à 100 coquilles l'effectif échantillonné, les taux d'échantillonnage pour les deux bateaux sont donnés par :

$$\frac{100}{Ns(i,1) \sum_{k=1} Nc(i,1,k)} \quad \text{et} \quad \frac{100}{Ns(i,2) \sum_{k=1} Nc(i,2,k)}$$

Ces rapports définissent, pour les deux navires, la probabilité de tirage de 100 individus sur l'ensemble des captures réalisées au cours d'un jour de sortie. Dans l'exemple exposé ici, les deux bateaux sont décrits par deux valeurs différentes de probabilité. Le taux d'échantillonnage du gros navire est plus faible que celui du petit car le premier 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 plan d'échantillonnage appliqué jusqu'ici surestime le rôle des petites unités dans le calcul de l'estimateur final.

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 de pêche spécifique. Les grosses unités profitent de leur puissance élevée : elles draguent principalement sur les fonds plats de la baie ("plaine") 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 pêcher de manière plus efficace dans les zones rocheuses ("cailloux") où la souplesse du bateau est un caractère indispensable.

Si le taux d'exploitation est globalement plus fort dans le secteur des "plaines" que dans celui des "cailloux", le premier type de fond 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).

4.3. Le poids individuel par groupe d'âge.

VERON (1979) a signalé que l'inconvénient principal lié à l'estimation des poids individuels est dû au fait que l'opération a été menée afin d'étudier les paramètres biologiques individuels et non dans le but du suivi de la ressource halieutique. Ainsi, la période hivernale marquée par le repos sexuel de l'animal, est caractérisée par l'existence des données peu abondantes bien qu'elle soit essentielle d'un point de vue du suivi du stock car correspond à l'ouverture de la pêche.

Dans ce travail, l'étude de la croissance pondérale n'est pas exempte d'erreurs pour les raisons suivantes :

-> Les estimations retenues sont des valeurs moyennes par âge et la variabilité individuelle de la croissance est ainsi négligée ; ceci constitue un inconvénient de la méthode de FORD-WALFORD (DAGET et LE GUEN, 1975).

-> Il est considéré que la croissance pondérale reste constante au fil des années.

-> Les poids introduits sont des estimations théoriques : ils ne correspondent pas aux valeurs brutes à l'état de présentation des animaux à la criée. Sur ce point, DUPOUY et al. (1983) ont montré qu'entre les valeurs brutes et nettes du poids, il existe une différence d'un ordre de 10 à 15 % environ.

Il en résulte qu'il serait préférable de prendre en compte non des poids moyens théoriques, mais des valeurs expérimentales par jour de sortie : ceci permettrait de considérer un poids par âge variable selon l'année. Toutefois, cette démarche ne résoudrait pas définitivement le problème dans la mesure où les modèles de production les plus couramment employés (chapitre 5) raisonnent sur des courbes de croissance théorique sur plusieurs années construites à partir des équations préalablement définies.

L'étude de la croissance pondérale (cf. chapitre 7) doit prendre en compte ces éléments.

4.4. Proposition d'un nouveau plan d'échantillonnage.

L'analyse des caractéristiques essentielles de la population-cible a montré qu'un plan d'échantillonnage optimisé 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.

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

Pour l'application du plan stratifié, on considère trois strates h ($h=1,2,3$) qui correspondent aux trois périodes annoncées dans le paragraphe 4.2.4. A l'intérieur de chaque strate, le tirage doit être effectué à quatre niveaux, comme cela fut pratiqué jusqu'ici sur l'ensemble de la saison de pêche:

(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 par strate sur l'ensemble N_h .

(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 peut garder ici l'effectif des 10 bateaux tirés au hasard par jour de visite à la criée, comme cela fut appliqué auparavant.

(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 sera fixé à 100 individus.

La population-cible est donc définie par :

$$\sum_{i=1}^{N_h} \sum_{j=1}^{Nb_h(i)} \sum_{k=1}^{Ns_h(i,j)} Nc_h(i,j,k) \quad \text{pour une strate } h \quad (1.12)$$

$$\sum_{h=1}^3 \sum_{i=1}^{N_h} \sum_{j=1}^{N_{b_h}(i)} \sum_{k=1}^{N_{s_h}(i,j)} N_{c_h}(i,j,k) \quad \text{pour l'ensemble de la saison} \quad (1.13)$$

Les effectifs déterminés par les formules (1.12) et (1.13) restent inconnus.

La taille de l'échantillon à l'intérieur d'une strate h s'élève à :

$$1000 \cdot n_h \quad (1.14)$$

et celle se référant à l'ensemble de la saison :

$$1000 \cdot \sum_{h=1}^3 n_h \quad (1.15)$$

4.4.2. Estimateur moyen par strate h.

Soit $x_{mh}(i,j)$ le nombre d'individus appartenant au groupe d'âge m ($m = 2, \dots, 6$) prélevés au cours du jour de sortie i parmi les captures du navire j et à l'intérieur de la strate h. Les égalités suivantes sont valables (comme dans le paragr. 2.2.2) :

$$\sum_{m=2}^6 x_{mh}(i,j) = 100 \quad \text{pour un échantillon} \quad (1.16)$$

$$\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} \sum_{m=2}^6 x_{mh}(i,j) = 1000 \cdot n_h \quad \text{pour une strate h} \quad (1.17)$$

$$\sum_{h=1}^3 \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} \sum_{m=2}^6 x_{mh}(i,j) = 1000 \cdot \sum_{h=1}^3 n_h \quad \text{pour toute la saison} \quad (1.18)$$

Soit Y_{th} le tonnage débarqué pendant la période (strate) h et w_m les poids individuels des différents groupes d'âge. Pour un groupe d'âge l donné, l'effectif total capturé à l'intérieur de la strate h, désigné par T_{lh} , est estimé par :

$$T_{lh} = \frac{Y_{th} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{s_h}(i,j) \cdot x_{lh}(i,j) \right]}{\sum_{m=2}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{s_h}(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]} \quad (1.19)$$

L'expression de la (1.19) fait appel à un estimateur rapport et une variable auxiliaire, le tonnage correspondant à la strate h (Y_{th}).

Cet estimateur est analogue à celui utilisé jusqu'ici sur l'ensemble de la saison de pêche (paragr.2.2.3 ; formule 1.5) à une différence près, la prise en compte comme pondérateur du nombre de sacs $Ns_h(i,j)$ (jour i, bateau j, strate h).

4.4.3. Les poids des trois strates.

Pour passer de l'estimation par strate h à celle de la saison, il est souvent nécessaire de connaître les poids des trois strates.

Le poids d'une strate, désigné par W_h , est donné par la relation :

$$W_h = \frac{\sum_{i=1}^{N_h} Nb_h(i)}{\sum_{h=1}^3 \sum_{i=1}^{N_h} Nb_h(i)} \quad (1.20)$$

Il faut noter que ce poids n'est estimé que postérieurement car au début de la saison de pêche il n'est pas possible de connaître les nombres exact de jours de sortie et de navires correspondant qui varient d'une saison à une autre.

La difficulté de connaître a priori le poids W_h signifie qu'il n'est pas possible dans la pratique d'appliquer un plan d'échantillonnage à type d'allocation définie préalablement. En effet, le taux d'échantillonnage par strate h :

$$f_h = \frac{10 \cdot n_h}{\sum_{i=1}^{N_h} Nb_h(i)} \quad (1.21)$$

n'est ni constant sur l'ensemble des trois strates (allocation proportionnelle) ni fixé afin d'optimiser l'estimation de la variance (allocation optimale).

Le plan appliqué ne conduit donc nécessairement pas à une minimisation de la variance globale, mais est imposé pour des raisons pratiques. Toutefois, on constatera dans le paragraphe suivant, que le choix du type de l'estimateur global peut, dans notre cas, amener à négliger les poids W_h dans le calcul.

4.4.4. L'estimateur global.

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

(I) L'estimateur combiné :

$$T_{\ell} = \frac{Y_t \cdot \sum_{h=1}^3 W_h \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{s_h}(i,j) \cdot x_{\ell h}(i,j) \right]}{\sum_{h=1}^3 W_h \sum_{m=2}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{s_h}(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]} \quad (1.22)$$

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

(II) L'estimateur séparé : il est construit par addition des estimateurs par strate $T_{\ell h}$; par conséquent, il n'a guère besoin des poids W_h :

$$T_{\ell} = \sum_{h=1}^3 T_{\ell h} \quad (1.23)$$

Les raisons essentielles justifiant le choix de l'un ou de l'autre estimateur sont analysées par COCHRAN (1977) : si les estimateurs $T_{\ell h}$ 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. 4.2.4) ; l'estimateur séparé nous a paru, ainsi, plus adéquat.

4.5. Estimation de la variance et du biais.

4.5.1. La variance de l'estimateur.

4.5.1.1. Formulation générale.

En retenant l'équation (1.23) et en acceptant l'indépendance entre les trois strates, nous pouvons écrire :

$$V[T_{\ell}] = \sum_{h=1}^3 V[T_{\ell h}] \quad (1.24)$$

Pour faciliter la présentation des termes $V[T_{\ell h}]$ de la (1.24), nous remplaçons le numérateur et le dénominateur de la formule (1.19) par :

$$\text{num}_h = Y_{th} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{sh}(i,j) \cdot x_{\ell h}(i,j) \right] \quad \text{et} \quad \text{den}_h = \sum_{m=2}^6 w_m \left[\sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{sh}(i,j) \cdot x_{mh}(i,j) \right]$$

Selon COCHRAN (1977), la variance sur l'ensemble des strates, $V[T_\ell]$, est donnée par :

$$V[T_\ell] = \sum_{h=1}^3 \frac{1}{\text{den}_h^2} \cdot \left[V[\text{num}_h] + T_{\ell h}^2 \cdot V[\text{den}_h] - 2 \cdot T_{\ell h} \cdot \text{Cov}[\text{num}_h, \text{den}_h] \right] \quad (1.25)$$

en négligeant les termes $1-f_h$ (où f_h , taux d'échantillonnage par strate h est donné par l'équation (1.21)) : 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 (1.25), il faut estimer les quantités $V[\text{num}_h]$, $V[\text{den}_h]$ et $\text{Cov}[\text{num}_h, \text{den}_h]$.

4.5.1.2. Calculs des $V[\text{num}_h]$, $V[\text{den}_h]$, $\text{Cov}[\text{num}_h, \text{den}_h]$.

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

Pour le développement de la $V[\text{num}_h]$, nous considérons :

- La variable auxiliaire, Y_{th} , comme une constante ;
- L'indépendance entre les $10 \cdot n_h$ tirages ;
- L'indépendance entre les variables "nombre de sacs par échantillon" et "nombre de coquilles par échantillon appartenant au groupe d'Age ℓ " (décrites par les quantités $N_{sh}(i,j)$ et $x_{\ell h}(i,j)$).

Ces précisions fournissent l'expression finale suivante :

$$V[\text{num}_h] = \frac{100 \cdot n_h^2 \cdot Y_{th}^2}{10 \cdot n_h - 1} \cdot \left[\overline{(N_{sh}^2)} \cdot \overline{(x_{\ell h}^2)} - (\overline{N_{sh}})^2 \cdot (\overline{x_{\ell h}})^2 \right] \quad (1.26)$$

avec :

$$\overline{N_{sh}} = \frac{1}{10 \cdot n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} N_{sh}(i,j) ; \quad \overline{x_{\ell h}} = \frac{1}{10 \cdot n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} x_{\ell h}(i,j) ;$$

$$\overline{Ns_h^2} = \frac{1}{10 \cdot n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} Ns_h(i,j)^2 ; \overline{x_{2h}^2} = \frac{1}{10 \cdot n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} x_{2h}(i,j)^2$$

(II) Calcul de la $V[den_h]$.

Pour l'évaluation de la $V[den_h]$, le problème essentiel est lié aux corrélations entre les différents (cinq) groupes d'âge. Il s'agit ici, en effet, 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 :

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

Dans ce travail, les covariances entre les groupes d'âge ne peuvent être négligées. En l'absence jusqu'ici de calcul de la variance, il est impossible de répondre si les covariances s'annulent entre elles par l'existence des signes opposés de corrélations. En raison d'une stratégie de pêche définie par une concentration de la flottille sur les zones les plus riches, il paraît vraisemblable que les covariances soient de signe négatif entre deux groupes d'âge adjacents et notamment entre les groupes 2 et 3 qui constituent l'essentiel de la ressource. Il sera nécessaire de clarifier ce point dans l'avenir.

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

$$V[den_h] = \frac{100 \cdot n_h^2}{10 \cdot n_h - 1} \left[\sum_{m=2}^6 w_m^2 \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{(x_{mh}^2)} - \overline{(Ns_h)^2} \cdot \overline{(x_{mh})^2} \right] + \right. \\ \left. 2 \cdot \sum_{m=2}^5 \sum_{p=m+1}^6 w_m \cdot w_p \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} - \overline{(Ns_h)^2} \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} \right] \right]$$

(1.27)

avec $\overline{Ns_h^2}$, $\overline{x_{mh}^2}$, $\overline{x_{ph}^2}$, $\overline{Ns_h}$ définies comme précédemment (voir calcul de la $V[num_h]$) et :

$$\overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} = \frac{1}{10 \cdot n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} x_{mh}(i,j) \cdot x_{ph}(i,j)$$

(III) Calcul de la $Cov[num_h, den_h]$.

Pour le développement de la $Cov[num_h, den_h]$, nous recourons aux principes déjà évoqués dans les (I) et (II) et nous obtenons finalement :

$$Cov[num_h, den_h] = \frac{100 \cdot n_h^2 \cdot Y_{th}}{10 \cdot n_h - 1} \cdot \sum_{m=2}^6 w_m \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} \right] \quad (1.28)$$

4.5.1.3. Expression finale.

Pour revenir à l'équation originelle (paragr. 4.5.1.1 ; formule 1.25), la variance $V[T_p]$ se calcule par une somme de trois termes (autant que le nombre de strates) ; pour chaque strate l'expression est un rapport d'une forme relativement complexe dont le numérateur est donné par :

$$\begin{aligned} & \frac{100 \cdot n_h^2}{10 \cdot n_h - 1} \cdot \left[Y_{th}^2 \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{(x_{lh}^2)} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{(x_{lh}^2)} \right] + \right. \\ & \quad T_{lh}^2 \cdot \sum_{m=2}^6 w_m^2 \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{(x_{mh}^2)} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{(x_{mh}^2)} \right] + \\ & \quad 2 \cdot T_{lh}^2 \cdot \sum_{m=2}^5 \sum_{p=m+1}^6 w_m \cdot w_p \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{mh} \cdot x_{ph}} \right] - \\ & \quad \left. 2 \cdot Y_{th} \cdot T_{lh} \cdot \sum_{m=2}^6 w_m \cdot \left[\overline{(Ns_h^2)} \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} - (\overline{Ns_h})^2 \cdot \overline{x_{lh} \cdot x_{mh}} \right] \right] \quad (1.29) \end{aligned}$$

et le dénominateur :

$$\left[\sum_{m=2}^6 w_m \cdot \sum_{i=1}^{n_h} \sum_{j=1}^{10} Ns_h(i, j) \cdot x_{mh}(i, j) \right]^2 \quad (1.30)$$

Cette quantité est aisément calculable par les moyens informatiques disponibles actuellement.

Il reste à répondre à la question quel sera-t-il l'intérêt pratique de calculer cette variance. A cet égard, il est à retenir que, dans le cas usuel, l'utilisation de la structure démographique des captures d'une population exploitée se fait de manière déterministe sans recours à une estimation de la variance: tel est, d'ailleurs, le principe retenu par la suite de ce document (cf. chapitres 3,4,5).

Dans cet esprit, la connaissance de la valeur de la variance n'est pas primordiale, tout au moins pour le système actuel du suivi de la ressource. Il est, par contre, toujours intéressant d'acquérir, sur les données d'une année, une idée de l'ordre de grandeur de cette variance et de savoir si elle est faible ou non.

Sur ce point, il existe des indices permettant de conclure que la variance $V[T_{\rho}]$ doit être relativement faible, car :

-> (I) L'application du plan stratifié bien que sans allocation optimale, réduit certainement la valeur de $V[T_{\rho}]$ comparativement à l'E.A.S.

-> (II) La prise en compte d'un estimateur séparé (paragr. 4.4.4) amène théoriquement à une variance plus faible que celle d'un estimateur combiné.

-> (III) Le terme des covariances entre les différents groupes d'âges (somme de 10 expressions) doit être d'une valeur négative (paragr. 4.5.1.2).

-> (IV) Par la mise en routine du suivi des débarquements, le nombre d'observations effectuées par strate ($10.n_h$) peut être aisément relativement élevé (p.ex. un échantillon par quinzaine) et conduit ainsi à des estimations finales précises.

Dans une étude récente, FIFAS et JEZEQUEL (1991), en travaillant sur des données collectées au cours de la saison de pêche 1990/91, ont appliqué la formulation du présent document afin d'estimer la matrice des variances-covariances des captures aux âges et de procéder à une analyse des cohortes stochastique. Les variances ainsi calculées sont faibles conformément aux remarques précédentes.

4.5.2. Le biais de l'estimateur.

Un estimateur statistique X est biaisé si la relation suivante est valable : $E[X] \neq X$ où l'expression $E[X]$ est l'espérance mathématique (moyenne) de X . Le biais 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 (d'après COCHRAN, 1977) le biais d'un estimateur rapport $R = Y/X$ est approximativement donné par $Cov(R,X)/X$. L'approche de ces auteurs, développée également par KENDALL (1983), est utilisée ici pour le calcul du biais de l'estimateur $T_{\rho h}$ (formule 1.20 ; paragr. 4.4.2) de chaque strate.

4.5.2.1. Démarche de calcul.

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

L'espérance mathématique de $T_{\ell h}$ est égale à :

$$E[T_{\ell h}] = E\left[\frac{\text{num}_h}{\text{den}_h}\right] \quad (1.31)$$

Pour estimer approximativement cette quantité, nous remarquons que :

$$\text{Cov}\left[\text{den}_h, \frac{\text{num}_h}{\text{den}_h}\right] = E[\text{num}_h] - E[\text{den}_h] \cdot E\left[\frac{\text{num}_h}{\text{den}_h}\right] \quad (1.32)$$

qui amène à :

$$E\left[\frac{\text{num}_h}{\text{den}_h}\right] = \frac{E[\text{num}_h] - \text{Cov}[\text{den}_h, \text{num}_h/\text{den}_h]}{E[\text{den}_h]} \quad (1.33)$$

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

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

Nous pouvons donc remplacer les deux espérances mathématiques par num_h , den_h et cette approximation donne :

$$E\left[\frac{\text{num}_h}{\text{den}_h}\right] = \frac{\text{num}_h - \text{Cov}[\text{den}_h, \text{num}_h/\text{den}_h]}{\text{den}_h} \quad (1.34)$$

Cette relation nous fournit l'estimation suivante du biais :

$$T_{\ell h} - E[T_{\ell h}] = \frac{\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}]}{\text{den}_h} \quad (1.35)$$

Pour passer de l'estimation par strate à l'estimateur séparé global (formule 1.23 ; paragr. 4.4.4), nous remarquons que :

$$E[T_{\ell}] = E\left[\sum_{h=1}^3 T_{\ell h} \right] = \sum_{h=1}^3 E[T_{\ell h}] = \sum_{h=1}^3 E[T_{\ell h}] \quad (1.36)$$

Le biais sur l'ensemble d'une saison de pêche est donc estimé par :

$$T_{\ell} - E[T_{\ell}] = \sum_{h=1}^3 T_{\ell h} - \sum_{h=1}^3 E[T_{\ell h}] = \sum_{h=1}^3 [T_{\ell h} - E[T_{\ell h}]] \quad (1.37)$$

Il s'agit donc ici d'une somme des biais des différentes strates. La (1.37) donne ensuite :

$$T_{\ell} - E[T_{\ell}] = \sum_{h=1}^3 \frac{\text{Cov}[\text{den}_h, T_{\ell h}]}{\text{den}_h} \quad (1.38)$$

4.5.2.2. Remarques sur les valeurs des biais.

Le biais, par strate et global, de l'effectif par groupe d'âge ne fait pas actuellement objet de calcul. Il est pourtant essentiel de connaître, à titre d'information, son ordre de grandeur obtenu lors de l'application du plan stratifié.

Les biais pour les trois strates temporelles dépendent de la valeur de la covariance $\text{Cov}(\text{den}_h, T_{\ell h})$. $T_{\ell h}$ peut être sur- ou sous-estimé (biais positif ou négatif) selon le signe de la covariance. Le biais devient d'autant plus faible que la valeur de la covariance est proche de zéro (cas de l'indépendance entre les variables den_h et $T_{\ell h}$).

Il est possible de démontrer que si le numérateur et le dénominateur, num_h et den_h , sont positivement corrélés, la valeur de la covariance entre den_h et $T_{\ell h}$ devient faible et ceci contribue à la diminution du biais. Lorsque le numérateur est une combinaison linéaire du dénominateur, le biais est nul.

Dans les estimateurs $T_{\ell h}$, il existe des variables introduites à la fois au numérateur et au dénominateur, telles le nombre de sacs par jour i et bateau j

$(N_{sh}(i,j))$ et le nombre d'individus appartenant au groupe d'âge l ($x_{lh}(i,j)$). De ce fait, le numérateur et le dénominateur sont bien corrélés et le biais de l'estimateur par strate doit ainsi être faible.

Un autre élément pouvant contribuer à diminuer le biais, est le nombre d'observations par strate. En général, il est admis (SCHERRER, 1983b) que le biais d'un estimateur rapport devient négligeable quand la taille de l'échantillon est supérieure à 30. Cette condition est facilement respectée dans ce travail pour l'ensemble des strates.

En ce qui concerne l'estimateur sur l'ensemble des strates, COCHRAN (1977) signale qu'il présente un biais plus fort que son équivalent combiné alors que sa variance est souvent plus faible.

5. CONCLUSION.

Le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc offre un rare exemple de suivi régulier des débarquements et d'étude de la structure démographique des captures depuis une quinzaine d'années. Le suivi actuellement réalisé en routine est grandement facilité par l'instauration du système de vente en criée à partir de 1978. Ce travail a fourni une évaluation des effectifs capturés par groupe d'âge à partir de 1974 qui seront utilisés par la suite pour la proposition des modèles prévisionnels de dynamique des populations.

La particularité du plan d'échantillonnage appliqué jusqu'ici (E.A.S.), est liée à la référence de la population-cible à plusieurs niveaux dont certains sont pris en considération (jour de sortie - navire - sac d'emballage du produit), mais d'autres (port de débarquement - secteur géographique et période de réalisation des captures - caractéristiques des navires) sont négligés.

Il paraît plus judicieux d'adopter un plan d'échantillonnage stratifié par définition de trois strates temporelles (novembre - décembre - période après Noël). L'échantillonnage à l'intérieur de chaque strate peut être un E.A.S. par référence à deux niveaux de tirage au hasard (jour de sortie - navire de pêche). Pour respecter l'équiprobabilité des échantillons tout en prélevant toujours une fraction constante d'animaux par bateau-jour (100 coquilles), il est nécessaire de calculer les estimateurs finaux en pondérant par le nombre de sacs débarqués correspondant. Le recours au plan stratifié n'est pas tout à fait rigoureux car les poids des trois strates et, par conséquent, les taux d'échantillonnage respectifs sont connus postérieurement.

L'évaluation de l'effectif total débarqué sur l'ensemble de la saison de pêche pour un groupe d'âge donné fait appel à un estimateur rapport et une variable auxiliaire (tonnage total débarqué). Pour des raisons liées à la variabilité temporelle des proportions des différents groupes d'âge, il est conseillé de retenir l'option d'un estimateur séparé au lieu du combiné. Ce choix est justifié par sa valeur de variance relativement plus faible bien que son biais soit plus fort.

CHAPITRE 2 :

LES HYPOTHESES SUR DES MORTALITES.

- MORTALITE NATURELLE.

- MORTALITE PAR PECHE.

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION. GENERALITES.</u>	65
2. <u>LA MORTALITE NATURELLE.</u>	66
2.1. Généralités.	66
2.1.1. La mortalité naturelle au cours des premiers stades de vie des animaux.	66
2.1.2. La mortalité naturelle au cours de la phase adulte.	67
2.2. Rappel des méthodes usuelles pour l'estimation de M.	67
2.2.1. Le polynôme de PAULY.	68
2.2.2. Méthodes faisant appel à la longévité des animaux.	68
2.2.3. Méthodes utilisant les paramètres de croissance.	68
2.3. Evaluation d'une plage des valeurs de M pour le stock étudié.	70
2.3.1. Estimation d'un minorant de M.	70
2.3.2. Estimation d'un majorant de M.	71
2.3.3. Synthèse.	72
3. <u>LA MORTALITE PAR PECHE.</u>	73
3.1. Généralités.	73
3.2. La mortalité par pêche au cours de la saison de pêche.	73
3.2.1. La mortalité par casse.	74
3.2.2. La mortalité par fraude.	75
3.2.2.1. La fraude sur les animaux hors criée.	75
3.2.2.2. La fraude sur le nombre d'heures de pêche.	76
3.2.2.3. Synthèse.	76

	page
3.2.3. La mortalité par rejet.	77
3.2.3.1. Les données sur la distribution des tailles.	77
3.2.3.2. Hypothèses pour le calcul de la mortalité par fraude et par rejet du groupe d'âge 2.	79
3.2.3.3. La formulation du problème par application des notions de probabilités.	80
3.2.3.4. Résultats numériques.	81
3.2.3.5. Synthèse.	82
3.2.3.6. Inconvénients de la simulation.	82
3.2.4. Synthèse sur la mortalité par pêche au cours de la saison de pêche.	86
3.3. La mortalité par pêche pendant la fermeture de la pêche réglementaire.	86
3.3.1. L'Age des animaux.	88
3.3.2. L'abondance des animaux de trois ans.	88
3.3.3. L'abondance des animaux de deux ans.	89
3.3.4. Synthèse.	89
4. <u>SYNTHESE GENERALE ET CONCLUSION.</u>	90

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

Pour une gestion rationnelle d'une population exploitée, il est indispensable de connaître ses paramètres biologiques.

Ces paramètres appartiennent à deux grandes familles :

-> Les paramètres décrivant la croissance individuelle de l'espèce, linéaire et (ou) pondérale. Les travaux de référence utilisés dans cette étude sont dus à ANTOINE (1979), pour la croissance en hauteur, et à VERON (1979), pour celle en poids (chapitre 1).

-> Les paramètres décrivant la décroissance des effectifs provoquée par le décès des animaux : il s'agit ici de l'influence de la mortalité (I) soit due à l'exploitation du stock (mortalité par pêche) ; (II) soit indépendante de celle-ci (mortalité naturelle).

Dans ce chapitre, seul le deuxième sujet, celui des composantes de la mortalité et des paramètres utilisés pour leur description est développé.

L'étude de la mortalité fait intervenir un taux instantané de décroissance de l'effectif de la population. La rapidité de décroissance de l'effectif N_t pendant la phase exploitable et au cours d'un laps de temps dt , désignée par dN_t/dt , est exprimée par une équation différentielle (GULLAND, 1969 ; LAUREC et LE GUEN, 1981):

$$\frac{dN_t}{dt} = - Z \cdot t \quad (2.1)$$

Z est un coefficient appelé coefficient instantané de mortalité totale ; N_t est l'effectif à l'instant t.

Le coefficient instantané Z est exprimé comme la somme de deux autres coefficients : (I) l'un se réfère à la mortalité indépendante de l'exploitation du stock (coefficient instantané de mortalité naturelle, M) ; (II) l'autre concerne la mortalité induite par l'exploitation (coefficient instantané de mortalité par pêche, F). On peut donc écrire :

$$Z = M + F \quad (2.2)$$

La résolution de la (2.1) donne la relation suivante:

$$N_t = N_0 \cdot \exp(- Z \cdot t) = N_0 \cdot \exp(- (M + F)) \quad (2.3)$$

N_0 étant l'effectif à l'instant $t = 0$.

La décroissance des effectifs à cause des décès est ainsi décrite par une loi exponentielle.

L'estimation des coefficients instantanés, M et F, est d'une utilité primordiale en halieutique pour la famille des modèles de gestion appelés structuraux ou analytiques (LAUREC, 1978 ; LAUREC et LE GUEN, 1981) (fig. 2.1).

Par cette évaluation, il devient possible de savoir si un système de gestion déjà établi se trouve à son niveau optimal ou s'il existe des perspectives pour son amélioration.

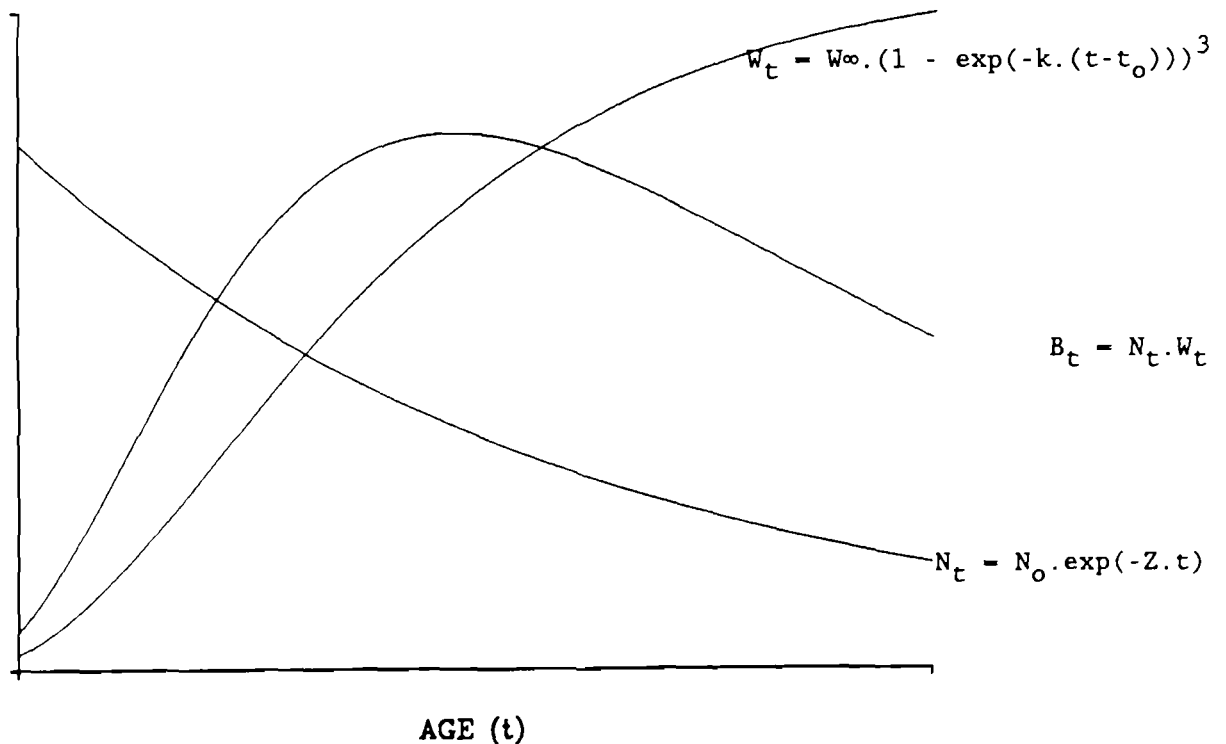


Figure 2.1. Présentation des courbes caractéristiques des modèles structuraux en dynamique des populations exploitées : évolution du poids individuel (W_t), de l'effectif (N_t) d'une cohorte et de sa biomasse (B_t) en fonction de l'âge.

2. LA MORTALITE NATURELLE.

2.1. Généralités.

La mortalité naturelle inclut toutes les causes de décès indépendantes de l'exploitation. Elle peut être provoquée par diverses causes : vieillesse de l'animal, prédation, déficit alimentaire, perturbations (ponctuelles ou non) des conditions du milieu naturel (forte variation de la température, pollution, etc.).

2.1.1. La mortalité naturelle au cours des premiers stades de vie des animaux.

Les premiers stades de vie de l'espèce étudiée comportent des formes pélagiques (oeufs et larves) qui ne sont pas à l'abri des conditions défavorables du milieu ou de divers types de prédation en raison de leur fragilité (HANCOCK, 1973 ; BOUCHER, 1985 ; BOUCHER et al., 1985).

De fortes mortalités apparaissent également au cours des premiers stades juvéniles après la métamorphose : LE GAOUYAT (1976) et HUELVAN (1985) ont souligné que les juvéniles de la coquille Saint-Jacques sont mal protégés vis-à-vis des facteurs perturbant leur fixation étant donné leur enfouissement insuffisant.

GULLAND (1987) et MCGURK (1987) ont tenté de modéliser l'impact des densités des essaims d'oeufs et de larves ainsi que de la taille sur la survie des jeunes phases pélagiques. Sur les premiers stades juvéniles de la coquille Saint-Jacques, plusieurs études ont été menées sur des individus semés expérimentalement (BUESTEL et DAO, 1979 ; BUESTEL et al., 1979 ; BUESTEL et al., 1985b). Tous ces travaux

font état de très grandes fluctuations de la mortalité naturelle. Il en résulte que la proposition d'une fonction mathématique décrivant cette mortalité est une opération délicate et demande beaucoup de circonspection pour son intégration dans un système de gestion d'une population exploitée.

2.1.2. La mortalité naturelle au cours de la phase adulte.

La situation diffère pendant la phase adulte quand l'animal se stabilise dans le milieu naturel. Les coquilles Saint-Jacques adultes, bien que peu mobiles, sont relativement mieux protégés que les juvéniles étant donné leur enfouissement dans le sédiment. Dans ce sens, il peut être, en général, admis que les différentes causes de mortalité intervenant ponctuellement constituent un "bruit blanc" et peuvent être mathématiquement décrites par des distributions gaussiennes.

Il existe bien sûr d'autres causes de décès qui peuvent présenter des variations interannuelles et, en conséquence, ne sont pas négligeables. Les effets d'une perturbation des conditions du milieu peuvent être différents pour une population donnée selon l'équilibre interspécifique dans le milieu. L'exemple comparatif de deux gisements de coquilles Saint-Jacques est caractéristique : l'hiver particulièrement froid de 1963 a favorisé le développement de la population briochine par élimination des principales espèces prédatrices, essentiellement des étoiles de mer (PIBOUBES, 1974 ; LE GAL LA SALLE, 1984) ; par contre, le même hiver a eu un effet complètement différent pour le stock brestois qui a connu l'effondrement. Une population donnée peut se présenter à des abondances successives élevées à la suite de l'extinction des certaines espèces compétitrices ou prédatrices (KRISTENSEN, 1959). Plusieurs stocks britanniques de mollusques se sont effondrés pendant l'hiver de 1963 (CRISP, 1964) : parmi ces stocks, certains ont pu se reconstituer plus tard à des abondances élevées.

En conséquence, il est possible qu'un stock adulte puisse connaître une mortalité naturelle variable. A cet égard, des éléments indiquent que le stock briochin de coquilles Saint-Jacques, après une relativement longue phase de stabilité (années 60 et 70), a connu récemment (années 1986 à 1988) des taux de mortalité vraisemblablement plus élevés qu'auparavant (cf. chapitre 6). Un autre problème réside au fait que M peut varier selon la taille et, par conséquent, selon l'âge des animaux (GRUFFYDD, 1974 ; MORIZUR et al., 1982 ; ORENSANZ, 1986).

Il est, en conséquence, délicat d'appliquer une valeur constante de M sur plusieurs années et pour l'ensemble des groupes d'âge. Toutefois, en l'absence d'éléments précis sur la variabilité interannuelle ou inter-groupe de la mortalité naturelle, il faut se contenter d'une valeur constante de M.

2.2. Rappel des méthodes usuelles pour l'estimation de M.

Les stocks vierges offrent l'exemple idéal d'évaluation de M (LE GUEN, 1971 ; DIOP, 1988). En effet, dans ce cas, nous pouvons écrire : $M = Z$.

Pour les stocks exploités, les circonstances favorables à l'estimation de M se présentent rarement (LAUREC, 1978) car il est indispensable de disposer d'une série de données sur plusieurs années (MERRILL et POSGAY, 1964 : Placopecten magellanicus). Toutefois, le suivi scientifique d'une population ne débute, en général, qu'après quelques années d'exploitation.

Dans ce cas, l'estimation de M est souvent impossible et il est souhaitable de faire appel à des données antérieures à l'exploitation (LAUREC, 1978). Dans le cas contraire, il faut se contenter d'une valeur de M par analogie avec des stocks géographiquement proches de la même espèce ou des espèces voisines.

M a été souvent estimé approximativement en faisant appel à des relations empiriques entre plusieurs paramètres biologiques. Certaines de ces méthodes sont brièvement présentées par la suite.

2.2.1. Le polynôme de PAULY.

PAULY (1980) a établi, sur 175 espèces des poissons, une relation polynômiale entre la valeur de M d'une part, les paramètres de croissance (W_{∞} et k) et la température moyenne annuelle, d'autre part :

$$\log(M) = -0,211 - 0,082 \cdot \log(W_{\infty}) + 0,676 \cdot \log(k) + 0,463 \cdot \log(T) \quad (2.4)$$

où log signifie le logarithme décimal et W_{∞} est exprimé en grammes, k en années⁻¹ et T en degrés Celcius.

Cette approche a été fréquemment utilisée pour des stocks du milieu tropical ou subtropical (BA, 1988), mais aussi tempéré (GAERTNER, 1985). Elle a été néanmoins critiquée car le polynôme est ajusté à partir des valeurs de M non toujours obtenues de manière fiable et conduit souvent à une surestimation de M (CHEVAILLIER, 1990). De plus, elle a été initialement conçue pour des espèces de poissons et rien n'indique qu'elle est bien adaptée dans le cas des mollusques. Pour toutes ces raisons, la méthode de PAULY n'a pas été retenue dans ce travail.

2.2.2. Méthodes faisant appel à la longévité des animaux.

Il est fréquent d'obtenir une estimation approximative de M par référence à la longévité d'une espèce donnée. Toutefois, cette méthode empirique n'est applicable que sur des stocks pratiquement vierges : dans le cas contraire, on serait amené à des résultats biaisés (OLIVIER et CAPITOLI, 1980).

Pour la coquille Saint-Jacques briochine, VERON (1979) et DUPOUY et al. (1983) signalent la présence de quelques rares individus dépassant l'âge de 9 à 10 ans : ces auteurs situent ainsi la valeur réelle de M aux alentours de 0,18 à 0,20. Toutefois, le problème de l'exploitation intensive du gisement se pose.

M peut être également estimé par référence à des stocks pratiquement inexploités de la même espèce aux caractéristiques hydrologiques et climatiques proches du secteur étudié. GRUFFYDD (1974), BAIRD (in DUPOUY et al., 1983) déduisent un taux annuel de mortalité de 15 à 25 %, soit une valeur de M comprise entre 0,15 et 0,30.

2.2.3. Méthodes utilisant les paramètres de croissance.

Une estimation de la valeur de M peut être fondée sur l'idée communément admise qu'un métabolisme élevé sous-entend une mortalité naturelle forte (LAUREC, 1978). En partant de ce principe, l'évaluation de M est possible à l'aide des relations entre M et k, ce dernier paramètre étant, en général, considéré comme

indice de la rapidité de croissance de l'animal. Parmi les relations de ce type, nous pouvons citer :

- La relation proposée par PAULY (1982) :

$$t_{\max} = 3/k + t_0 \quad (2.5)$$

(avec : t_{\max} = longévité maximale apparente de l'animal ; k et t_0 = paramètres de l'équation de croissance de VON BERTALANFFY).

- La relation présentée par TAYLOR (*in* CAMPILLO, 1986) (fig. 2.2) :

$$M = \frac{2,996.k}{2,996 + k.t_0} \quad (2.6)$$

Ces relations partent du principe suivant : l'âge de longévité maximale (t_{\max}), au-delà duquel restent, selon TAYLOR, 5 % d'animaux survivants, correspond à une taille de l'animal égale à $0,95.L_{\infty}$ ($\text{Log}(0,05) = -2,996$). Cette simplification est discutable. De plus, ces modèles accordent une importance exagérée au rôle de t_0 alors que celui-ci est, en général, considéré comme un paramètre sans signification biologique.

Il est également fréquent d'estimer M par utilisation du rapport M/k (DIOP, 1988). Plusieurs auteurs (BEVERTON et HOLT, 1959; PAULY *in* DIOP, 1988) ont accordé un rôle essentiel à ce rapport qui se révèle d'une utilité précieuse dans les premiers stades du suivi d'une pêcherie. Toutefois, ces relations doivent être vues avec précaution car elles attribuent une signification biologique fondamentale au rapport M/k , ce qui constitue une hypothèse logique, mais non vérifiée.

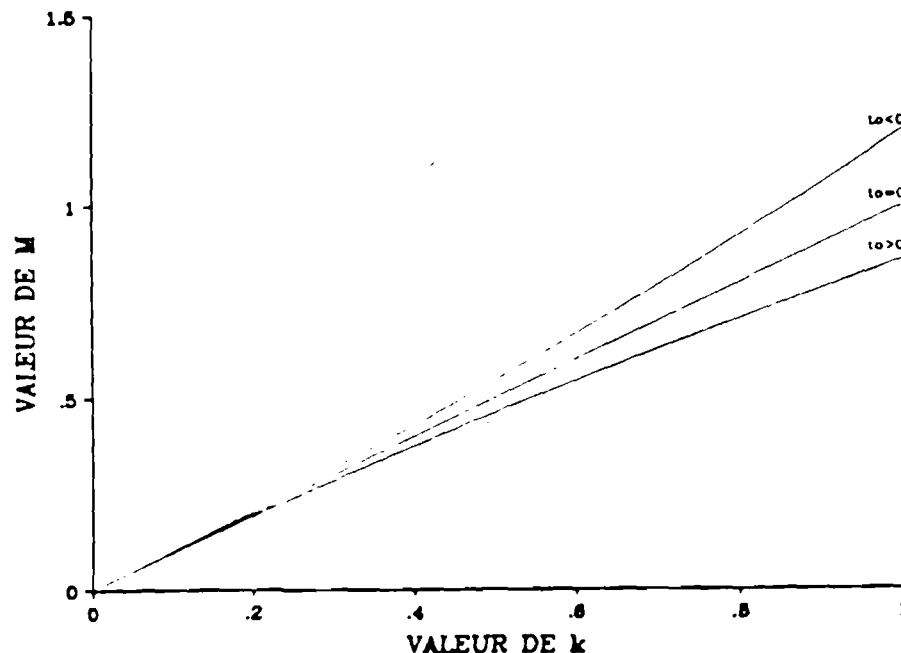


Figure 2.2. Variation du coefficient instantané de mortalité naturelle (M) selon la valeur du paramètre k de l'équation de croissance de Von Bertalanffy (d'après TAYLOR).

2.3. Evaluation d'une plage des valeurs de M pour le stock étudié.

Par les rappels précédents, il en résulte qu'en dehors du suivi régulier d'un stock vierge, il n'existe pas de méthode objective et fiable pour estimer M.

Il existe néanmoins des critères, quoiqu'empiriques, permettant d'acquérir un ordre de grandeur de M.

2.3.1. Estimation d'un minorant de M.

La longévité moyenne de l'animal, désignée par $E[T]$, est donnée par :

$$E[T] = 1/Z \quad (2.7)$$

(avec : Z = coefficient instantané de mortalité totale ; la longévité moyenne est donc égale à $1/M$ en l'absence d'exploitation).

L'approche utilisée suppose que la longévité moyenne ne peut pas excéder l'âge au-delà duquel les anneaux concentriques sur la partie extérieure de la coquille deviennent illisibles en raison du ralentissement de la croissance. Dans la pratique il est connu que cet âge se situe aux environs de six ans.

Il existe également une méthode numérique approximative pour estimer l'âge en question. L'épaisseur d'un anneau hivernal est de 1 mm environ. Les anneaux ne sont donc plus lisibles quand la distance entre eux devient inférieure à 2 mm : la longévité moyenne ne peut ainsi dépasser l'âge au-delà duquel l'accroissement annuel est inférieur à 2 mm. En désignant par t_m l'âge en question, nous pouvons écrire :

$$E[T] \leq t_m \quad \rightarrow \quad 1/M \leq t_m \quad (2.8)$$

Nous pouvons ensuite exprimer l'âge t_m en fonction des paramètres de croissance L^∞ , k et t_0 ainsi que de l'accroissement annuel correspondant. En fait, ce dernier, présenté par $DL(t_m)$, est donné par la relation suivante :

$$DL(t_m) = [L^\infty - L(t_m)] \cdot [1 - \exp(-k)] \quad (2.9)$$

où : $L(t_m)$ = hauteur de la coquille Saint-Jacques à l'âge t_m .

La (2.9), résolue par rapport à $L(t_m)$, donne :

$$L(t_m) = L^\infty - \frac{DL(t_m)}{1 - \exp(-k)} \quad (2.10)$$

Sachant ensuite que :

$$t_m = t_0 - \frac{1}{k} \cdot \text{Log} \left[1 - \frac{L(t_m)}{L^\infty} \right] \quad (2.11)$$

à l'aide de la (2.10), nous obtenons :

$$t_m = t_0 - \frac{1}{k} \cdot \text{Log} \left[\frac{DL(t_m)}{L_\infty \cdot (1 - \exp(-k))} \right] \quad (2.12)$$

En revenant à l'inégalité (2.8), nous avons :

$$\frac{1}{M} \leq t_0 - \frac{1}{k} \cdot \text{Log} \left[\frac{DL(t_m)}{L_\infty \cdot (1 - \exp(-k))} \right] \quad (2.13)$$

En remplaçant $DL(t_m)$ par 2 mm et en introduisant les paramètres de croissance proposés par ANTOINE (1979) ($L_\infty = 124,21$ mm ; $k = 0,564$; $t_0 = 0,095$), nous obtenons :

$$1/M \leq 5,92 \quad \rightarrow \quad M \geq 0,16 \quad (2.14)$$

Ce résultat peut être considéré comme une limite inférieure des valeurs plausibles de M.

2.3.2. Estimation d'un majorant de M.

Un majorant des valeurs plausibles de M est également calculé empiriquement. L'approche développée est aussi utilisée par CHEVAILLIER (1990).

Nous considérons qu'une population peut être biologiquement viable si son âge de première maturité sexuelle (t_{f50}) est inférieur à l'âge critique (t_{cri}), c'est-à-dire l'âge de biomasse maximale en l'absence d'exploitation :

$$t_{f50} \leq t_{cri} \quad (2.15)$$

Pour connaître t_{cri} , il faut annuler la dérivée première de la biomasse $B(t)$. Cette dernière peut être exprimée par le produit : $B(t) = W(t) \cdot N(t)$ ($W(t)$ = poids de l'animal à l'âge t ; $N(t)$ = effectif à l'âge t) où :

$$\begin{aligned} W(t) &= W_\infty \cdot (1 - \exp(-k \cdot (t - t_0)))^\beta \\ N(t) &= N(t_1) \cdot \exp(-M \cdot (t - t_1)) \end{aligned}$$

(avec : $N(t_1)$ = effectif à l'instant t_1).

Il faut donc :

$$\frac{\partial W(t)}{\partial t} \cdot N(t) + \frac{\partial N(t)}{\partial t} \cdot W(t) = 0 \quad (2.16)$$

La résolution de la (2.16) donne la valeur de t_{cri} :

$$t_{cri} = t_0 - \frac{1}{k} \cdot \text{Log} \left[\frac{M}{\beta \cdot k + M} \right] \quad (2.17)$$

La combinaison des (2.15) et (2.17) donne finalement :

$$M \leq \frac{\beta \cdot k}{\exp(k \cdot (t_{f50} - t_0)) - 1} \quad (2.18)$$

L'âge de première maturité sexuelle est calculé à partir du travail de PAULET et FIFAS (1989) proposant une relation entre la hauteur de la coquille Saint-Jacques et le nombre d'oeufs prêts à être émis. Cet âge est considéré ici égal à 2,8 ans.

En utilisant cette valeur de t_{f50} et en introduisant les paramètres de croissance pondérale isométrique estimés à partir du travail de VERON (1979) ($\beta = 3$; $W_{\infty} = 262,841$; $k = 0,453$; $t_0 = -0,726$), nous obtenons :

$$M \leq 0,34 \quad (2.19)$$

Ce résultat peut être considéré comme la borne supérieure des valeurs plausibles de M.

2.3.3. Synthèse.

L'estimation de la mortalité naturelle n'est pas possible pour le stock exploité de coquilles Saint-Jacques briochines. Nous étions ainsi obligés de procéder comme suit : (I) considérer que le coefficient M a une valeur constante tout au long de la phase adulte de la vie de l'animal et (II) obtenir une estimation de l'ordre de grandeur de M en empruntant des démarches empiriques utilisant les paramètres de croissance individuelle.

Une région des valeurs plausibles de M a été ainsi déterminée, à savoir : $0,16 \leq M \leq 0,34$. Quatre valeurs de M sont arbitrairement retenues et utilisées par la suite : (I) 0,15 ; (II) 0,20 ; (III) 0,25 ; (IV) 0,30.

Ces valeurs ne contredisent pas celles généralement admises pour des stocks voisins de la même espèce (paragr. 2.2.2) ; elles se trouvent, en plus, en accord avec ce qui fut pratiqué jusqu'ici par DAO et al. (1975), VERON (1979), DUPOUY et al. (1983), DAO (1985).

L'âge critique t_{cri} et la longévité moyenne $E[T]$ correspondant aux valeurs retenues de M sont présentées dans le tableau 2.1 et la figure 2.3.

TABLEAU 2.1		
AGE CRITIQUE ET LONGEVITE MOYENNE SELON M		
M	t_{cri}	$E[T]$
0,15	4,37	6,67
0,20	3,81	5,00
0,25	3,38	4,00
0,30	3,05	3,33

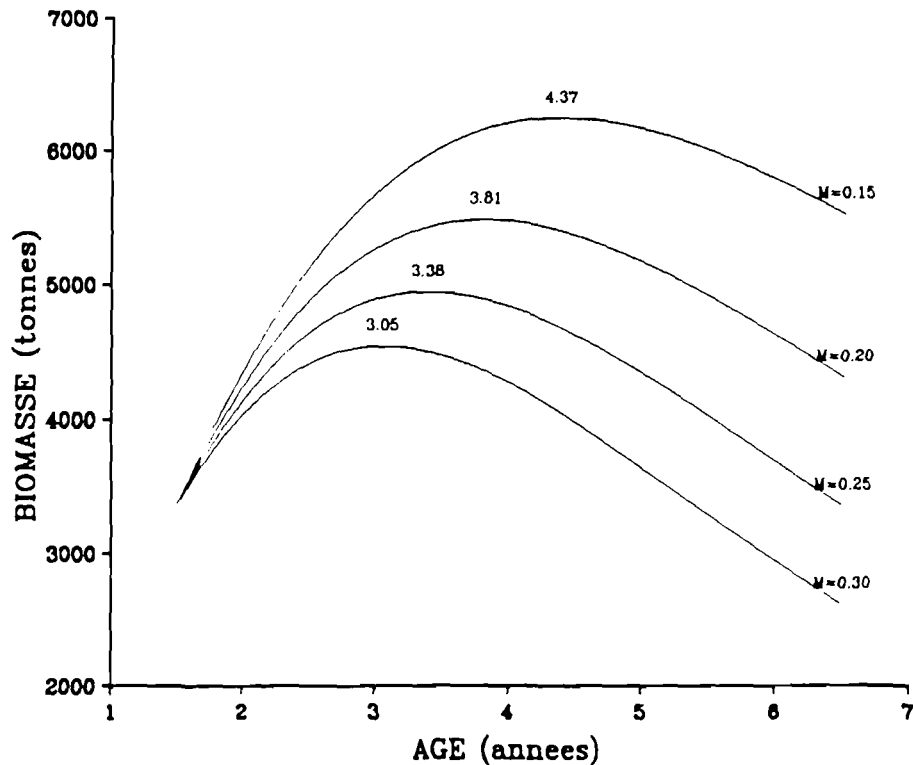


Figure 2.3. Evolution en fonction de l'âge de la biomasse d'une cohorte inexploitée de coquilles Saint-Jacques (abondance de 50 millions d'individus à l'âge de 1,5 ans) pour quatre valeurs de M .

3. LA MORTALITE PAR PECHE.

3.1. Généralités.

L'évaluation de la mortalité par pêche est effectuée selon une démarche différente. Il existe plusieurs méthodes de calcul du coefficient Z de mortalité totale et, par conséquent, de la valeur de F si M est fixé au départ. Une telle méthode qui sera développée ultérieurement (cf. chapitre 3) à partir de la matrice des données sur la structure démographique des captures, est appelée analyse des cohortes.

Contrairement à la valeur de M , celle de F peut varier d'une année à l'autre et d'un groupe d'âge à l'autre. Elle est, par contre, considérée comme constante pour un groupe d'âge donné au cours d'une saison de pêche donnée. La pêche étant autorisée de novembre en fin mars, nous considérons que la durée de la saison de pêche est de six mois environ. L'année peut donc être décomposée en deux semestres selon l'autorisation ou non de la pêche. A l'intérieur de chacun de ces deux semestres, et pour un groupe d'âge donné, F est considéré constant.

Le calcul de F tient compte des composantes qui diffèrent selon le semestre considéré.

3.2. La mortalité par pêche au cours de la saison de pêche.

La matrice des captures du chapitre 1, donne le nombre d'animaux pêchés de façon réglementaire, c'est-à-dire présentés en criée (à partir de 1978) ou

enregistrés par les Affaires Maritimes (avant 1978). Le nombre ainsi défini ne représente pas l'ensemble des individus effectivement décédés en raison de l'exploitation.

A côté des captures déclarées, il existe d'autres sous-ensembles d'animaux morts en raison de la pêche exercée qui ne sont enregistrés nulle part. Il s'agit notamment :

-> Des animaux endommagés par l'action mécanique des dragues sur le fond. La mortalité de cette catégorie d'individus est définie comme mortalité par casse.

-> Des animaux capturés et débarqués sans être déclarés : il s'agit ici de l'effet de la pêche frauduleuse. La mortalité ainsi définie est appelée mortalité par fraude.

-> Des animaux qui n'atteignant pas la taille marchande, sont rejetés dans l'eau : certains d'entre eux, sont morts et cette mortalité est appelée mortalité par rejet.

Ces trois types de mortalité constituent la mortalité indirecte par pêche différenciée de la mortalité par pêche réglementaire liée aux débarquements déclarés. L'ensemble de la mortalité induite par la pêche (indirecte et réglementaire) est ici défini comme mortalité par pêche globale.

Parmi les trois mortalités indirectes, celle liée à la fraude concerne un ensemble d'individus débarqués ; par contre, les deux autres (par casse et par rejet) se réfèrent à des animaux qui restent sur le fond.

Il est impossible d'évaluer exactement les mortalités indirectes. Une estimation est réalisée par hypothèses vraisemblables construites à partir des captures réglementaires connues.

3.2.1. La mortalité par casse.

Pour son estimation, le principe évoqué est le suivant : le nombre d'animaux endommagés par la drague sur le fond, est d'autant plus important que le nombre d'individus capturés de façon réglementaire est élevé. Autrement dit, la fraction d'animaux morts "par casse" est d'autant plus forte que la fraction de la population débarquée à la criée est élevée. Cette hypothèse fut déjà développée par VERON (1979) et DAO (1985) et se trouve en accord avec les remarques des professionnels.

Il existe, par hypothèse, une proportionnalité entre le nombre d'individus "cassés" sur le fond et les captures réglementaires. La mise au point d'un coefficient de proportionnalité est facilitée par l'unicité de l'engin de pêche et par le fait que ce dernier n'a pas connu des modifications notables depuis 1968 (introduction du volet).

Si nous désignons par C_c le nombre d'animaux endommagés par la drague et par C_f le nombre d'individus débarqués et déclarés, la relation supposée valable, est la suivante :

$$C_c = R_c \cdot C_f \quad (2.20)$$

où : R_c = constante qui indique le coefficient de proportionnalité entre C_c et C_f .

Pour ce coefficient, nous avons retenu la valeur de 0,15 suggérée par DUPOUY (in VERON, 1979) et nous avons, par conséquent : $C_c = 0,15.C_\ell$.

En l'absence de données expérimentales adéquates, nous nous contentons d'un indice de proportionnalité R_c constant pour l'ensemble des années et des groupes d'âge. Toutefois, il s'agit ici d'une simplification: en fait, VERON (1979) signale que la mortalité "par casse" dépend de la taille des animaux et varie, par conséquent, selon le groupe d'âge. En plus, DAO (comm. pers.) suggère que cette mortalité est liée à la vitesse de traction de la drague sur le fond qui dépend de la puissance motrice des navires de pêche : étant donné la tendance d'augmentation de la puissance motrice des bateaux depuis plusieurs années (cf. chapitre 4), il semble que le pourcentage d'animaux "cassés" doit augmenter au fil des années.

3.2.2. La mortalité par fraude.

Il existe vraisemblablement deux types de fraude dans la pêcherie étudiée : (I) la fraude sur les animaux qui ne passent pas par la criée ; (II) la fraude sur le temps de pêche autorisé au cours de la saison.

Il s'agit ici de deux concepts différents. Dans le premier cas, il faut corriger les captures déclarées par l'intégration des animaux débarqués hors criée. Dans le deuxième cas, il faut corriger l'effort de pêche par la prise en compte d'un estimateur du nombre d'heures supplémentaires. Pour les deux notions, nous ne pouvons introduire que des estimateurs empiriques car l'évaluation directe de la fraude est impossible.

3.2.2.1. La fraude sur les animaux hors criée.

Le nombre d'individus qui ne sont pas déclarés dépend vraisemblablement de plusieurs facteurs :

(I) L'abondance de la population : le nombre d'animaux fraudés doit ainsi augmenter selon l'abondance de la ressource.

(II) Le prix des coquilles Saint-Jacques à la criée : la fraude doit augmenter d'autant plus que le prix à la criée est bas.

(III) La rentabilité des activités annexes de pêche dans la baie : LE GAL LA SALLE (1984) émet l'hypothèse que la fraude augmente au cours des années caractérisées par de mauvais recrutements chez les araignées (Maia squinado) ou chez les seiches (Sepia officinalis) ; à côté de cela, nous devons tenir compte du chalutage, de plus en plus intensif dans la baie depuis quelques années.

Il est difficile de quantifier le mode d'action de chacun de ces trois facteurs d'autant plus qu'ils n'évoluent pas de la même manière au fil des années. En effet, nous avons :

-> Les prix semblent actuellement se stabiliser à des niveaux plus élevés qu'auparavant. Leur rôle dans la détermination de la fraude est négligé dans la mesure où cette étude s'étend sur deux périodes, avant et après l'instauration des criées. Les mécanismes de formation des prix dans les deux cas ne sont pas comparables : il est donc impossible d'appliquer un critère commun pour décrire quantitativement leur influence.

-> Le facteur lié aux activités annexes semble plutôt aléatoire surtout en l'absence d'éléments suffisants sur l'état des autres stocks exploités dans la baie ; la part du chalutage, en tant que chiffre d'affaires et mois d'activité, semble augmenter (BERTHOU et al., 1990). Toutefois, cette activité ne concerne, d'une part, qu'une catégorie particulière de navires et, d'autre part, son augmentation peut être seulement le reflet de l'appauvrissement de la baie en coquilles Saint-Jacques. Pour ces raisons ce facteur sera négligé.

Le seul facteur finalement retenu est l'effet de l'abondance de la population qui présente une tendance régressive depuis plusieurs années.

3.2.2.2. La fraude sur le nombre d'heures de pêche.

Ce type de fraude doit principalement dépendre de deux facteurs : (I) du type des mesures de gestion instaurées : en nombre d'heures de pêche limité, les excès doivent vraisemblablement présenter une tendance croissante ; (II) de l'intensité du système de surveillance pour le respect de la réglementation.

Ces deux facteurs semblent évoluer en sens opposés au fil des années. Le nombre d'heures de pêche a sensiblement diminué pour préserver une ressource en raréfaction progressive ; par contre, la surveillance, par les moyens mis en oeuvre et par la coopération des professionnels eux-même, semble s'intensifier au cours des dernières années.

En l'absence de données quantitatives adéquates, nous pouvons considérer, par simplification, que ces deux facteurs se compensent. De toute façon, ce type de fraude n'intervient pas dans la correction des effectifs capturés, mais uniquement dans l'effort de pêche déployé. Comme il sera vu par la suite (chapitre 3), le fait de négliger cette fraude n'introduit pas de biais dans la méthode d'évaluation des abondances à partir des captures.

3.2.2.3. Synthèse.

En résumé, un seul facteur lié à la fraude est pris en compte, celui de l'abondance de la population. De cette manière, l'expression numérique de la fraude se présente comme celle de la mortalité "par casse". Nous allons ainsi, par hypothèse, fixer un indice de proportionnalité entre le nombre d'animaux fraudés et les captures réglementaires. Si nous désignons par C_d les captures déclarées et par C_{fr} les animaux fraudés, la relation mise au point, conformément aux travaux de VERON (1979) et DAO (1985), est la suivante :

$$C_{fr} = R_{fr} \cdot C_d \quad (2.21)$$

où : R_{fr} = constante de proportionnalité entre C_{fr} et C_d .

BUESTEL (in VERON, 1979) et DAO (1985) estiment que le pourcentage d'individus fraudés au cours de la saison de pêche est égal à 10 % des captures réglementaires et, selon leurs suggestions, nous avons fixé : $C_{fr} = 0,10 \cdot C_d$.

Comme il sera vu par la suite, cette valeur paraît vraisemblable pour les animaux appartenant aux groupes d'âge 3 et plus. Pour les individus qui entrent en phase d'exploitation (groupe 2), le problème se pose différemment.

3.2.3. La mortalité par rejet.

Cette mortalité indirecte ne concerne que les animaux n'atteignant pas la taille réglementaire (102 mm de longueur définie comme la taille selon l'axe antéro-postérieur). Les décès liés aux rejets se réfèrent donc notamment aux animaux du groupe d'âge 2. Ce type de mortalité est négligé pour les plus vieux groupes d'âge (3 et plus) : cette simplification reste sans erreur grave même s'il existe des secteurs dans la baie de Saint-Brieuc où une fraction d'animaux n'atteint toujours pas la taille réglementaire à l'âge de 3,5 ans (groupe 3) (DAO, comm. pers.; cf. chapitre 7).

L'estimation de la mortalité par rejet nécessite le déroulement d'une expérience adaptée : comme cela est signalé par LAUREC et al. (1983), la connaissance du nombre d'animaux rejetés n'offre pas un indice suffisant pour estimer le pourcentage de décès. Il existe des exemples de stocks où l'ensemble des individus rejetés dans l'eau sont soumis à cette mortalité alors que cette constatation n'est pas vraie dans d'autres cas (p.ex. langoustine, *Nephrops norvegicus*).

En l'absence d'opération d'évaluation directe de cette mortalité, nous devons nous contenter de l'estimer empiriquement en tenant compte de plusieurs pourcentages possibles de décès des animaux rejetés. Les seules données disponibles à ce propos sont des résultats sur la distribution des tailles des coquilles Saint-Jacques recueillis au cours de la saison de pêche 1985/86.

3.2.3.1. Les données sur la distribution des tailles.

Durant le mois de janvier 1986, au cours de la fermeture de la pêche, des échantillonnages ont été réalisés par l'IFREMER et le Comité d'Expansion Economique (C.E.E.) des Côtes-du-Nord à bord des navires de pêche "AQUILON" et "DRAKKAR". Ces prélèvements ont permis de disposer d'une estimation de la longueur moyenne des animaux du groupe d'âge 2 (2,5 ans) ainsi que de son écart type sur plusieurs secteurs de la baie de Saint-Brieuc. Ces données apparaissent dans le tableau 2.2 et la figure 2.4.

TABLEAU 2.2			
DONNEES SUR LA DISTRIBUTION DES TAILLES			
SECTEUR	EFFECTIF	\bar{x}	s
Caffa	47	104,957	4,201
Les Hors	51	101,863	7,091
La Mauve	50	97,040	5,417
Platières	17	113,765	5,345
Rohein	50	106,300	6,065
Petit-Léjon	50	104,680	6,374
Comtesses	50	105,700	7,509

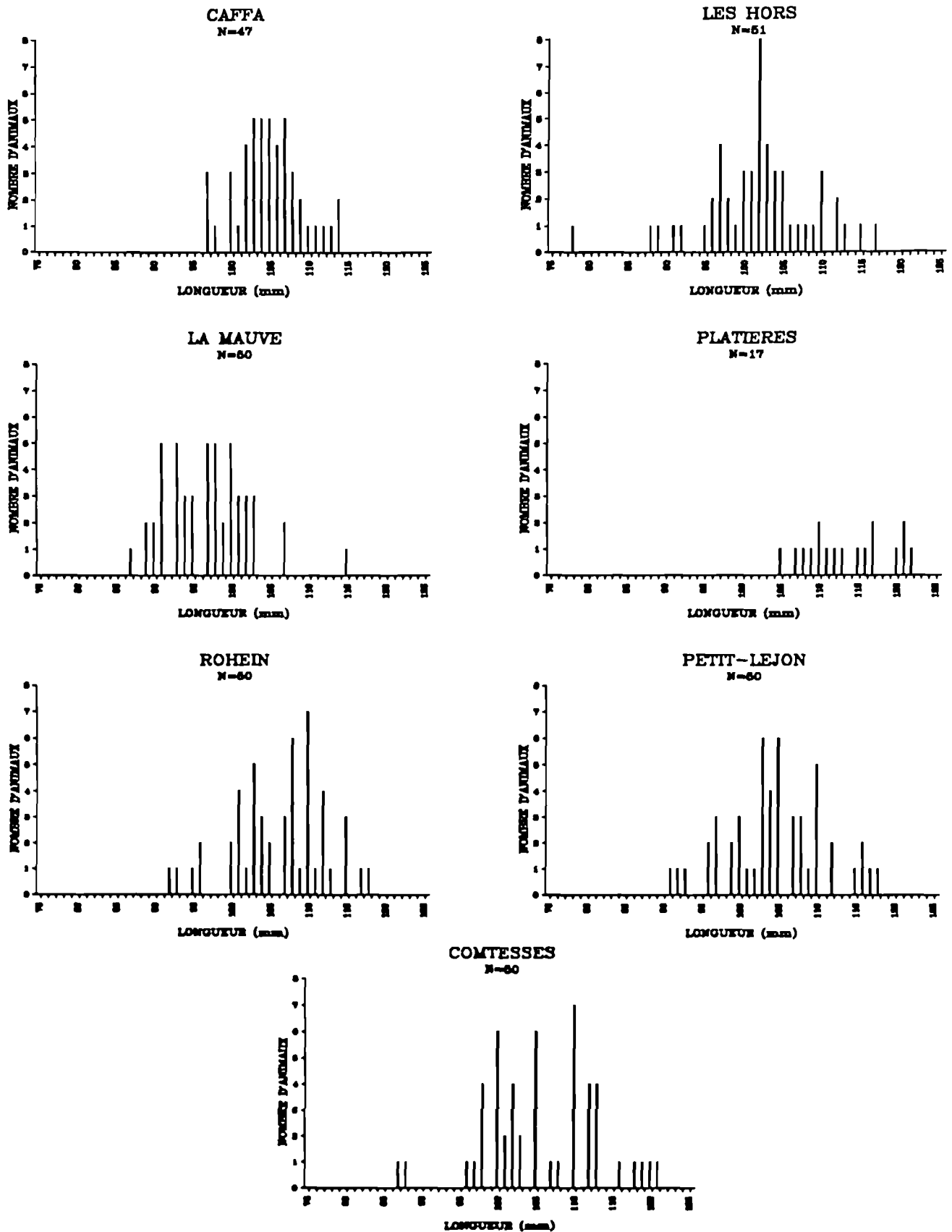


Figure 2.4. Données utilisées pour le calcul de la mortalité par rejet. Distribution de fréquence des longueurs des coquilles Saint-Jacques du groupe d'âge 2 dans sept secteurs de la baie de Saint-Brieuc.

3.2.3.2. Hypothèses pour le calcul de la mortalité par fraude et par rejet du groupe d'âge 2.

Il est évident que la mortalité par rejet concerne les individus du groupe d'âge 2 d'une longueur inférieure à la taille réglementaire de 102 mm. Pour calculer cette mortalité, il est supposé que ses composantes diffèrent selon la classe de taille à laquelle appartient un animal.

Dans une revue récente du même sujet, FIFAS (1991) a considéré qu'un individu est soumis à trois courbes logistiques, la première décrivant la sélectivité de la drague, les deux autres les étapes de tri manuel effectué à bord (annexe I). Dans ce travail, l'approche est plus simple : travaillant sur les animaux du groupe d'âge 2 et sur le maillage de 72 mm, nous considérons que la transition d'une classe de taille à une autre s'effectue en "lame de couteau". Plus précisément :

(I) Bien que la taille réglementaire soit de 102 mm, il est connu (DAO, comm. pers. ; témoignages des professionnels) que la taille de tri effectivement appliquée à bord par les pêcheurs est inférieure à 102 mm. Cette taille est ici appelée longueur minimale présentée en criée. Nous avons fixé arbitrairement cette taille à 5 mm au-dessous de la taille réglementaire, c'est-à-dire à 97 mm. En résumé, tout animal compris entre 97 et 102 mm est soumis aux mêmes types de mortalité que les plus gros animaux (mortalité par pêche réglementaire, "casse", fraude) ; ces individus ne sont pas rejetés.

(II) Les individus inférieurs à la longueur de 97 mm ne peuvent pas être présentés en criée car ils sont visiblement plus petits que 102 mm et sont ainsi facilement repérables lors d'un contrôle par le chargé des Affaires Maritimes. Ces animaux sont donc soit fraudés, soit rejetés. Cependant, tout animal inférieur à 97 mm ne peut pas être fraudé ; si un individu est visiblement trop petit, la chance pour qu'il soit fraudé sans être mis en noix (ce qui est le cas en hiver où le fraudeur n'a pas le temps de décortiquer les coquilles) est nulle. La taille limite de fraude est ici appelée longueur minimale de fraude et est fixée, par hypothèse, à 5 mm au-dessous de la longueur minimale présentée en criée, c'est-à-dire à 92 mm. En résumé, tout individu compris entre 92 et 97 mm est soit fraudé, soit rejeté.

(III) Une dernière classe est constituée des individus inférieurs à la taille minimale de fraude (92 mm). Ces animaux sont soumis uniquement à la mortalité par rejet.

La figure 2.5 présente l'ensemble des hypothèses évoquées précédemment.

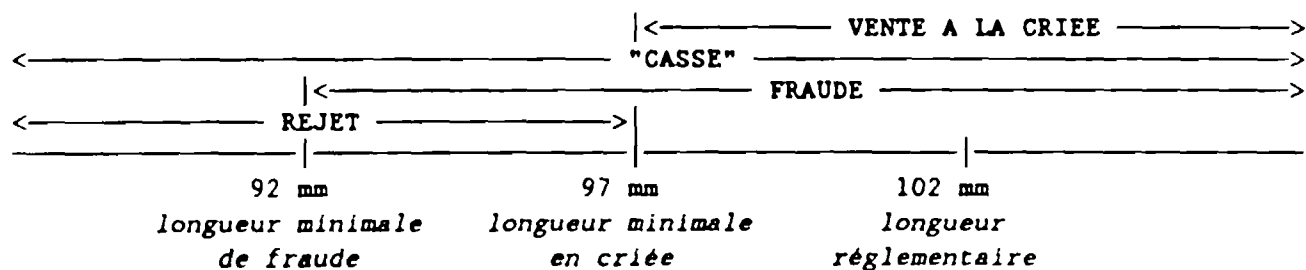


Figure 2.5. Illustration des différentes composantes de mortalité par pêche pour les animaux du groupe d'âge 2 selon la classe des tailles.

3.2.3.3. La formulation du problème par application des notions de probabilités.

Nous acceptons le principe de proportionnalité entre le nombre d'animaux fraudés et rejetés d'une part, les captures réglementaires d'autre part (comme dans les paragr. 3.2.1 et 3.2.2.3) et nous écrivons :

$$C_{fr2} = R_{fr2} \cdot C_{\ell} \quad (2.22)$$

où : C_{fr2} = nombre d'animaux du groupe d'âge 2 soumis à une mortalité soit par fraude, soit par rejet ; C_{ℓ} = captures déclarées du groupe 2 ; R_{fr2} = constante correspondant à un indice de proportionnalité entre C_{fr2} et C_{ℓ} .

Pour le calcul empirique de la valeur de R_{fr2} nous procédons comme suit :

Soit p_1 , p_2 les probabilités pour qu'un individu soit supérieur à 97 mm et compris entre 92 et 97 mm, respectivement.

-> Les animaux appartenant à la première classe ($x \geq 97$ mm) sont soumis uniquement à la mortalité par fraude ; si nous appliquons l'indice R_{fr} utilisé pour les plus vieux groupes d'âge (égal à 0,10 ; paragr. 3.2.2.3), la contribution de cette catégorie d'animaux à la mortalité étudiée est donnée par :

$$p_1 \cdot R_{fr} = p_1 \cdot 0,10 \quad (2.23)$$

-> Les individus inférieurs à 92 mm sont soumis seulement à la mortalité par rejet. Toutefois, la totalité d'animaux rejetés dans l'eau ne décèdent pas ; si nous désignons par S_{rej} le taux de survie de coquilles rejetées, la contribution de cette classe à la mortalité étudiée est égale à :

$$(1 - p_1 - p_2) \cdot (1 - S_{rej}) \quad (2.24)$$

-> Les animaux de la classe de 92 à 97 mm sont soumis à la mortalité par rejet et, dans la mesure où ils ne sont pas rejetés, subissent une mortalité par fraude. Soit R_{rej} la fraction d'individus de cette classe qui sont rejetés ; la contribution de cette catégorie à la mortalité est exprimée par :

$$p_2 \cdot R_{rej} \cdot (1 - S_{rej}) + p_2 \cdot (1 - R_{rej}) \quad (2.25)$$

A la suite de ces précisions, le facteur de proportionnalité R_{fr2} peut être présenté par :

$$R_{fr2} = \frac{p_1 \cdot 0,10 + p_2 \cdot R_{rej} \cdot (1 - S_{rej}) + p_2 \cdot (1 - R_{rej}) + (1 - p_1 - p_2) \cdot (1 - S_{rej})}{(1 - S_{rej}) - p_1 \cdot (0,9 - S_{rej}) + p_2 \cdot S_{rej} \cdot (1 - R_{rej})} \quad (2.26)$$

Il est ensuite possible d'estimer la constante R_{fr2} ; pour cela, il suffit de connaître les probabilités p_1 , p_2 et de fixer les valeurs du taux de survie des rejets (S_{rej}) et de la fraction d'individus rejetés (R_{rej}).

3.2.3.4. Résultats numériques.

Les valeurs de probabilité demandées sont calculées à partir des données de la distribution des longueurs sur les différents secteurs (tableau 2.2). Si nous nous plaçons dans le cas de validité des distributions gaussiennes, il est facile d'estimer ces probabilités par secteur géographique. Les résultats apparaissent dans le tableau 2.3.

Ces résultats mettent en évidence une forte variabilité spatiale de la croissance des animaux. En l'absence de données relatives à la répartition de l'effort de pêche sur plusieurs années, nous devons nous contenter d'un résultat unique des valeurs des probabilités p_1 , p_2 sur l'ensemble de la baie. Pour obtenir une meilleure estimation de celles-ci, nous avons pondéré par secteur géographique. Le pondérateur utilisé (w_i), présenté dans le tableau 2.3, fait appel aux captures par secteur i sur un ensemble de cinq années consécutives.

Pour l'ensemble de la baie, l'estimateur de la probabilité p_1 (et p_2) est fourni par :

$$p_1 = \sum_{i=1}^n p_{1i} \cdot w_i \quad (\text{et } p_2 = \sum_{i=1}^n p_{2i} \cdot w_i) \quad (2.27)$$

où : n = nombre de secteurs géographiques.

TABLEAU 2.3			
CALCUL DES PROBABILITES PAR SECTEUR			
SECTEUR i	$p_{1i} = P[x \geq 97]$	$p_{2i} = P[92 < x \leq 97]$	w_i
Caffa	0,9834	0,0166	0,1568
Hors	0,7549	0,1628	0,2694
Mauve	0,5040	0,3198	0,1113
Platières	0,9971	0,0029	0,0784
Rohein	0,9370	0,0539	0,0949
Petit-Léjon	0,8849	0,0918	0,1342
Comtesses	0,8770	0,0866	0,1550
ESTIMATION PONDEREE	$p_1 = 0,8354$	$p_2 = 0,1131$	

Par ces résultats, il est ensuite possible d'estimer la probabilité pour que la taille d'un animal soit inférieure à 92 mm.

Les valeurs de S_{rej} et R_{rej} nécessaires pour la simulation ne sont pas connues en l'absence d'expérience spécifique. Nous sommes donc obligés de prendre en compte plusieurs valeurs plausibles de ces deux estimateurs et de considérer toutes les combinaisons possibles.

-> Pour le taux de survie des rejets, S_{rej} , deux cas extrêmes sont exclus : en effet, il est improbable d'avoir une mortalité de 0 ou de 100 % sur les individus rejetés. Nous avons ensuite fixé arbitrairement trois valeurs de S_{rej} , à savoir : (I) 0,25 ; (II) 0,50 ; (III) 0,75.

-> Pour la fraction d'animaux rejetés, R_{rej} , de la classe comprise entre 92 et 97 mm, nous avons pris en considération cinq valeurs possibles : (I) 0 ; (II) 0,25 ; (III) 0,50 ; (IV) 0,75 ; (V) 1.

Ces différentes valeurs sont introduites dans la formule (2.26) et cela permet d'obtenir plusieurs estimations du facteur R_{fr2} (tableau 2.4).

TABLEAU 2.4			
VALEURS DU FACTEUR R_{fr2}			
S_{rej}			
R_{rej}	0,25	0,50	0,75
0	0,2350	0,2222	0,2095
0,25	0,2279	0,2081	0,1882
0,50	0,2209	0,1940	0,1670
0,75	0,2138	0,1798	0,1458
1	0,2067	0,1657	0,1246

3.2.3.5. Synthèse.

Par la démarche poursuivie nous avons défini une région des valeurs plausibles du facteur de proportionnalité R_{fr2} s'étendant de 0,12 à 0,23 environ. Nous fixons ensuite arbitrairement trois valeurs de cette constante qui seront utilisées ultérieurement : (I) 0,10 ; (II) 0,15 ; (III) 0,20.

3.2.3.6. Inconvénients de la simulation.

Le calcul appliqué est empirique ; il comporte quelques inconvénients :

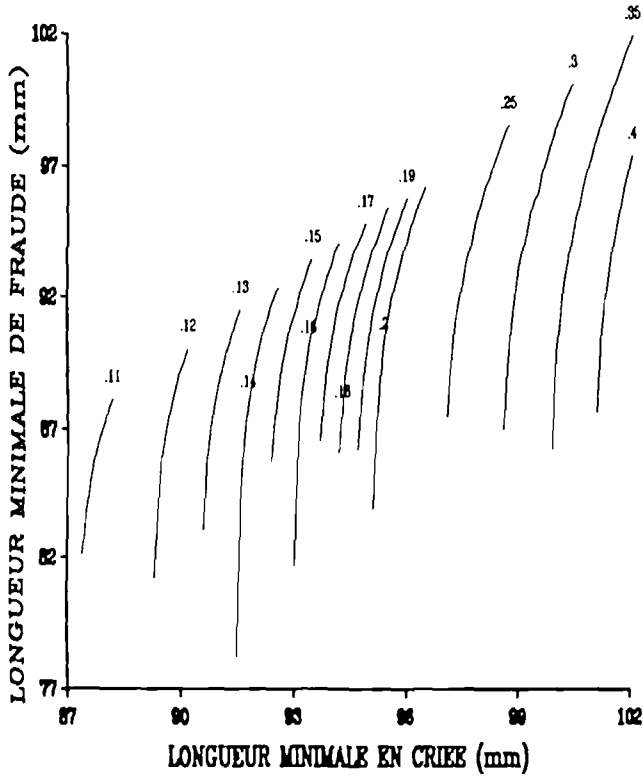
(I) Il est développée sur des données recueillies au cours d'une seule année et nécessite des extrapolations sur les années passées ; il suppose donc la constance des paramètres de croissance.

(II) Il ne distingue pas la mortalité par rejet de celle liée à la fraude ; si cette simplification n'est pas préoccupante, d'un point de vue biologique, il n'en est pas de même d'un point de vue économique.

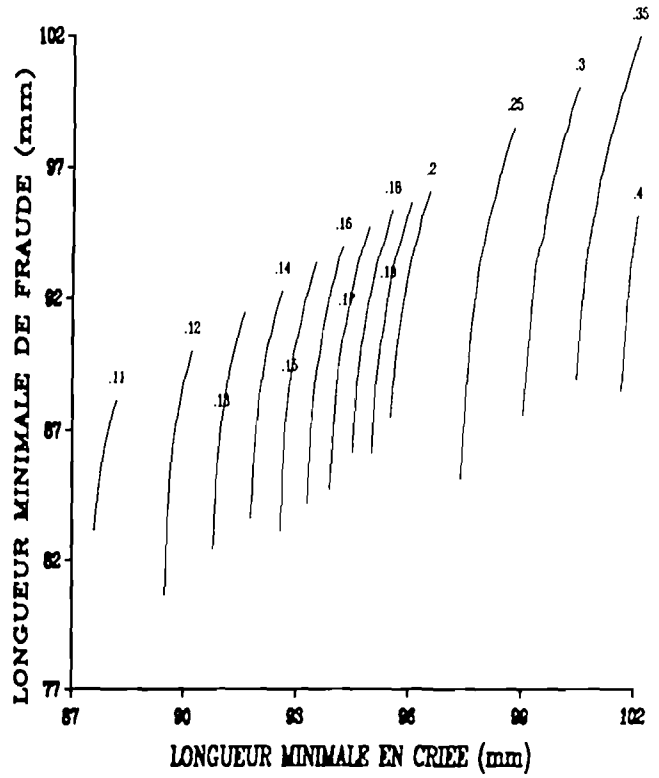
(III) Il fixe arbitrairement les limites des classes de taille pour distinguer les différents sous-ensembles d'animaux selon la mortalité qu'ils subissent.

Sur ce dernier sujet, nous avons étudié la sensibilité de la simulation à la variation des deux longueurs inconnues dans notre calcul, c'est-à-dire de la longueur minimale en criée et de la longueur minimale de fraude. En fixant le taux de survie (S_{rej}) et la fraction des animaux rejetés (R_{rej}) selon les valeurs retenues précédemment (paragr. 3.2.3.4), nous avons tracé des isoplètes de R_{fr2} . Dans la représentation graphique, nous avons exclu les scénarios supposant $R_{rej} = 1$ car, dans ce cas, seule la longueur minimale présentée en criée suffit pour le calcul du facteur R_{fr2} . Les résultats apparaissent dans les figures 2.6 à 2.8.

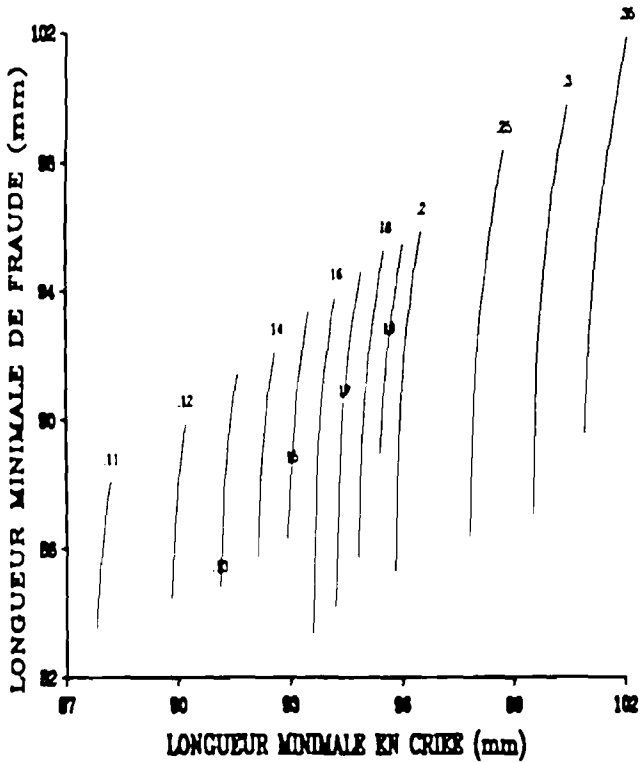
Srej = 0.25 ; Rrej = 0



Srej = 0.25 ; Rrej = 0.25



Srej = 0.25 ; Rrej = 0.50



Srej = 0.25 ; Rrej = 0.75

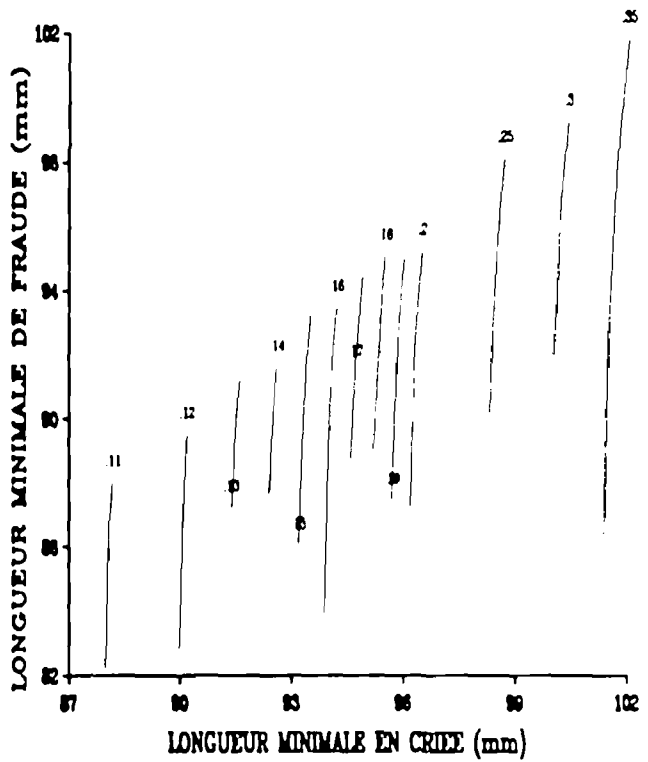
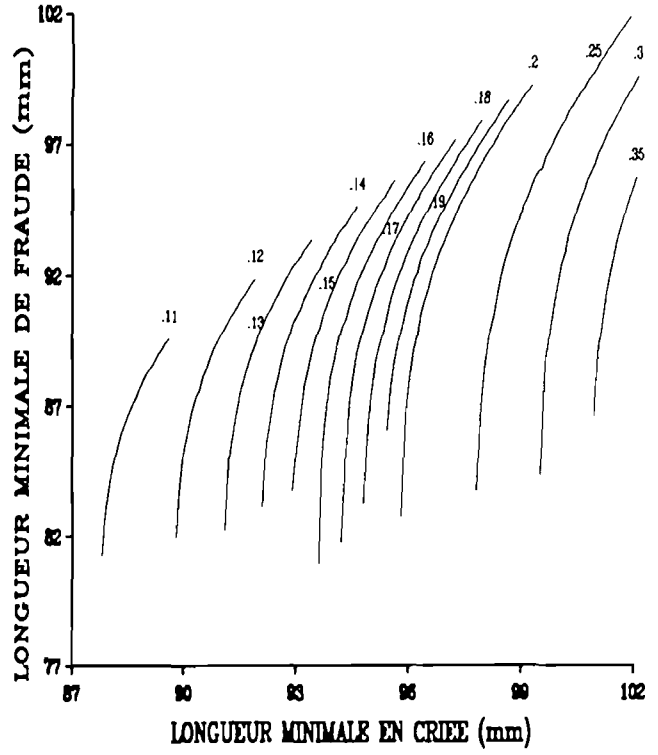
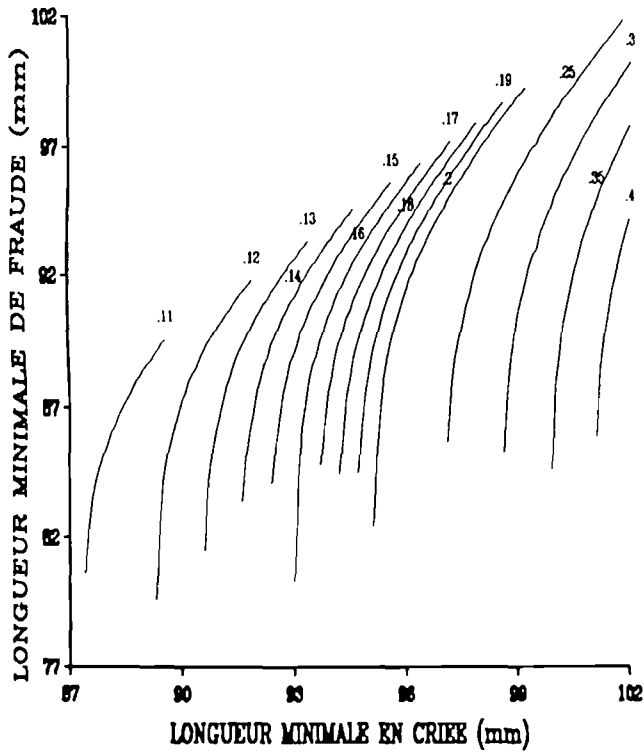


Figure 2.6. Isoplètes du coefficient R_{fr2} en fonction de la longueur minimale en criée et de la longueur minimale de fraude (S_{rej} = taux de survie des rejets ; R_{rej} = fraction d'animaux rejetés). $S_{rej} = 0.25$.

$S_{rej} = 0.50 ; R_{rej} = 0$

$S_{rej} = 0.50 ; R_{rej} = 0.25$



$S_{rej} = 0.50 ; R_{rej} = 0.50$

$S_{rej} = 0.50 ; R_{rej} = 0.75$

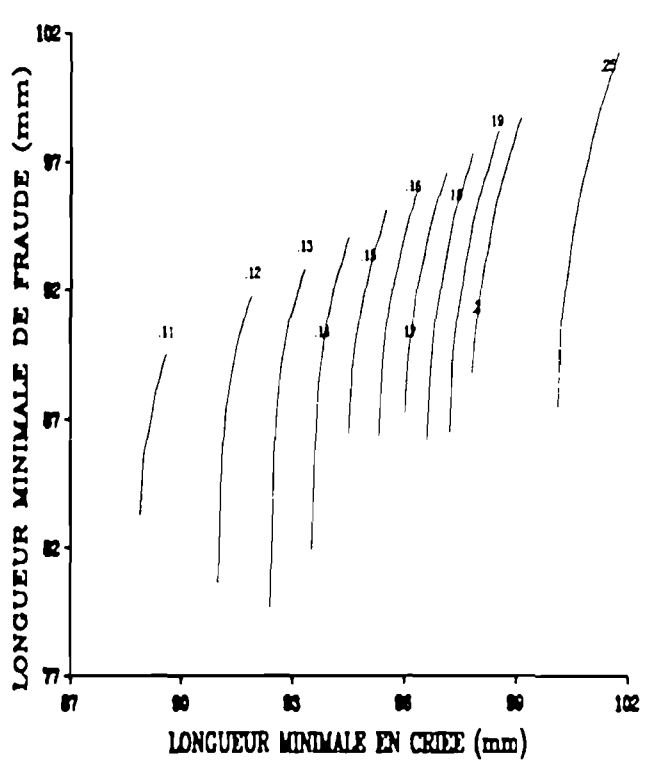
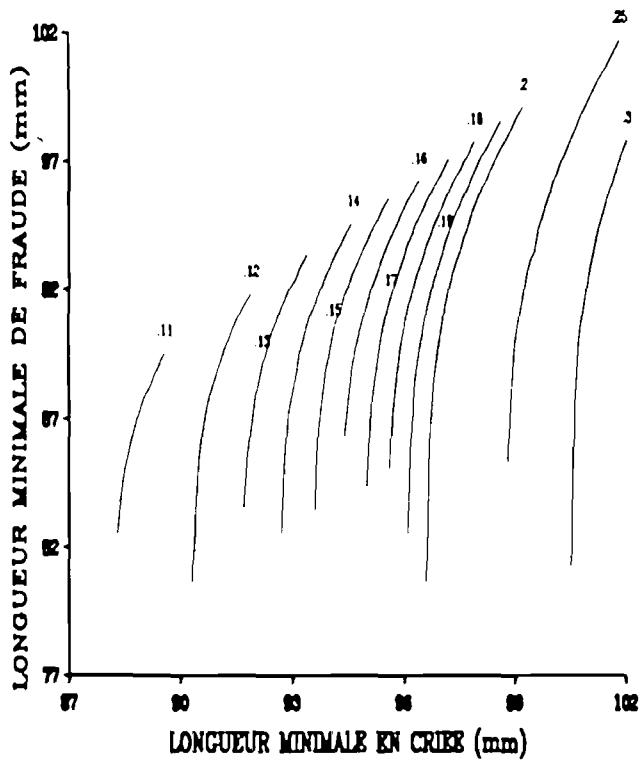
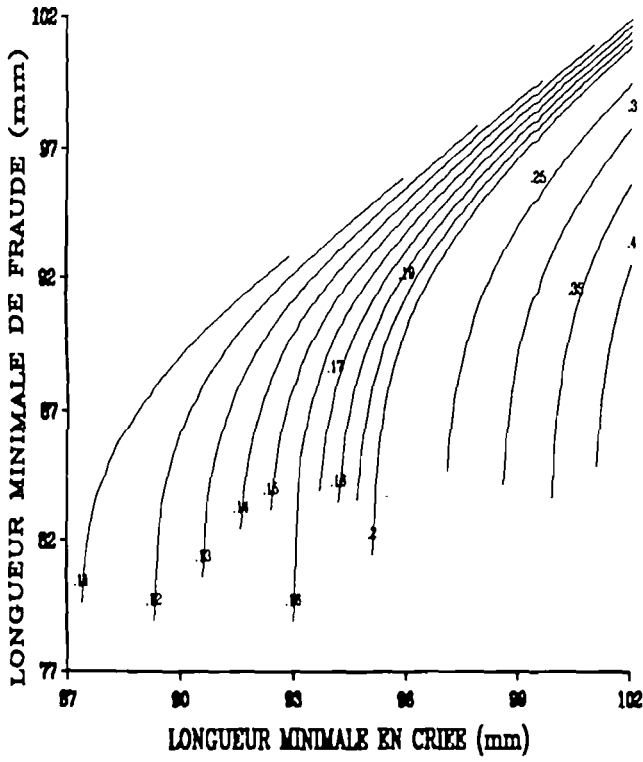
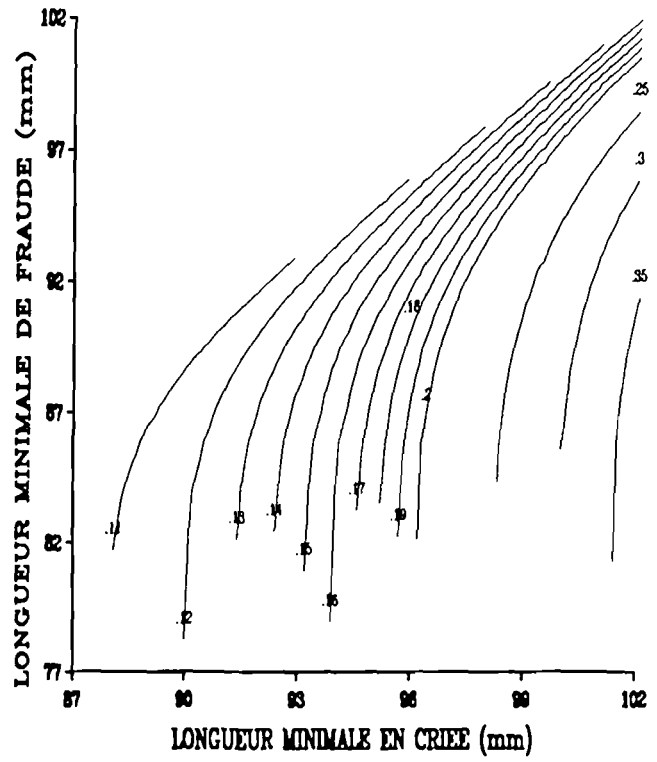


Figure 2.7. Isoplètes du coefficient R_{fr2} en fonction de la longueur minimale en criée et de la longueur minimale de fraude (S_{rej} = taux de survie des rejets ; R_{rej} = fraction d'animaux rejetés). $S_{rej} = 0,50$.

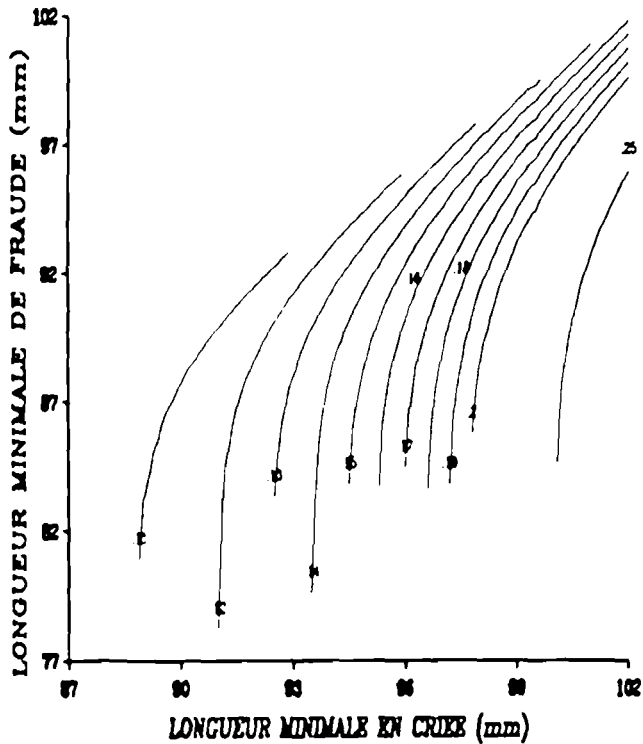
$S_{rej} = 0.75 ; R_{rej} = 0$



$S_{rej} = 0.75 ; R_{rej} = 0.25$



$S_{rej} = 0.75 ; R_{rej} = 0.50$



$S_{rej} = 0.75 ; R_{rej} = 0.75$

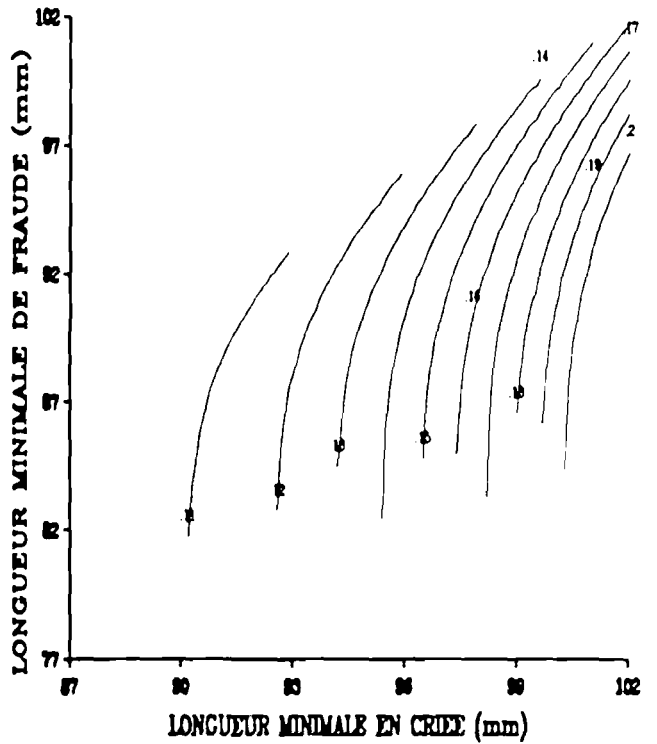


Figure 2.8. Isoplètes du coefficient R_{fr2} en fonction de la longueur minimale en criée et de la longueur minimale de fraude (S_{rej} = taux de survie des rejets ; R_{rej} = fraction d'animaux rejetés). $S_{rej} = 0.75$.

Ces isoplètes ont un sens seulement si la variable des Y (longueur minimale de fraude) est inférieure à la variable des X (longueur minimale en criée). En étudiant les graphiques, il en résulte que les valeurs du facteur R_{fr2} comprises entre 0,10 et 0,20 donnent, en moyen, une approximation satisfaisante.

En conclusion, le calcul bien que basé sur un corps d'hypothèses non vérifiables, donne un ordre de grandeur plausible du coefficient multiplicatif R_{fr2} .

3.2.4. Synthèse sur la mortalité par pêche au cours de la saison de pêche.

Entre les différentes catégories soumises à la mortalité par pêche au cours de la saison de pêche, il existe, par hypothèse, des relations permettant de calculer le nombre d'individus endommagés par la drague (C_c) ainsi que l'effectif fraudé (C_{fr}) ou fraudé et soumis à la mortalité par rejet dans le cas du groupe d'âge 2 (C_{fr2}). Ce calcul est possible, à l'aide des formules (2.20), (2.21) et (2.22), connaissant les captures réglementaires (C_l).

Il est facile à démontrer que les mêmes relations sont aussi valables si on raisonne en terme des coefficients instantanés de mortalité par pêche. C'est-à-dire :

$$F_c = R_c \cdot F_l \quad \text{avec : } R_c = 0,15$$

$$F_{fr} = R_{fr} \cdot F_l \quad \text{avec : } R_{fr} = 0,10 \text{ pour les groupes 3 et plus}$$

$$\text{ou}$$

$$F_{fr2} = R_{fr2} \cdot F_l \quad \text{avec : } R_{fr2} = 0,10 \text{ (ou } 0,15 ; 0,20) \text{ pour le groupe 2.}$$

où : F_l , F_c , F_{fr} (ou F_{fr2}) correspondent aux coefficients instantanés de mortalité par pêche (I) réglementaire ; (II) par casse ; (III) par fraude (ou par fraude et rejet).

On peut aussi écrire :

$$C_t = C_l + C_c + C_{fr} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr})$$

ou

$$C_t = C_l + C_c + C_{fr2} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr2})$$

et :

$$F_t = F_l + F_c + F_{fr} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr})$$

ou

$$F_t = F_l + F_c + F_{fr2} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr2})$$

où : C_t = effectif total d'individus soumis à la mortalité par pêche et F_t = coefficient instantané de mortalité par pêche globale.

3.3. La mortalité par pêche pendant la fermeture de la pêche réglementaire.

Pendant la période d'interdiction de la pêche, il existe toujours des animaux prélevés afin d'être vendus directement ; ceux-ci sont capturés par des bateaux exerçant une activité annexe, essentiellement le chalutage. Il s'agit donc ici d'une mortalité par fraude (définie comme mortalité par fraude estivale). Soit

C_{fre} le nombre d'animaux fraudés en été et F_{fre} le coefficient instantané de mortalité par pêche correspondant.

Pour cette période, les deux autres types de mortalité par pêche indirecte développés auparavant sont négligés :

-> Il n'existe pas de rejets d'animaux ; tout ce qui est pêché est destiné à la vente.

-> La mortalité "par casse" n'est pas prise en compte. L'engin de pêche utilisé en période estivale est essentiellement le chalut de fond qui ne s'enfonce pas dans le sédiment comme la drague, mais balaye la couche superficielle sans provoquer des dégâts significatifs.

L'estimation de cette mortalité présente des difficultés ; s'il paraît plausible de fixer la mortalité par pêche indirecte de l'hiver en fonction des captures réglementaires, il n'y a aucune référence pour la période estivale. De plus, il n'existe pas de travaux déjà réalisés sur ce sujet.

Dans ce travail, nous tentons d'évaluer cette mortalité en formulant des hypothèses qui reposent sur l'estimation de la fraude estivale en fonction de la quantité de la même nature prélevée au cours de la saison de pêche précédente.

L'hypothèse de base pour estimer cette mortalité est que la fraude de la période estivale ne peut pas excéder celle exercée pendant la saison de pêche précédente sur le même groupe d'âge. La relation suivante est supposée valable :

$$C_{fr} \leq C_{fre} \quad (2.28)$$

Ensuite, pour moduler la fraude estivale en fonction de l'hivernale, nous introduisons une relation entre C_{fr} et C_{fre} :

$$C_{fre} = c \cdot C_{fr} \quad (2.29)$$

où $c \leq 1$ au regard de l'hypothèse illustrée par la (2.28).

Note : contrairement à ce qui est évoqué au paragr. 3.2.4, la relation de proportionnalité (2.29) n'est pas valable en terme des coefficients instantanés : $F_{fre} \neq c \cdot F_{fr}$.

La relation (2.29), à l'aide de la (2.21), devient :

$$C_{fre} = c \cdot R_{fr} \cdot C_f \quad (2.30)$$

avec les notations déjà présentées.

Deux cas particuliers doivent, ensuite, être mentionnés :

-> La fraude estivale développée sur les animaux de deux ans est négligée. Ces animaux n'ayant pas encore franchi l'âge de première capture, il paraît impossible de moduler la mortalité qu'ils subissent en été sans aucune référence sur une saison de pêche précédente.

-> Pour le groupe d'âge 3, la fraude estivale est calculée selon une démarche différente que sur les groupes les plus âgés. Ce groupe a été exploité comme groupe 2 au cours de la saison de pêche précédente ; pendant cette saison,

une partie du groupe a été fraudée, une autre a subi la mortalité par rejet. L'ensemble de ces individus est quantitativement représenté par la variable C_{fr2} faisant appel à la constante multiplicative R_{fr2} qui varie, par hypothèse, entre 0,10 et 0,20 (paragr. 3.2.3). En période estivale le problème des rejets ne se pose pas. Ainsi, quelle que soit la valeur du paramètre R_{fr2} injectée au départ, la fraude estivale pour ce groupe d'âge est calculée selon le scénario de valeur maximale de R_{fr2} (c'est-à-dire 0,20).

La relation n'apparaît donc pas ici sous la forme : $C_{fre} = c \cdot R_{fr2} \cdot C_l$ comme pour les plus vieux groupes d'âge, mais :

$$C_{fre} = c \cdot 0,2 \cdot C_l \quad (2.31)$$

Pour le calcul du terme c , il faut tenir compte des plusieurs paramètres qui sont analysés dans la suite.

3.3.1. L'âge des animaux.

Au cours de l'été l'ensemble des animaux au-delà de deux ans sont sexuellement mûrs ("coraillés") et, par conséquent, un bon prix de vente est vraisemblablement assuré pour tous les groupes d'âge. Toutefois, la recherche des coquilles se différencie selon leur âge : la détection des "agrégats" de micro-répartition ("tâches") des individus est plus aisée quand ceux-ci appartiennent à un jeune groupe d'âge qui a connu peu d'années d'exploitation ; par contre, les animaux âgés doivent se répartir de manière plus dispersée. A partir de cette hypothèse, on peut dire que la fraude décroît selon l'âge.

Pour concrétiser cette hypothèse, l'approche appliquée est arbitraire. Soit q_1 le facteur numérique décrivant la décroissance selon l'âge. Il est supposé que sa valeur est comprise entre 0 et 1. Elle est maximale ($q_1 = 1$) pour les animaux du premier groupe d'âge fraudé en été, c'est-à-dire de trois ans, et minimale ($q_1 = 0$) pour le plus vieux groupe représenté dans les captures. Entre ces deux bornes, pour les groupes intermédiaires, la valeur de q_1 est, par souci de simplification, supposée diminuer linéairement en fonction de l'âge.

Si c_m est le groupe d'âge le plus âgé, pour un groupe caractérisé comme c_i au cours de la saison de pêche précédente, la valeur de q_1 est égale à :

$$q_1 = \frac{c_m - c_i}{c_m - 2} \quad (2.32)$$

La (2.32) donne $q_1 = 1$ s'il s'agit du groupe d'âge 3 ($c_i = 2$) et $q_1 = 0$ pour le plus vieux groupe ($c_i = c_m$).

3.3.2. L'abondance des animaux de trois ans.

L'abondance des animaux de trois ans est définie par un indice de qualité de la cohorte qui vient d'être exploitée pour la première fois au cours de la saison de pêche précédente. Il est supposé que cet indice détermine la fraude estivale.

Si cette abondance est bonne, il y a plus d'arguments pour maximiser les prises frauduleuses d'été que lorsqu'elle est moyenne ou faible. Soit q_2 le paramètre décrivant la qualité de la cohorte en question. Si sa valeur est

comprise entre 0 et 1, nous pouvons fixer $q_2=0$ pour une faible abondance et $q_2=1$ pour une abondance élevée. Le critère de "qualification" établi est arbitraire et n'a qu'une valeur relative : la signification d'une cohorte d'une abondance donnée n'est pas la même actuellement, en période de régression de la ressource, qu'en période de progression il y a quinze ans.

Les cohortes sont qualifiées de bonnes ($q_2 = 1$), moyennes ($q_2 = 0,5$) ou mauvaises ($q_2 = 0$) selon l'appréciation des professionnels et d'après les suggestions de DAO (1985) :

$q_2 = 0$ -> mauvaises cohortes : 1974, 1977, 1979, 1986
 $q_2 = 0,5$ -> cohortes moyennes : 1975, 1978, 1980, 1981, 1983, 1984
 $q_2 = 1$ -> bonnes cohortes : 1972, 1973, 1976, 1982, 1985

3.3.3. L'abondance des animaux de deux ans.

La fraude exercée sur les animaux de deux ans est obligatoirement négligée en l'absence d'éléments quantitatifs nécessaires. Toutefois, l'ordre de grandeur de leur abondance est approximativement connu même avant leur capture, grâce surtout aux éléments communiqués sur l'évaluation annuelle de la ressource, mais aussi grâce aux activités annexes de pêche en été. Par hypothèse, l'abondance de ce groupe qui entrera en phase exploitable au cours de la saison de pêche suivante, définit le niveau de la fraude estivale.

Les abondances sont exprimées par un indice de qualité des cohortes comme précédemment. Celles-ci sont caractérisées comme bonnes, moyennes ou mauvaises et un coefficient q_3 , tout comme q_2 , compris entre 0 et 1 est introduit.

3.3.4. Synthèse.

Pour résumer les trois propositions évoquées, le facteur c obtient la forme suivante :

$$c = \frac{1 + q_1 + q_2 + q_3}{4} \quad (2.33)$$

Cette relation a été préférée à $c = (q_1 + q_2 + q_3)/3$ pour éviter le cas d'apparition d'une fraude estivale nulle (cas qui se présenterait si $q_1 = q_2 = q_3 = 0$).

La (2.33) combinée avec la (2.30) donne :

$$C_{fre} = 0,25 \cdot (1 + q_1 + q_2 + q_3) \cdot R_{fr} \cdot C_f \quad (2.34)$$

pour les groupes d'âge 4 et plus, sinon

$$C_{fre} = 0,05 \cdot (2 + q_2 + q_3) \cdot C_f \quad (2.35)$$

pour le groupe 3, à l'aide de la relation (2.31).

Note : il est à remarquer que $C_{fre} = C_{fr2}$ pour les individus de trois ans si $q_2 = q_3 = 1$ (c'est-à-dire si deux bons recrutements apparaissent successivement).

4. SYNTHESE GENERALE ET CONCLUSION.

Le tableau 2.5 résume l'ensemble des estimations réalisées.

TABLEAU 2.5		
PRESENTATION DE L'ENSEMBLE DES ESTIMATIONS		
mortalité indépendante de l'effort de pêche	<u>ensemble de l'année</u> naturelle, M	M égal à $\left\{ \begin{array}{l} 0,15 \\ 0,20 \\ 0,25 \\ 0,30 \end{array} \right.$
mortalité dépendante de l'effort de pêche	<p style="text-align: center;"><u>hiver</u></p> <p>par pêche globale, F_t</p> $F_t = F_\ell + F_c + F_{fr} \quad (\text{Gr } 3+)$ <p>ou</p> $F_t = F_\ell + F_c + F_{fr2} \quad (\text{Gr } 2)$	<p><u>directe</u> : par pêche réglementaire, F_ℓ</p> <p>"par casse", F_c ($C_c = 0,15 \cdot C_\ell$; $F_c = 0,15 \cdot F_\ell$)</p> <p><u>indirecte</u></p> <p>par fraude (Gr 3 +), F_{fr} ($C_{fr} = 0,10 \cdot C_\ell$; $F_{fr} = 0,10 \cdot F_\ell$)</p> <p>par fraude + rejets (Gr 2), F_{fr2} ($C_{fr2} = R_{fr2} \cdot C_\ell$; $F_{fr2} = R_{fr2} \cdot C_\ell$) $R_{fr2} = 0,10; 0,15; 0,20$</p>
	<p style="text-align: center;"><u>été</u></p> <p>par fraude estivale, F_{fre}</p>	<p>F_{fre} est calculé par groupe à partir de : $C_{fre} = c \cdot C_{fr}$ avec c fonction des :</p> <p>(I) groupe d'âge (II) qualité du Gr 2 (III) " " Gr 3</p>

Dans le cas d'une pêcherie où des données sur la structure démographique des captures sont disponibles, la connaissance de la mortalité permet d'obtenir une estimation des abondances de la population aux différents âges. Le problème se présente différemment selon les diverses composantes de la mortalité.

-> L'évaluation du coefficient instantané M, est impossible pour un stock intensément exploité. Dans ce cas, nous sommes obligés de fixer une marge des valeurs plausibles de ce paramètre en fonction des caractéristiques biologiques de l'animal cible.

-> La valeur de M étant fixé, il existe des méthodes d'évaluation de la valeur du coefficient instantané de mortalité par pêche, F (cf. chapitre 3 ; analyse des cohortes).

Le cas le plus simple pour l'estimation des F se présente dans une pêcherie monospécifique exploitée par un engin de pêche unique et standardisé : tel est le cas du stock briochin de coquilles Saint-Jacques. Toutefois, le problème se complique s'il existe plusieurs types de mortalité par pêche qui entrent en jeu :

il s'agit de la mortalité par pêche indirecte. Cette situation est valable pour le stock étudié ici où trois mortalités par pêche indirecte interviennent : elles sont appelées mortalité (I) "par casse"; (II) par fraude (celle-ci étant développée au cours, mais aussi en dehors de la saison de pêche) et (III) par rejet (pour les individus du groupe d'âge 2). Une estimation directe de ces dernières est impossible. Il existe néanmoins des méthodes de simulation fixant des relations plausibles entre la mortalité par pêche réglementaire et ses composantes indirectes. Cette voie a été empruntée ici.

Il n'est pas possible de vérifier si les valeurs et les relations présentées dans ce chapitre sont vraies : les démarches poursuivies sont empiriques. Toutefois, le travail qui est développé, à partir de l'analyse des cohortes, permet, avec une marge d'incertitude, d'acquies une idée sur le caractère plausible des paramètres de la mortalité.

CHAPITRE 3 :
L'ANALYSE DES COHORTES.

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION. GENERALITES.</u>	97
1.1. Définition d'une cohorte en halieutique.	97
1.2. Les principes de l'analyse des cohortes.	97
1.3. Historique et avantages de l'analyse des cohortes.	98
2. <u>MATERIELS ET METHODES.</u>	99
2.1. Formulation générale. Les composantes de la mortalité.	99
2.2. Données de base : la structure démographique des captures.	100
2.3. Le taux d'exploitation terminal.	100
2.3.1. Généralités. Définition d'un groupe d'âge +.	100
2.3.2. Hypothèses introduites pour le stock de coquilles Saint-Jacques.	102
2.4. La démarche retenue de l'analyse des cohortes.	104
3. <u>RESULTATS.</u>	106
4. <u>DISCUSSION.</u>	116
4.1. Historique de l'analyse des cohortes de la coquille Saint-Jacques.	117
4.2. Le choix des valeurs injectées pour l'analyse.	117
4.2.1. Le taux d'exploitation terminal.	118
4.2.2. La mortalité naturelle.	120
5. <u>CONCLUSION.</u>	122

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

Les échantillonnages de la structure démographique des captures de la coquille Saint-Jacques réalisés à partir de 1974 permettent d'évaluer les abondances des différents groupes d'âge pour la période considérée. Cette opération est possible grâce à la technique de l'analyse des cohortes.

1.1. Définition d'une cohorte en halieutique.

D'après MESNIL (1980a), LAUREC et LE GUEN (1981) une cohorte en dynamique des populations exploitées est un ensemble d'animaux nés pendant une année donnée et caractérisée par son année de naissance : cohorte de 1976 signifie ainsi l'ensemble d'animaux nés au cours de l'année 1976, etc.

Au fil des années la même cohorte passe d'un groupe d'âge à l'autre : la cohorte de 1976, par exemple, est appelée groupe d'âge 2 pendant la saison de pêche 1978 - 79, puis elle devient groupe d'âge 3 au cours de la saison suivante, etc.

Par simplification, tous les individus constituant une cohorte sont considérés comme étant nés au même instant (MESNIL, 1980b ; LAUREC et LE GUEN, 1981) ; dans le cas des coquilles Saint-Jacques la date de naissance est fixée au 1er juillet.

1.2. Les principes de l'analyse des cohortes.

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

Toutes les expressions mathématiques empruntées pour cette opération, dérivent de deux formules fondamentales :

(I) l'équation de survie :

$$N_{t+Dt} = N_t \cdot \exp(-Z_t \cdot Dt) \quad (3.1)$$

(avec : Dt = durée de l'intervalle de temps considéré ; N_t , N_{t+Dt} = abondance de la cohorte aux instants t et $t+Dt$ respectivement ; Z_t = coefficient instantané de mortalité totale pendant l'intervalle Dt) ;

(II) l'équation des captures :

$$C_t = N_t \cdot \frac{F_t}{Z_t} \cdot (1 - \exp(-Z_t \cdot Dt)) \quad (3.2)$$

(avec : C_t = captures réalisées pendant l'intervalle Dt ; F_t = coefficient instantané de mortalité par pêche pendant Dt).

Pour l'initialisation de l'analyse, il est nécessaire d'injecter arbitrairement, pour un groupe d'âge donné, une valeur de F ; il est possible ensuite, à partir des captures de ce groupe, de générer l'abondance

correspondante. L'analyse se poursuit jusqu'à la reconstitution complète des abondances et des mortalités pour l'ensemble des groupes d'âge de la cohorte.

La méthode séquentielle est fondée sur un principe de rétrocalcul ; il s'agit donc d'une analyse à séquence ascendante. Selon la démonstration de JONES (1961), les erreurs relatives dues au choix arbitraire des valeurs d'initialisation de l'analyse tendent à s'atténuer si la séquence est abordée par les groupes les plus âgés de la cohorte : on parle donc d'une convergence vers les vraies valeurs des paramètres (abondances, mortalités).

En revanche, si l'analyse est effectuée selon une séquence descendante, en commençant par les groupes les plus jeunes, le phénomène inverse se produit ; les erreurs relatives des estimations des abondances et des mortalités pour les âges ultérieurs tendent à s'accroître : on parle donc de divergence (TOMLINSON, 1970).

1.3. Historique et avantages de l'analyse des cohortes.

La connaissance des structures démographiques des captures a amené, dans un premier temps, à parler de la notion de "population virtuelle" ; ce terme désigne la contribution d'une cohorte aux captures tout au long de sa vie et constitue donc la fraction observable de la cohorte (MESNIL, 1980a).

A partir de cette première étape, la recherche halieutique n'a pas été directement orientée vers l'analyse des cohortes, tout au moins sous sa forme actuelle. La première tendance dominante en dynamique des populations exploitées était celle de l'estimation des M et F par régression des Z sur les efforts de pêche (BEVERTON et HOLT, 1956). Toutefois, comme MESNIL (1980a) l'a souligné, cette méthode entraîne souvent l'apparition de biais non négligeables.

L'analyse des cohortes a été développée ultérieurement. Elle a été introduite sous sa forme générale actuelle par GULLAND (1965) (analyse séquentielle des structures démographiques des captures en voie ascendante).

L'analyse des cohortes a été différenciée selon deux voies. Quand il est possible de définir directement l'âge de l'animal étudié, la procédure s'applique sur des groupes d'âge : des méthodes de cette famille ont été mises en place par MURPHY (1965), POPE (1972), etc. Quand la lecture directe de l'âge est impossible, les classes de taille sont décomposées en injectant des valeurs des paramètres de croissance L_{∞} , k : on peut citer, comme exemple, la méthode proposée par JONES (1974, 1976, 1979). La technique utilisée pour le stock de coquilles Saint-Jacques dérive de la première voie.

Dans sa forme actuelle, l'analyse des cohortes est une technique performante. Son succès tient à : (I) la définition simple de son principe ; (II) l'absence de contraintes restrictives sur les valeurs des paramètres injectés pour sa réalisation et (III) surtout la propriété de convergence vers les vraies valeurs des paramètres quand les résultats sont obtenus par séquence ascendante (MESNIL, 1980a).

2. MATERIELS ET METHODES.

2.1. Formulation générale. Les composantes de la mortalité.

Le cas usuel en analyse des cohortes consiste à considérer des intervalles de temps d'une durée d'un an.

Dans le cas de la coquille Saint-Jacques, l'année civile est divisée en deux périodes, l'une correspondant à l'ouverture de la pêche (période hivernale), l'autre à son interdiction (période estivale). L'analyse appliquée ici intègre cette règle. L'intervalle de temps est ici approximativement égal à 6 mois ou 0,5 ans. Cette discrétisation implique que les mortalités intervenant pendant les deux périodes, hivernale et estivale, ne sont pas les mêmes. Une analyse détaillée des mortalités par période est déjà présentée dans le chapitre 2 ; il convient de la rappeler brièvement.

Pendant l'ouverture de la pêche, la population est soumise à quatre types de mortalité : (I) naturelle représentée par le coefficient instantané M ; (II) par pêche réglementaire désignée par le coefficient instantané F_{ℓ} ; (III) dite "par casse" présentée par le coefficient instantané F_c et (IV) par pêche frauduleuse et par rejet des animaux n'atteignant la taille marchande (cas du groupe d'âge 2) décrite par le coefficient instantané F_{fr} (ou F_{fr2}). Ces trois dernières mortalités dépendent de l'exploitation du gisement ; leur somme constitue la mortalité par pêche globale représentée par le coefficient instantané F_t .

Des notations équivalentes sont également utilisées pour les captures par groupe d'âge exprimées en nombre d'individus. A côté des captures réglementaires, désignées par C_{ℓ} , il existe : (I) le nombre d'animaux endommagés par les dragues sur le fond (C_c) ; (II) l'effectif fraudé (C_{fr}) ou fraudé et décédé en raison de son rejet dans l'eau (C_{fr2} , cas du groupe d'âge 2). La somme de ces effectifs correspond aux captures totales désignées par C_t .

En période de fermeture de la pêche, la population subit deux mortalités : (I) naturelle dont le coefficient instantané M est considéré, en première approximation, égal à celui au cours de la saison de pêche et (II) par pêche frauduleuse (dite par fraude estivale) dont le coefficient instantané est désigné par F_{fre} ; l'effectif fraudé par l'influence de celle-ci est désigné par C_{fre} .

Toutes ces composantes de la mortalité figurent dans le tableau récapitulatif 3.1.

A titre de rappel, il convient aussi de préciser :

- R_c , R_{fr} , R_{fr2} correspondent à des constantes appelées coefficients de proportionnalité entre les effectifs : (I) endommagé par les dragues sur le fond ; (II) fraudé (pour les Gr 3 et plus) ; (III) fraudé et décédé par rejet (pour le Gr 2), d'une part, et les captures réglementaires, d'autre part. On a retenu (cf. chapitre 2) :

-> R_c - 0,15
-> R_{fr} - 0,10
-> R_{fr2} - 0,10 (ou 0,15 ou 0,20)

- La valeur de c utilisée pour le calcul des apports frauduleux estivaux est fonction d'un groupe d'âge et d'une année donnée ; elle dépend des : (I) l'âge des animaux ; (II) la qualité de la cohorte ayant trois ans pendant l'été en question

(mise en exploitation pour la première fois au cours de la saison de pêche précédente) et (III) la qualité de la cohorte ayant deux ans pendant l'été en question (mise en exploitation pour la première fois au cours de la saison de pêche suivante).

TABLEAU 3.1	
COMPOSANTES DE LA MORTALITE	
hiver	$\left. \begin{array}{l} \text{mortalité indépendante} \\ \text{de l'exploitation} \end{array} \right\} \text{naturelle (M)} \left\{ \begin{array}{l} 0,15 \\ 0,20 \\ 0,25 \\ 0,30 \end{array} \right.$
	$\left. \begin{array}{l} \text{mortalité liée à} \\ \text{à l'exploitation} \end{array} \right\} \text{par pêche globale (F}_t\text{)} \left\{ \begin{array}{l} \text{par pêche réglementaire (F}_\ell\text{)} \\ \text{"par casse" (F}_c\text{)} \\ C_c = R_c \cdot C_\ell \\ F_c = R_c \cdot F_\ell \\ \text{par fraude (Gr 3+)} \\ \text{(F}_{fr}\text{)} C_{fr} = R_{fr} \cdot C_\ell \\ F_{fr} = R_{fr} \cdot F_\ell \\ \text{par fraude + rejets} \\ \text{(Gr 2) (F}_{fr2}\text{)} \\ C_{fr2} = R_{fr2} \cdot C_\ell \\ F_{fr2} = R_{fr2} \cdot F_\ell \end{array} \right.$
été	$\left. \begin{array}{l} \text{mortalité indépendante} \\ \text{de l'exploitation} \end{array} \right\} \text{naturelle (M)} \left\{ \begin{array}{l} 0,15 \\ 0,20 \\ 0,25 \\ 0,30 \end{array} \right.$
	$\left. \begin{array}{l} \text{mortalité liée à} \\ \text{à l'exploitation} \end{array} \right\} \text{par fraude estivale (F}_{fre}\text{)} \left\{ \begin{array}{l} C_{fre} = c \cdot C_{fr} \\ \text{(Gr 3+)} \\ \text{ou} \\ C_{fre} = 0,2 \cdot C_\ell \cdot c \\ \text{(Gr 2)} \end{array} \right.$

2.2. Données de base : les structures démographiques des captures.

Les structures démographique des captures pour la période 1974 à 1987 sont estimées par échantillonnage en criée (cf. chapitre 1 ; tableau 1.3) ; les effectifs sont exprimés en millions d'individus.

2.3. Le taux d'exploitation terminal.

2.3.1. Généralités. Définition d'un groupe d'âge +.

Comme il a été précisé (paragr. 1.2), l'analyse des cohortes prend en considération les captures réalisées tout au long de la vie de la cohorte, dès son entrée en phase exploitable et jusqu'à son extinction.

Dans la pratique, il est le plus souvent difficile de bien définir la borne supérieure de cette séquence ; le rôle du dernier groupe d'âge est pourtant primordial dans l'analyse puisque le calcul débutera à partir de celui-ci, selon le processus rétroactif.

Pour cela, une nouvelle définition a été mise au point, celle du groupe d'âge +, rappelée par MESNIL (1980a). L'auteur a signalé qu'il est déconseillé d'augmenter excessivement la dimension verticale (nombre de groupes d'âge) d'une cohorte par la prise en compte d'un nombre exagéré de groupes dont la contribution dans les captures est très faible voire nulle : cette option perturberait la capacité de convergence finale de l'analyse.

Pour surmonter cette difficulté, il est préférable de présenter un cumul de captures des vieux groupes d'âge au-delà d'un groupe représenté par une fraction très faible dans les captures totales de la cohorte : cette opération définit le groupe +.

MESNIL (1980a) a ensuite rappelé la notion du "taux d'exploitation final (ou terminal)", désigné par E (ou E+). Celui-ci est défini comme le rapport de deux coefficients instantanés de mortalité, par pêche et totale ; il est ainsi possible d'écrire :

$$E+ = \frac{F_T}{Z_T} \quad (3.3)$$

les notations F_T , Z_T sont utilisées à la place des F_t , Z_t pour différencier le groupe + de plus jeunes groupes.

Toutefois, entre cette approche théorique et la réalité il existe souvent une incompatibilité. A coté du "vrai" groupe d'âge + qui cumule l'ensemble de groupes d'âge de la même cohorte sur plusieurs années, il existe également celui qu'on pourrait appeler "faux" groupe d'âge + : ce dernier intègre l'ensemble de plusieurs cohortes sur une même année. Il s'agit évidemment de deux notions différentes.

Dans la pratique, la seconde voie est souvent empruntée devant la difficulté de définir objectivement l'âge au-delà d'un certain groupe. C'est le cas de la coquille Saint-Jacques briochine où il est empiriquement connu qu'au-delà de six ans il est difficile d'attribuer de manière fiable l'âge exact des animaux car les anneaux de croissance deviennent de moins en moins lisibles. Le problème est encore plus grave quand l'analyse des cohortes utilise des anciennes données, collectées souvent selon des processus et des critères indépendants du traitement et de l'analyse finaux.

Pour ce cas, MESNIL (1980a) a présenté une dérive du taux d'exploitation terminal ; E+ n'est plus représenté par l'équation (3.3), mais par la formule

$$E+ = \frac{F_T}{Z_T} \cdot (1 - \exp(-Z_T \cdot Dt)) \quad (3.4)$$

où : Dt correspond à la durée d'intervalle de temps pris en compte dans l'analyse (pour la coquille Saint Jacques Dt est égal à 6 mois ou 0,5 ans ; voir paragr. 2.1).

Cette deuxième voie est retenue dans ce travail. Le groupe cumul est ici le groupe d'âge 6+.

2.3.2. Hypothèses introduites pour le stock de coquille Saint-Jacques.

En partant donc de l'équation (3.4) et tenant compte des différents types de mortalité susceptibles d'intervenir, il est possible, dans le cas du stock de coquilles Saint-Jacques, de déterminer un "taux d'exploitation terminal réglementaire" (E_{ℓ}^+) ; ce dernier se présente sous la forme suivante :

$$E_{\ell}^+ = \frac{F_T}{(1 + R_c + R_{fR}) \cdot Z_T} \cdot (1 - \exp(-Z_T/2)) \quad (3.5)$$

dans ce cas, F_T est la somme de tous les coefficients instantanés de mortalité par pêche ($F_T = F_{\ell} + F_c + F_{fR}$).

L'analyse des cohortes peut donc commencer par introduction, selon une hypothèse, d'une valeur de E_{ℓ}^+ . Connaissant les valeurs R_c , R_{fR} et le coefficient instantané M , également fixées par hypothèse, il est possible de calculer les valeurs de F_T , Z_T par résolution arithmétique de l'équation (3.5).

Les captures légales ou réglementaires du groupe + (désignées ici par C_L au lieu de C_{ℓ} utilisée pour les vrais groupes d'Age) sont liées à l'abondance N_T du groupe + par la relation :

$$C_L = \frac{N_T \cdot F_T}{(1 + R_c + R_{fR}) \cdot Z_T} \cdot [1 - \exp(-Z_T/2)] = N_T \cdot E_{\ell}^+ \quad (3.6)$$

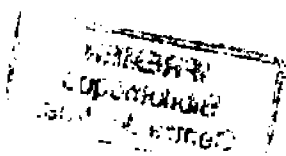
Il est donc possible, à partir de la (3.6), d'évaluer l'abondance N_T du groupe +.

Le cas usuel en analyse des cohortes consiste à introduire un taux d'exploitation terminal indépendant de l'effort de pêche. Dans cette étude l'option retenue n'est pas la même : nous avons fixé par hypothèse un taux d'exploitation terminal réglementaire en se référant à un effort de pêche standard, à savoir 20000 heures de pêche par saison qui correspond à la situation moyenne des années 80. Soit par exemple E_{20} ce taux de référence défini comme dans la formule (3.5). A partir de sa valeur, il est possible de calculer la mortalité par pêche correspondant, désignée par F_{20} . Pour donner ensuite le taux d'exploitation terminal réglementaire correspondant à un effort de pêche quelconque, nous procédons comme suit :

Soit f_T l'effort de pêche en question. Soit encore le cas le plus simple en dynamique des populations exploitées où le coefficient instantané de mortalité par pêche est proportionnel à l'effort de pêche (LAUREC et LE GUEN, 1981) ; cela amène à écrire :

$$F_T = q \cdot f_T \quad (3.7)$$

avec q = constante (appelée "capturabilité").



Connaissant donc le coefficient F_{20} correspondant à l'état standard et en appliquant la formule (3.7), il est possible de calculer la valeur F_T obtenue avec l'effort f_T :

$$F_T = F_{20} \cdot \frac{f_T}{20000} \quad (3.8)$$

Cette valeur de F_T permet d'obtenir ensuite le coefficient instantané de mortalité totale correspondant, Z_T , et le taux d'exploitation réglementaire, E_{g+} (équation (3.5)). Il est finalement possible d'évaluer l'abondance du groupe d'âge +, N_T , comme décrit par l'équation (3.6).

Dans cette étude, deux valeurs du taux d'exploitation terminal réglementaire ont été introduites : selon la première hypothèse, 25 % des individus des 6 ans et plus sont capturés légalement ($E_{20} = 0,25$) ; selon la seconde, ce pourcentage est fixé à 50 % ($E_{20} = 0,50$). Le tableau 3.2 et la figure 3.1 donnent les valeurs les taux d'exploitation E_{g+} correspondant à différentes valeurs de l'effort de pêche et du coefficient instantané de mortalité naturelle M .

TABLEAU 3.2				
TAUX D'EXPLOITATION TERMINAL REGLEMENTAIRE POUR DIFFERENTS EFFORTS DE PECHE				
effort de pêche	M = 0,15		M = 0,20	
	$E_{20} = 0,25$	$E_{20} = 0,50$	$E_{20} = 0,25$	$E_{20} = 0,50$
10000	0,1370	0,3123	0,1371	0,3130
20000	0,2500	0,5000	0,2500	0,5000
30000	0,3432	0,6131	0,3430	0,6121
40000	0,4201	0,6816	0,4195	0,6796
50000	0,4836	0,7232	0,4827	0,7206

(A) $M = 0.15$

(B) $M = 0.20$

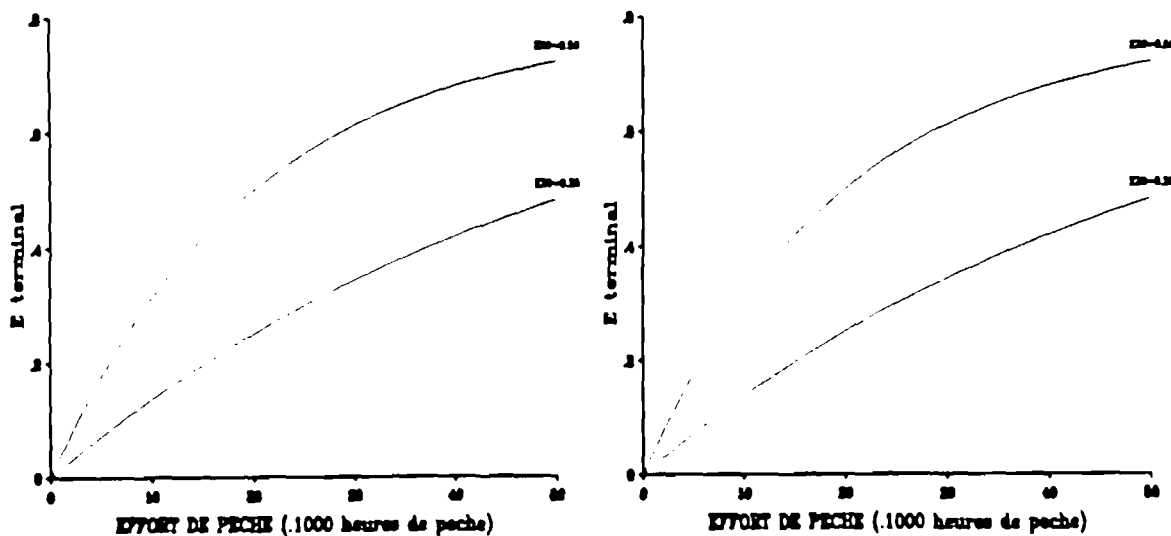


Figure 3.1. Evolution du taux d'exploitation terminal réglementaire en fonction de l'effort de pêche selon deux valeurs de mortalité naturelle.

2.4. La démarche retenue de l'analyse des cohortes.

Le but de ce paragraphe est de montrer la démarche de la version retenue de l'analyse des cohortes. L'opération comprend les étapes suivantes :

(I) Soit une cohorte dont on dispose des estimations des captures réglementaires, C_t , par groupe d'âge t . En rappelant que les animaux appartenant au groupe d'âge t ont, par convention, au début de la saison de pêche un âge moyen égal à $t+1/2$, les données de base se présentent sous la forme :

groupe	2	----->	3	----->	4	----->	5	----->	6+
Age	2,5	3	3,5	4	4,5	5	5,5	6	"6,5"
captures	C_2	-	C_3	-	C_4	-	C_5	-	C_6

Note : l'utilisation des guillemets signifie qu'il ne s'agit pas de l'âge vrai du groupe ; c'est un âge conventionnel car il correspond au groupe +.

(II) A partir de (I), nous pouvons estimer, pour la saison de pêche, les nombres d'individus fraudés (et morts par rejet pour le groupe 2) et "cassés" ; pour cela nous faisons appel aux coefficients multiplicatifs, R_{fr} (ou R_{fr2}) et R_c (paragr. 2.1) :

groupe	2	----->	3	----->	4	----->	5	----->	6+
Age	2,5	3	3,5	4	4,5	5	5,5	6	6,5
fraude + rejets	C_{fr2} $C_2 \cdot R_{fr2}$	-	C_{fr3} $C_3 \cdot R_{fr}$	-	C_{fr4} $C_4 \cdot R_{fr}$	-	C_{fr5} $C_5 \cdot R_{fr}$	-	C_{fr6} $C_6 \cdot R_{fr}$
"casé"	C_{c2} $C_2 \cdot R_c$		C_{c3} $C_3 \cdot R_c$		C_{c4} $C_4 \cdot R_c$		C_{c5} $C_5 \cdot R_c$		C_{c6} $C_6 \cdot R_c$

(III) Il est ensuite possible d'obtenir les nombres d'individus fraudés en période estivale ; pour un âge t donné, cette estimation est fonction de la fraude exercée sur les individus ayant $t-1/2$ ans (saison de pêche précédente), de l'âge t ainsi que des deux recrutements successifs (cf. paragr. 2.1) :

groupe	2	----->	3	----->	4	----->	5	----->	6+
Age	3		4		5		6		
fraude	C_{fre3}		C_{fre4}		C_{fre5}		C_{fre6}		

(IV) Grâce aux étapes II et III, le vecteur des nombres d'animaux capturés est complet. Il se présente sous la forme :

groupe	2	----->	...	----->	1	----->	...	----->	6+
Age	2,5	3	...	t	$t+1/2$	$t+1$...	6	6,5
captures	C_t	$C_{t+1/2}$	C_{t+1}				

en rappelant que :

(1) si t n'est pas entier (période hivernale) :

$$C_t = C_l + C_c + C_{fr} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr}) \quad \text{si } t \neq 2,5 \quad \text{ou}$$

$$C_t = C_l + C_c + C_{fr2} = C_l \cdot (1 + R_c + R_{fr2}) \quad \text{si } t = 2,5$$

(2) si t est entier (période estivale) :

$$C_t = C_{fre}$$

(V) Nous commençons maintenant l'analyse par le groupe + en fixant par hypothèse le taux d'exploitation réglementaire correspondant à l'état standard de 20000 heures de pêche. Soit E_{20} cette valeur supposée ; elle nous permet de calculer les coefficients correspondant F_{20} , Z_{20} (relation (3.5)).

(VI) Connaissant l'effort de pêche f_T exercé sur le groupe + de la cohorte, nous pouvons calculer les coefficients F_T , Z_T (relation (3.8)) et ensuite le taux d'exploitation terminal réglementaire, $E_{\rho+}$. L'estimation de $E_{\rho+}$ nous permet finalement d'obtenir l'abondance, N_T , du groupe + (relation (3.6)).

(VII) L'opération est poursuivie dans le sens ascendant. Soit $C_{T-1/2}$ les captures effectuées sur le groupe précédant le groupe + (il s'agit, dans ce cas concret, des captures à l'âge de six ans ; lorsque cet âge correspond à la période estivale, la quantité $C_{T-1/2}$ équivaut aux seules prises frauduleuses et est estimée selon l'étape III).

La connaissance des $C_{T-1/2}$, N_T nous autorisent d'obtenir les valeurs des coefficients instantanés, $F_{T-1/2}$ et $Z_{T-1/2}$, et l'abondance $N_{T-1/2}$; ceci est possible grâce aux équations :

$$N_T = N_{T-1/2} \cdot \exp(-0,5 \cdot Z_{T-1/2})$$

$$C_{T-1/2} = \frac{N_{T-1/2} \cdot F_{T-1/2}}{Z_{T-1/2}} \cdot [1 - \exp(-0,5 \cdot Z_{T-1/2})]$$

(VIII) On peut maintenant continuer l'analyse à l'âge $T-1$; soit C_{T-1} les captures totales correspondant : il s'agit ici des animaux à l'âge de 5,5 ans capturés au cours de la saison de pêche ; de ce fait, la quantité C_{T-1} intègre les prises réglementaires (données par l'étape I), les prises frauduleuses et les individus décédés par l'action de la drague sur le fond (les deux dernières composantes sont obtenues à l'étape II).

Les formules suivantes sont valables :

$$N_{T-1/2} = N_{T-1} \cdot \exp(-0,5 \cdot Z_{T-1})$$

$$C_{T-1} = \frac{N_{T-1} \cdot F_{T-1}}{Z_{T-1}} \cdot \left[1 - \exp(-0,5 \cdot Z_{T-1}) \right]$$

La connaissance des C_{T-1} , $N_{T-1/2}$ nous aide à estimer les coefficients, F_{T-1} et Z_{T-1} , et l'abondance N_{T-1} . Si, ensuite, nous désirons décomposer la mortalité par pêche globale, décrite par F_{T-1} , nous devons recourir aux coefficients multiplicatifs R_c et R_{fr} .

(IX) L'étape VIII nous permet d'avancer l'analyse à l'âge $T-3/2$ avec les captures $C_{T-3/2}$: dans notre cas, $T-3/2 = 5$ ans et, par conséquent, $C_{T-3/2}$ donne les captures frauduleuses estivales. En recourant donc aux formules présentées dans l'étape VII et en connaissant N_{T-1} , $C_{T-3/2}$, nous pouvons estimer $N_{T-3/2}$, $F_{T-3/2}$ et $Z_{T-3/2}$.

Il est ensuite possible de monter à l'âge $T-2$ qui, dans ce travail, est égal à 4,5 ans. Les prises C_{T-2} sont donc effectuées en saison de pêche et intègrent les débarquements réglementaires, la fraude et la "casse" provoquée par l'engin de pêche. En procédant comme dans l'étape VIII, nous estimons N_{T-2} , F_{T-2} et Z_{T-2} et nous pouvons également décomposer le coefficient F_{T-2} en introduisant les constantes R_c , R_{fr} .

L'analyse pourra donc continuer aux âges $T-j/2$ ($j =$ entier) et jusqu'au moment où $T-j/2 = 2,5$ ans.

3. RESULTATS.

Le choix de diverses valeurs des paramètres a permis de présenter 24 scénarios différents d'analyse des cohortes. Il y a, en effet, quatre solutions retenues pour la valeur de mortalité naturelle ($M = 0,15$ à $0,30$), trois pour le facteur multiplicatif de la fraude et des rejets pour le groupe d'âge 2 ($R_{fr2} = 0,10$ à $0,20$) et deux pour le taux d'exploitation terminal réglementaire ($E_{20} = 0,25$ et $0,50$). L'analyse a été effectuée sur les séries complètes des captures des cohortes nées entre 1972 et 1981 (tableaux 3.3 à 3.12) ; elle a été également étendue sur de plus anciennes cohortes, nées entre 1968 et 1971, sur lesquelles nous ne disposons qu'une information partielle par les enquêtes aux débarquements (tableaux 3.13 à 3.15).

Pour des raisons de commodité, seuls trois scénarios font partie de ce chapitre, à savoir :

- (I) $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$
- (II) $M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$; $R_{fr2} = 0,20$
- (III) $M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$

Nous rappelons que les autres paramètres introduits pour les différentes versions d'analyse, ont les valeurs suivantes :

$R_c = 0,15$ et $R_{fr} = 0,10$ avec les notations déjà utilisées.

Pour l'ensemble des scénarios, les vecteurs des abondances et des mortalités par pêche sont présentés dans l'annexe II.

TABLEAU 3.3 : COHORTE 1972				TABLEAU 3.4 : COHORTE 1973			
âge	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c	âge	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c
2,5	39,929	7,9858	5,9894	2,5	70,892	14,1784	10,6338
3	-	7,9858	-	3	-	10,6338	-
3,5	7,701	0,7701	1,1552	3,5	41,445	4,1445	6,2168
4	-	0,5294	-	4	-	2,3313	-
4,5	4,751	0,4751	0,7127	4,5	19,602	1,9602	2,9403
5	-	0,2376	-	5	-	1,4702	-
5,5	2,374	0,2374	0,3561	5,5	5,930	0,5930	0,8895
6	-	0,1632	-	6	-	0,3336	-
6,5	0,023	0,0023	0,0035	6,5	1,962	0,1962	0,2943
$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,6373$				$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,5109$			
âge	Z_t	F_t	N_t	âge	Z_t	F_t	N_t
2,5	2,0558	1,9058	90,5375	2,5	1,2625	1,1125	232,0426
3	0,7399	0,5899	32,3906	3	0,3372	0,1872	123,4322
3,5	1,3274	1,1774	22,3740	3,5	1,5905	1,4405	104,2800
4	0,2477	0,0977	11,5213	4	0,2555	0,1055	47,0801
4,5	1,9934	1,8434	10,1793	4,5	2,0346	1,8846	41,4339
5	0,2857	0,1357	3,7572	5	0,3647	0,2147	14,9812
5,5	5,5153	5,3653	3,2571	5,5	2,0472	1,8972	12,4840
6	3,4899	3,3399	0,2066	6	0,3106	0,1606	4,4855
6,5	3,5638	3,4138	0,0361	6,5	2,2989	2,1489	3,8404
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,3675$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,2578$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	2,0158	1,8158	94,2353	2,5	1,2005	1,0005	254,4336
3	0,7579	0,5579	34,3940	3	0,3667	0,1667	139,5999
3,5	1,3159	1,1159	23,5455	3,5	1,4548	1,2548	116,2126
4	0,2934	0,0934	12,1943	4	0,2892	0,0892	56,1500
4,5	1,9750	1,7750	10,5307	4,5	1,6959	1,4959	48,5903
5	0,3314	0,1314	3,9228	5	0,3541	0,1541	20,8111
5,5	5,2650	5,0650	3,3237	5,5	1,3762	1,1762	17,4338
6	2,6795	2,4795	0,2390	6	0,2816	0,0816	8,7608
6,5	1,5082	1,3082	0,0626	6,5	1,0235	0,8235	7,6101
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,6360$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,5108$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	2,0178	1,8178	94,1694	2,5	1,2458	1,0458	245,9144
3	0,7590	0,5590	34,3353	3	0,3769	0,1769	131,9047
3,5	1,3193	1,1193	23,4925	3,5	1,5684	1,3684	109,2484
4	0,2937	0,0937	12,1464	4	0,3007	0,1007	49,8693
4,5	1,9867	1,7867	10,4874	4,5	2,0108	1,8108	42,9084
5	0,3328	0,1328	3,8838	5	0,4070	0,2070	15,6999
5,5	5,5095	5,3095	3,2885	5,5	2,0503	1,8503	12,8091
6	3,5108	3,3108	0,2092	6	0,3586	0,1586	4,5953
6,5	3,6749	3,4749	0,0362	6,5	2,3873	2,1873	3,8410

TABLEAU 3.5 : COHORTE 1974			
Age	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c
2,5	3,582	0,7164	0,5373
3	-	0,4478	-
3,5	4,268	0,4268	0,6402
4	-	0,3468	-
4,5	1,687	0,1687	0,2531
5	-	0,1054	-
5,5	5,236	0,5236	0,7854
6	-	0,2291	-
6,5	0,548	0,0548	0,0822
$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,5329$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	0,5397	0,3897	28,3157
3	0,1934	0,0434	21,6191
3,5	0,8114	0,6614	19,6262
4	0,2058	0,0558	13,0810
4,5	0,5597	0,4097	11,8018
5	0,1747	0,0247	8,9210
5,5	3,6079	3,4579	8,1748
6	0,5383	0,3883	1,3460
6,5	2,4701	2,3201	1,0284
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,2742$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	0,5260	0,3260	33,7384
3	0,2366	0,0366	25,9359
3,5	0,7561	0,5561	23,0423
4	0,2467	0,0467	15,7888
4,5	0,5452	0,3452	13,9564
5	0,2210	0,0210	10,6261
5,5	2,7143	2,5143	9,5147
6	0,4068	0,2068	2,4491
6,5	1,0891	0,8891	1,9984
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,5326$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	0,5508	0,3508	31,5373
3	0,2397	0,0397	23,9453
3,5	0,8111	0,6111	21,2407
4	0,2522	0,0522	14,1596
4,5	0,5902	0,3902	12,4823
5	0,2240	0,0240	9,2927
5,5	3,5941	3,3941	8,3080
6	0,5835	0,3835	1,3774
6,5	2,5616	2,3616	1,0288

TABLEAU 3.6 : COHORTE 1975			
Age	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c
2,5	12,189	2,4378	1,8284
3	-	2,1331	-
3,5	3,956	0,3956	0,5934
4	-	0,2720	-
4,5	3,597	0,3597	0,5396
5	-	0,1798	-
5,5	3,046	0,3046	0,4569
6	-	0,1333	-
6,5	0,806	0,0806	0,1209
$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,5692$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,2150	1,0650	41,2330
3	0,3574	0,2074	22,4597
3,5	0,7869	0,6369	18,7841
4	0,1950	0,0450	12,6743
4,5	1,1871	1,0371	11,4968
5	0,2097	0,0597	6,3503
5,5	2,4683	2,3183	5,7183
6	0,3234	0,1734	1,6645
6,5	2,7886	2,6386	1,4159
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,3034$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1083	0,9083	47,1955
3	0,3725	0,1725	27,1167
3,5	0,7237	0,5237	22,5092
4	0,2368	0,0368	15,6755
4,5	1,0253	0,8253	13,9254
5	0,2458	0,0458	8,3398
5,5	1,7489	1,5489	7,3753
6	0,2932	0,0932	3,0761
6,5	1,2111	1,0111	2,6567
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20 ; E_{\ell^+} = 0,5687$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1815	0,9815	44,4049
3	0,3909	0,1909	24,5967
3,5	0,7921	0,5921	20,2294
4	0,2424	0,0424	13,6140
4,5	1,1892	0,9892	12,0598
5	0,2576	0,0576	6,6543
5,5	2,4643	2,2643	5,8502
6	0,3711	0,1711	1,7063
6,5	2,8859	2,6859	1,4173

TABLEAU 3.7 : COHORTE 1976				TABLEAU 3.8 : COHORTE 1977			
Age	C_l	C_{fr}	C_c	âge	C_l	C_{fr}	C_c
2,5	37,435	7,4870	5,6153	2,5	0,530	0,1060	0,0795
3	-	5,6152	-	3	-	0,0662	-
3,5	13,536	1,3536	2,0304	3,5	1,216	0,1216	0,1824
4	-	0,7614	-	4	-	0,0684	-
4,5	6,961	0,6961	1,0442	4,5	2,425	0,2425	0,3638
5	-	0,3480	-	5	-	0,1213	-
5,5	3,676	0,3676	0,5514	5,5	3,521	0,3521	0,5282
6	-	0,1608	-	6	-	0,1981	-
6,5	0,182	0,0182	0,0273	6,5	0,146	0,0146	0,0219
$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5119$				$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5098$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,6104	1,4604	100,7758	2,5	0,2509	0,1009	15,0979
3	0,4269	0,2769	45,0476	3	0,1603	0,0103	13,3181
3,5	1,4605	1,3105	36,3894	3,5	0,4245	0,2745	12,2920
4	0,2422	0,0922	17,5324	4	0,1643	0,0143	9,9413
4,5	1,8772	1,7272	15,5328	4,5	0,9892	0,8392	9,1572
5	0,2725	0,1225	6,0760	5	0,1956	0,0456	5,5842
5,5	4,5327	4,3827	5,3020	5,5	4,5769	4,4269	5,0640
6	0,8718	0,7218	0,5498	6	1,1683	1,0183	0,5136
6,5	2,3067	2,1567	0,3555	6,5	2,2910	2,1410	0,2864
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,2586$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,2570$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,5651	1,3651	106,7488	2,5	0,2862	0,0862	17,8132
3	0,4574	0,2574	48,8086	3	0,2091	0,0091	15,4380
3,5	1,4161	1,2161	38,8302	3,5	0,4437	0,2437	13,9057
4	0,2854	0,0854	19,1280	4	0,2130	0,0130	11,1387
4,5	1,7871	1,5871	16,5841	4,5	0,9628	0,7628	10,0136
5	0,3107	0,1107	6,7861	5	0,2416	0,0416	6,1876
5,5	3,6288	3,4288	5,8096	5,5	3,7633	3,5633	5,4835
6	0,5926	0,3926	0,9466	6	0,7715	0,5715	0,8353
6,5	1,0265	0,8265	0,7038	6,5	1,0204	0,8204	0,5680
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5118$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5098$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,5801	1,3801	105,9351	2,5	0,2896	0,0896	17,1620
3	0,4616	0,2616	48,0758	3	0,2094	0,0094	14,8487
3,5	1,4452	1,2452	38,1679	3,5	0,4541	0,2541	13,3729
4	0,2882	0,0882	18,5300	4	0,2135	0,0135	10,6565
4,5	1,8696	1,6696	16,0431	4,5	1,0054	0,8054	9,5775
5	0,3195	0,1195	6,2996	5	0,2445	0,0445	5,7934
5,5	4,5158	4,3158	5,3694	5,5	4,5623	4,3623	5,1268
6	0,9137	0,7137	0,5615	6	1,2074	1,0074	0,5238
6,5	2,3953	2,1953	0,3556	6,5	2,3793	2,1793	0,2864

TABLEAU 3.9 : COHORTE 1978				TABLEAU 3.10: COHORTE 1979			
âge	C_l	C_{fr}	C_c	âge	C_l	C_{fr}	C_c
2,5	12,196	2,4392	1,8294	2,5	8,477	1,6954	1,2716
3	-	1,5245	-	3	-	1,0596	-
3,5	8,083	0,8083	1,2125	3,5	6,854	0,6854	1,0281
4	-	0,4547	-	4	-	0,4712	-
4,5	3,976	0,3976	0,5964	4,5	3,544	0,3544	0,5316
5	-	0,2485	-	5	-	0,2215	-
5,5	2,312	0,2312	0,3468	5,5	1,818	0,1818	0,2727
6	-	0,1301	-	6	-	0,1023	-
6,5	0,250	0,0250	0,0375	6,5	0,292	0,0292	0,0438
$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5267$				$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5177$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1146	0,9646	44,5291	2,5	0,9672	0,8172	35,3240
3	0,2781	0,1281	25,5038	3	0,2536	0,1036	21,7797
3,5	1,4224	1,2724	22,1932	3,5	1,3887	1,2387	19,1859
4	0,2385	0,0885	10,8982	4	0,2548	0,1048	9,5812
4,5	1,6636	1,5136	9,6730	4,5	1,7139	1,5639	8,4353
5	0,2764	0,1264	4,2103	5	0,2827	0,1327	3,5804
5,5	3,4713	3,3213	3,6669	5,5	2,9421	2,7921	3,1085
6	0,6177	0,4677	0,6464	6	0,4716	0,3216	0,7140
6,5	2,4202	2,2702	0,4747	6,5	2,3505	2,2005	0,5640
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,2695$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,2628$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,0770	0,8770	48,5567	2,5	0,9317	0,7317	39,1311
3	0,3163	0,1163	28,3382	3	0,2927	0,0927	24,5585
3,5	1,3482	1,1482	24,1929	3,5	1,2980	1,0980	21,2145
4	0,2790	0,0790	12,3293	4	0,2913	0,0913	11,0861
4,5	1,5247	1,3247	10,7239	4,5	1,5199	1,3199	9,5833
5	0,3071	0,1071	5,0035	5	0,3066	0,1066	4,4821
5,5	2,6133	2,4133	4,2912	5,5	2,1153	1,9153	3,8451
6	0,4500	0,2500	1,1617	6	0,3677	0,1677	1,3353
6,5	1,0700	0,8700	0,9276	6,5	1,0432	0,8432	1,1110
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5265$				$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{l^+} = 0,5176$			
Age	Z_t	F_t	N_t	Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1010	0,9010	47,5225	2,5	0,9607	0,7607	37,8888
3	0,3204	0,1204	27,4040	3	0,2973	0,0973	23,4366
3,5	1,4047	1,2047	23,3475	3,5	1,3723	1,1723	20,1991
4	0,2843	0,0843	11,5666	4	0,2998	0,0998	10,1703
4,5	1,6571	1,4571	10,0338	4,5	1,7034	1,5034	8,7547
5	0,3228	0,1228	4,3817	5	0,3286	0,1286	3,7354
5,5	3,4594	3,2594	3,7285	5,5	2,9343	2,7343	3,1695
6	0,6621	0,4621	0,6612	6	0,5177	0,3177	0,7308
6,5	2,5108	2,3108	0,4749	6,5	2,4399	2,2399	0,5642

TABLEAU 3.11: COHORTE 1980			
âge	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c
2,5	11,945	2,3890	1,7918
3	-	1,7917	-
3,5	7,948	0,7948	1,1922
4	-	0,5464	-
4,5	3,650	0,3650	0,5475
5	-	0,2281	-
5,5	2,366	0,2366	0,3549
6	-	0,1035	-
6,5	0,004	0,0004	0,0006
$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,4852$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1333	0,9833	42,9633
3	0,3087	0,1587	24,3783
3,5	1,5028	1,3528	20,8919
4	0,2685	0,1185	9,8551
4,5	1,7333	1,5833	8,6170
5	0,2852	0,1352	3,6222
5,5	6,6183	6,4683	3,1409
6	5,2673	5,1173	0,1148
6,5	2,1157	1,9657	0,0082
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,2397$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1218	0,9218	45,7111
3	0,3497	0,1497	26,0873
3,5	1,4854	1,2854	21,9019
4	0,3133	0,1133	10,4214
4,5	1,7302	1,5302	8,9103
5	0,3320	0,1320	3,7513
5,5	6,4616	6,2616	3,1776
6	4,0366	3,8366	0,1256
6,5	0,9533	0,7533	0,0167
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,4853$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,1224	0,9224	45,6909
3	0,3499	0,1499	26,0678
3,5	1,4870	1,2870	21,8842
4	0,3135	0,1135	10,4050
4,5	1,7340	1,5340	8,8954
5	0,3325	0,1325	3,7380
5,5	6,6160	6,4160	3,1655
6	5,2857	5,0857	0,1158
6,5	2,2009	2,0009	0,0082

TABLEAU 3.12: COHORTE 1981			
âge	C_{ℓ}	C_{fr}	C_c
2,5	11,054	2,2108	1,6581
3	-	1,6581	-
3,5	7,212	0,7212	1,0818
4	-	0,4958	-
4,5	3,896	0,3896	0,5844
5	-	0,1948	-
5,5	2,441	0,2441	0,3662
6	-	0,1373	-
6,5	0,363	0,0363	0,0545
$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,3123$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,0360	0,8860	43,1636
3	0,2885	0,1385	25,7136
3,5	1,2358	1,0858	22,2593
4	0,2377	0,0877	11,9992
4,5	1,4294	1,2794	10,6547
5	0,2291	0,0791	5,2136
5,5	2,4072	2,2572	4,6494
6	0,3653	0,2153	1,3954
6,5	1,1846	1,0346	1,1624
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,25$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,1371$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	0,9549	0,7549	49,7223
3	0,3162	0,1162	30,8457
3,5	1,0876	0,8876	26,3344
4	0,2693	0,0693	15,2881
4,5	1,1608	0,9608	13,3621
5	0,2555	0,0555	7,4785
5,5	1,5253	1,3253	6,5816
6	0,2962	0,0962	3,0699
6,5	0,5965	0,3965	2,6472
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ $R_{fr2} = 0,20$; $E_{\ell^+} = 0,3130$			
Age	Z_t	F_t	N_t
2,5	1,0220	0,8220	46,3727
3	0,3293	0,1293	27,8189
3,5	1,2210	1,0210	23,5957
4	0,2830	0,0830	12,8145
4,5	1,4240	1,2240	11,1239
5	0,2764	0,0764	5,4580
5,5	2,4082	2,2082	4,7534
6	0,4132	0,2132	1,4258
6,5	1,2531	1,0531	1,1597

TABLEAU 3.13: COHORTE 1971			
Age	C_l	C_{fr}	C_c
3,5	11,574	1,1574	1,7361
4	-	1,0851	-
4,5	1,724	0,1724	0,2586
5	-	0,1077	-
5,5	1,473	0,1473	0,2210
6	-	0,0644	-
6,5	0,332	0,0332	0,0498
$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$ $E_{l+} = 0,7074$			
Age	Z_t	F_t	N_t
3,5	2,3696	2,2196	22,2490
4	0,5115	0,3615	6,8040
4,5	1,2502	1,1002	5,2686
5	0,2309	0,0809	2,8198
5,5	2,9570	2,8070	2,5124
6	0,3982	0,2482	0,5728
6,5	4,8678	4,7178	0,4694
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$ $E_{l+} = 0,4564$			
Age	Z_t	F_t	N_t
3,5	2,2458	2,0458	23,5407
4	0,5219	0,3219	7,6586
4,5	1,1636	0,9636	5,8995
5	0,2699	0,0699	3,2972
5,5	2,3909	2,1909	2,8810
6	0,3617	0,1617	0,8717
6,5	2,0079	1,8079	0,7275
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$ $E_{l+} = 0,7050$			
Age	Z_t	F_t	N_t
3,5	2,3201	2,1201	23,0609
4	0,5428	0,3428	7,2290
4,5	1,2523	1,0523	5,5107
5	0,2783	0,0783	2,9462
5,5	2,9445	2,7445	2,5635
6	0,4444	0,2444	0,5881
6,5	5,0022	4,8022	0,4709

TABLEAU 3.14: COHORTE 1970			
Age	C_l	C_{fr}	C_c
4,5	6,629	0,6629	0,9944
5	-	0,5800	-
5,5	0,685	0,0685	0,1028
6	-	0,0385	-
6,5	0,022	0,0022	0,0033
$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$ $E_{l+} = 0,6353$			
Age	Z_t	F_t	N_t
4,5	3,6762	3,5262	10,2733
5	1,0653	0,9153	1,6347
5,5	5,0419	4,8919	0,9597
6	1,6019	1,4519	0,0771
6,5	3,5363	3,3863	0,0346
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$ $E_{l+} = 0,3654$			
Age	Z_t	F_t	N_t
4,5	3,6203	3,4203	10,4868
5	1,0737	0,8737	1,7160
5,5	4,4784	4,2784	1,0031
6	1,1475	0,9475	0,1069
6,5	1,4977	1,2977	0,0602
$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$ $E_{l+} = 0,6340$			
Age	Z_t	F_t	N_t
4,5	3,6552	3,4552	10,4456
5	1,0974	0,8974	1,6796
5,5	5,0266	4,8266	0,9703
6	1,6353	1,4353	0,0786
6,5	3,6469	3,4469	0,0347

TABLEAU 3.15 : COHORTES 1968 ET 1969					
(I) COHORTE 1969 (saison 1974 / 75) :					
$C_l = 1,073 ; C_{fr} = 0,1073 ; C_c = 0,1610$					
	M	E_{l+}	F_t	Z_t	N_t
1.	0,15	5,8963	6,0463	1,4457	1,4457
2.	0,20	5,3774	5,5774	1,4823	1,4823
(II) COHORTE 1968 (saison 1974 / 75) :					
$C_l = 0,137 ; C_{fr} = 0,0137 ; C_c = 0,0206$					
	M	E_{l+}	F_t	Z_t	N_t
1.	0,15	0,7244	5,2144	5,3644	0,1891
2.	0,20	0,4849	1,9981	2,1981	0,2825
3.	0,20	0,7219	5,3077	5,5077	0,1898

Remarque : En examinant le tableau des structures démographiques (chapitre 1), nous constatons qu'un inconvénient apparaît pour la cohorte née en 1969 : celle-ci n'est pas représentée, selon les échantillonnages, comme groupe d'âge 6+ aux captures de la saison de pêche 1975 - 76. Elle ne peut donc pas être traitée selon les principes évoqués pour l'ensemble des autres cohortes.

Pour surmonter la difficulté, nous sommes obligés de considérer que l'ensemble des animaux nés en 1969 sont morts à la sortie de la saison de pêche 1974 - 75. L'abondance N_t au début de la saison de pêche est alors calculée par :

$$N_t = (1 + R_c + R_{fr}) \cdot C_M \cdot \exp(M/2)$$

Il s'agit donc ici d'un résultat biaisé car il est difficile d'admettre la disparition totale de tous les individus au-delà d'un certain âge ; toutefois, le problème reste sans incident majeur sur l'ensemble du traitement étant donné que: (I) il s'agit d'une ancienne cohorte où l'absence de données des plus jeunes groupes d'âge ne permet pas de continuer le rétrocalcul ; (II) il s'agit d'un vieux groupe d'âge représenté par une abondance a priori faible.

Les résultats présentés confirment le fait que le stock briochin de coquilles Saint-Jacques est caractérisé par des fortes fluctuations du recrutement annuel (fig. 3.2). Conformément à la remarque de DAO (1985), les évaluations obtenues montrent qu'à partir de l'année 1977, la tendance dominante est l'existence des recrutements moyens voire faibles alors que la période précédente est caractérisée par des fortes abondances des cohortes.

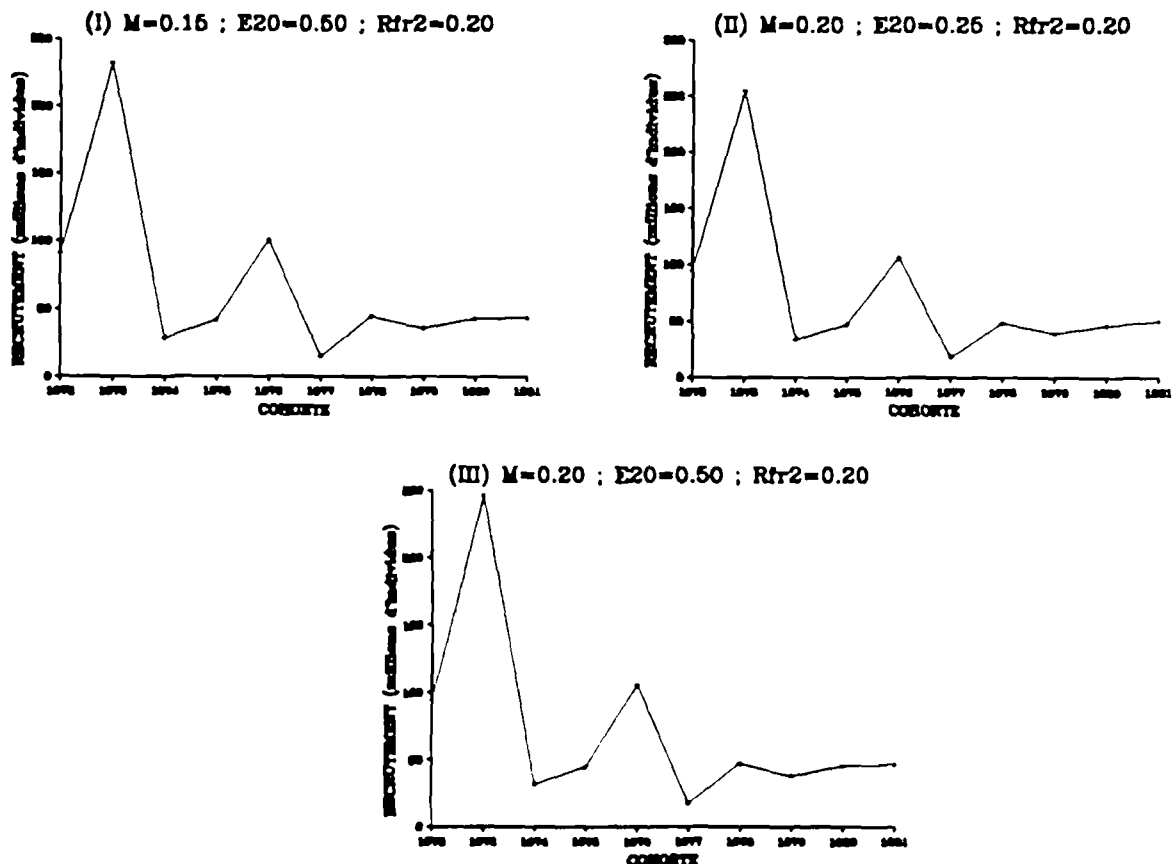


Figure 3.2. Variation du recrutement (défini ici comme l'abondance à l'âge de 2,5 ans) pour les cohortes de 1972 à 1981. Présentation de trois scénarios.

Le diagramme d'exploitation (vecteur des coefficients instantanés de mortalité par pêche) présente, sur l'ensemble des cohortes, une allure croissante selon l'âge (fig. 3.3). Ce fait se manifeste différemment selon le scénario choisi d'analyse des cohortes : l'introduction d'une forte valeur de taux d'exploitation terminal réglementaire ($E_{20} = 0,50$) accentue le phénomène.

Les valeurs des coefficients instantanés de mortalité par pêche globale sont, en général, fortes au cours de la saison de pêche : pour les animaux des groupes d'âge 2 et 3, elles oscillent autour de un ou dépassent souvent cette valeur (à quelques exceptions près ; cohortes 1974, 1977). Par contre, pendant la fermeture de la pêche les valeurs de F sont, dans la plupart de cas, comprises entre 0,1 et 0,2 notamment pour les plus jeunes groupes d'âge.

Il est ensuite possible d'évaluer le tonnage pêché par fraude au cours des étés 1975 à 1984. Il est également intéressant de calculer la quantité fraudée tout au long de la vie de chaque cohorte dont la série complète des captures est disponible (cohortes 1972 à 1981). Ces résultats sont donnés par le tableau 3.16 et par la figure 3.4 (pour le scénario avec : $M = 0,20$; $R_{fr2} = 0,20$; $E_{20} = 0,50$). Il faut signaler que les valeurs obtenues n'ont qu'une validité relative lorsqu'elles paraissent vraisemblables à la lumière des hypothèses établies au départ (cf. chapitre 2) ; cela ne signifie pas nécessairement qu'elles sont vraies.

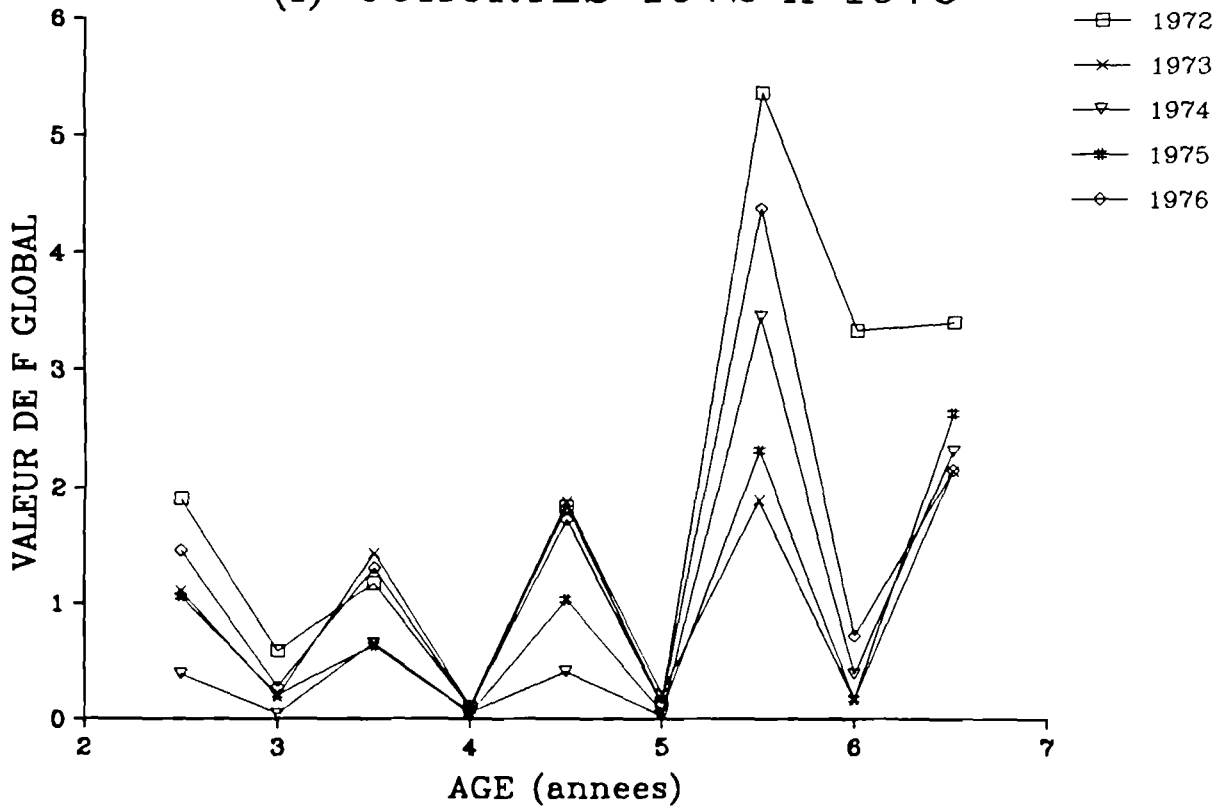
TABLEAU 3.16										
LA FRAUDE ESTIVALE PAR ANNEE ET PAR COHORTE										
$M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$										
été	débarquements (en tonnes)			contribution par groupe d'âge						
	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6						
1975	1544	1216,3	204,1	123,7	0,0					
1976	1755	1623,2	99,7	23,0	8,9					
1977	573	68,4	438,8	50,7	14,9					
1978	742	325,6	65,3	313,9	37,5					
1979	1007	856,6	51,2	22,5	77,0					
1980	245	10,1	143,3	38,4	52,8					
1981	351	232,7	12,9	74,3	30,7					
1982	310	161,8	85,6	25,9	37,1					
1983	461	273,6	88,7	53,1	45,6					
1984	433	253,2	102,9	47,3	30,0					
cohorte	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81
tonnage fraudé	1404	2453	209	446	1111	94	401	321	449	420

Sous la réserve des hypothèses prises en compte, il est à remarquer que :

-> Seuls quatre groupes d'âge sont pris en compte dans cette évaluation : la contribution des individus de deux ans qui n'ont pas encore été exploités est négligée dans le calcul. Toutefois, les valeurs estimées paraissent relativement élevées et présentent 10 à 15 % du tonnage débarqué à la criée.

-> La fraude présente une tendance plus ou moins décroissante au fil des années et semble se stabiliser aux alentours de 300 à 400 tonnes pour les années récentes. Par contre, elle a été probablement très élevée il y a 12 à 15 ans en raison des abondances plus fortes des anciennes cohortes.

(I) COHORTES 1972 A 1976



(II) COHORTES 1977 A 1981

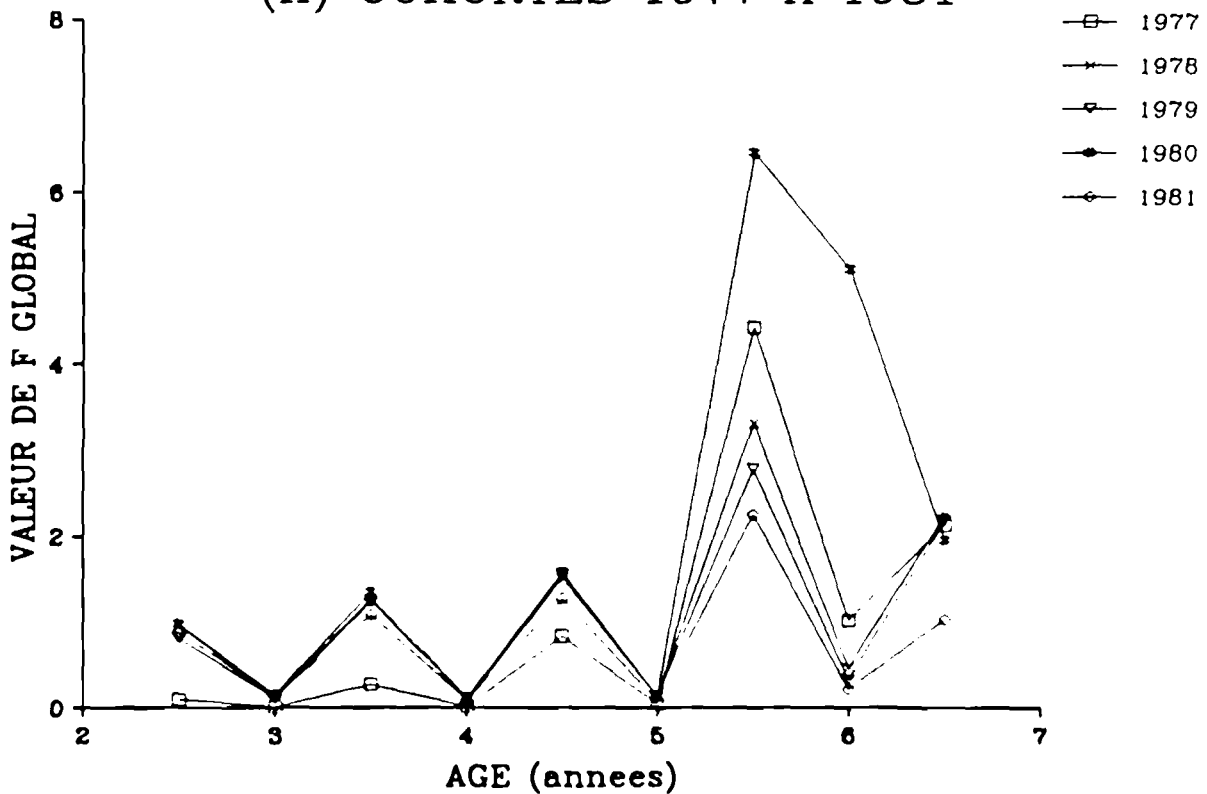


Figure 3.3. Diagrammes d'exploitation obtenus par analyse des cohortes de 1972 à 1981. Paramètres du scénario retenu : $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$.

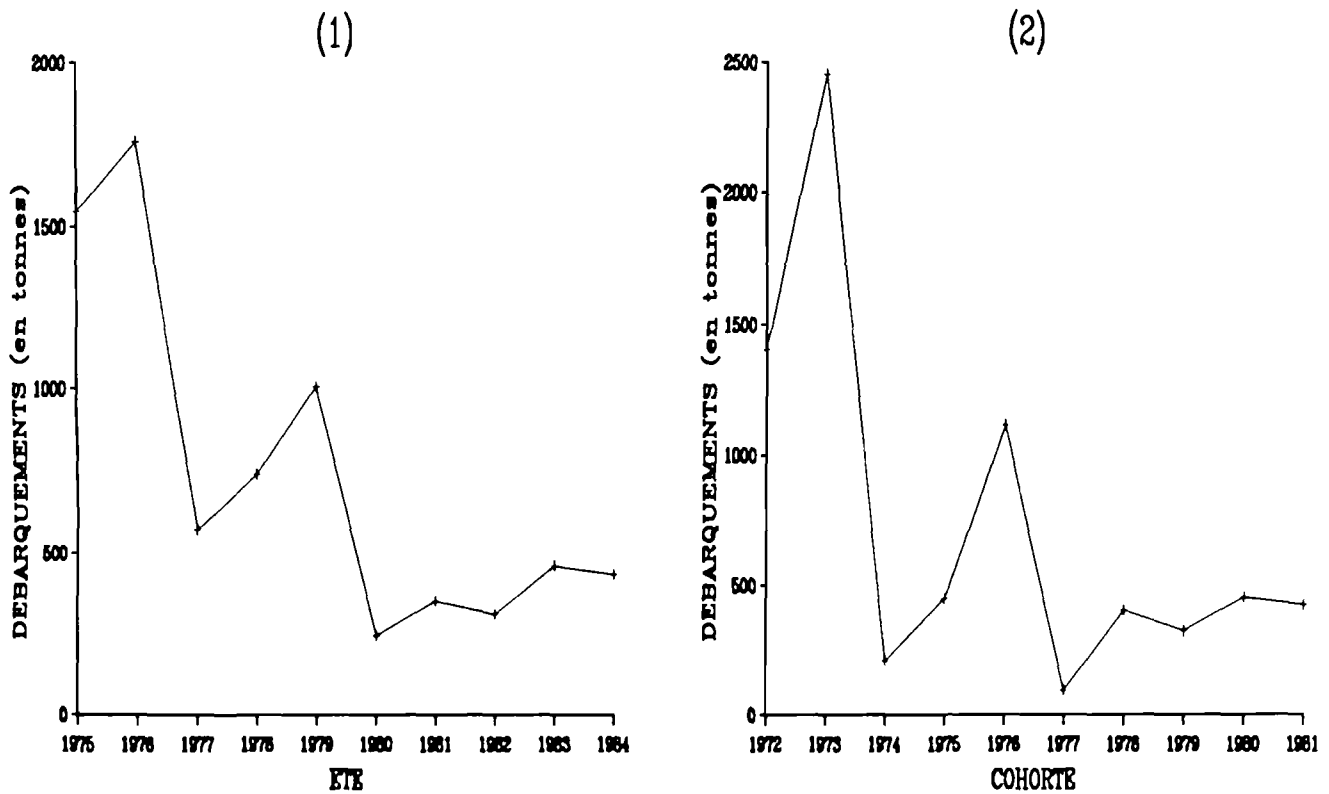


Figure 3.4. Evaluation du tonnage apporté par la fraude estivale selon (1) l'année et (2) la cohorte. Scénario retenu : $M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$.

4. DISCUSSION.

L'analyse des cohortes est la méthode qui a permis pour la première fois d'obtenir des estimations des valeurs du coefficient instantané de la mortalité par pêche sans être obligé de passer par des procédures de régression qui entraînent des biais parfois considérables (GARROD, 1975).

Toutefois, selon le même auteur, cette technique présente trois inconvénients essentiels : (I) une valeur de M doit être supposée connue au départ; (II) il faut admettre que le stock devient disponible au même âge de tous les animaux d'une cohorte et (III) il faut injecter une valeur terminale du coefficient instantané de mortalité par pêche pour initialiser l'analyse.

A côté de ces désavantages, il faut ajouter que l'analyse des cohortes, sous sa forme la plus classique (analyse séparable), ne permet pas d'intégrer des expressions décrivant la variation du régime d'exploitation (DURAND et al., 1983). C'est pourquoi, il est souvent recommandé de procéder à une analyse simultanée de plusieurs cohortes (LAUREC et BARD, 1979) ou, si le recrutement annuel ne fluctue que de peu, d'effectuer une analyse de pseudo-cohorte qui élimine le biais introduit par les variations de l'effort de pêche (SANTARELLI CHAURAND, 1985).

Malgré tous ces inconvénients, la technique retenue dans ce travail autorise l'estimation des abondances et des mortalités par des moyens peu coûteux : il suffit, en fait, de disposer, selon un plan bien défini, des échantillons pour la structure démographique des captures. Pour le stock briochin de coquilles Saint-

Jacques, l'analyse des cohortes a permis, de manière plus complète que toute autre méthode utilisée, d'obtenir des évaluations sur toute la période à partir de 1974.

En raison de l'utilisation d'une procédure de rétrocalcul, la méthode ne permet l'obtention des réponses sur l'état d'une cohorte qu'avec quelques années de retard (LAUREC et al., 1983). L'analyse des cohortes n'est donc pas destinée à apporter des solutions immédiates au sujet de la gestion des ressources biologiques. Il s'agit d'une méthode plutôt descriptive : son intérêt est de valider les paramètres injectés par hypothèse et de confirmer ou d'infirmer si le système de conservation de la ressource était bien établi sur les années précédentes.

4.1. Historique de l'analyse des cohortes de la coquille Saint-Jacques.

Les premiers essais d'évaluation indirecte de l'abondance des cohortes du même stock ont été entrepris par VERON (1979), puis par DAO (1985). VERON a étudié la cohorte pléthorique de 1973 en utilisant le programme "CROCO" adapté par BARD selon la méthode d'analyse des cohortes proposée par MURPHY (1965). DAO a complété l'analyse par la prise en compte de plusieurs cohortes nées entre 1972 et 1979. Les deux auteurs ont intégré dans le calcul de la mortalité par pêche, une mortalité par fraude ainsi qu'une autre dite par "casse". Ils ont considéré que le nombre d'individus fraudés et endommagés par la drague est proportionnel aux captures réglementaires et ont utilisé des coefficients multiplicatifs de 0,10 et 0,15 respectivement, comme dans ce travail. Ils ont introduit une valeur de M égale à 0,20 qui a fait également partie des scénarios retenus dans cette étude.

Les principes évoqués par ces auteurs ont été également retenus dans ce travail avec, néanmoins, quelques différences :

(I) Dans cette étude l'année civile a été subdivisée en deux périodes d'une durée approximative de six mois chacune ; une mortalité par pêche frauduleuse durant la fermeture de la pêche a été ainsi prise en compte.

(II) La mortalité provoquée par le rejet des animaux n'atteignant pas la taille marchande (essentiellement concernant le groupe d'âge 2) a été négligée dans les études antérieures ; elle a été, par contre, prise en compte dans la présente analyse.

(III) Dans le travail de DAO, il est considéré que tous les animaux décèdent à l'âge de six ans ; dans le présent travail, cette troncature n'a pas été retenue et un groupe 6+ a été constituée.

Ces différences ont conduit dans ce travail à des effectifs des cohortes et à des valeurs des mortalités plus élevés que les résultats antérieurs. Il existe, malgré tout, une bonne concordance des résultats des différents types d'analyse pour l'ensemble des années.

4.2. Le choix des valeurs injectées pour l'analyse.

Les scénarios présentés dans ce chapitre ne donnent qu'une idée incomplète sur l'ensemble des combinaisons des paramètres. Pour une étude plus détaillée il serait nécessaire de comparer simultanément toutes les versions d'analyse (annexe II).

Toutefois, les trois cas qui figurent dans ce chapitre peuvent nous conduire à des conclusions assez représentatives. Ils nous permettent de comparer l'impact du changement de deux paramètres essentiels de l'analyse : du taux d'exploitation terminal et du coefficient instantané de la mortalité naturelle.

4.2.1. Le taux d'exploitation terminal.

Le choix de la valeur du taux d'exploitation terminal ("réglementaire" dans cette étude) est primordial pour l'analyse des cohortes. De sa valeur, faible ou forte, dépendra la sur- ou sous-estimation des abondances et inversement des mortalités par pêche pour l'ensemble des groupes d'âge. A cet égard, POPE (1972) avait démontré que l'erreur initiale induite par le F terminal reste toujours du même signe. Cet auteur a proposé une méthode d'analyse des cohortes reposant sur l'hypothèse simplificatrice que tout décès lié à l'exploitation intervient au milieu de l'intervalle de temps. Sa méthode permet d'obtenir une estimation analytique de l'erreur relative de l'abondance d'une cohorte liée au taux d'exploitation terminal ; pour un âge i quelconque, cette erreur, désignée ici par DN_i/N_i , est égale à :

$$\frac{DN_i}{N_i} = \frac{DN_T}{N_T} \cdot \exp \left[- \sum_{j=i}^T F_j \right] \quad (3.9)$$

où : DN_T/N_T = erreur relative à l'estimation de l'abondance du groupe + ayant l'âge T ; F_j = valeurs du coefficient instantané de mortalité par pêche, pour les âges i à T.

Cette formulation implique que : (I) l'erreur reste toujours du même signe que celle du groupe terminal ; (II) l'erreur n'est pas répartie symétriquement autour de la valeur réelle de l'abondance : en comparant deux erreurs relatives de l'abondance du groupe + (DN_T/N_T), l'une positive (E terminal fort), l'autre négative (E terminal faible), équidistantes de la vraie valeur, l'erreur DN_i/N_i dans le premier cas est moins forte que dans le second car la formule (3.9) fait intervenir, sous forme exponentielle, la somme des $-F_j$ ($j = i$ à T) en favorisant ainsi les fortes valeurs de mortalité et, par conséquent, les taux d'exploitation élevés ; (III) la formule (3.9) donne une preuve de la propriété de convergence puisqu'en suivant la séquence vers les groupes les plus jeunes, une nouvelle quantité $-F_j$ est chaque fois ajoutée dans l'exponentielle.

La question suivante se pose : dans le cas où il est impossible de présenter une formule analytique de l'erreur due au taux d'exploitation terminal, les constatations précédentes restent-elles valables ?

MESNIL (1980a) a signalé, à ce propos, que les conclusions obtenues par la méthode de POPE gardent également leur validité pour toute technique généralisée d'analyse des cohortes. Pour la confirmation de cette proposition, nous avons étudié l'impact d'une sur- et d'une sous-estimation du taux d'exploitation terminal réglementaire introduit dans ce travail. Pour la présentation, nous avons choisi la cohorte de 1973.

Supposons que la vraie valeur de E_{20} de cette cohorte est égale à 0,375. Les valeurs de E_{20} retenues dans l'analyse, à titre de rappel 0,50 et 0,25, correspondent donc à des erreurs réparties symétriquement ($\pm 0,125$) autour de la valeur supposée vraie. Est-ce que l'erreur à l'estimation des abondances et des mortalités est aussi répartie symétriquement ou non ? Pour cela, la réponse est

donnée par le tableau 3.17 et la figure 3.5 pour deux valeurs de M (0,15 et 0,20) et pour un facteur multiplicatif R_{fr2} (fraude + rejets) égal à 0,20.

TABLEAU 3.17						
ERREURS RELATIVES LIEES AU TAUX D'EXPLOITATION TERMINAL						
M = 0,15						
$E_{20} = 0,375$			$E_{20} = 0,25$		$E_{20} = 0,50$	
t	N_t	F_t	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$
2,5	234,361	1,098	1,98	- 2,63	- 0,99	1,34
3,5	106,274	1,402	3,75	- 5,11	- 1,88	2,78
4,5	43,145	1,765	7,93	-11,14	- 3,97	6,76
5,5	13,949	1,592	21,01	-23,96	-10,50	19,16
"6,5"	5,095	1,377	49,36	-41,01	-24,62	56,11
M = 0,20						
$E_{20} = 0,375$			$E_{20} = 0,25$		$E_{20} = 0,50$	
t	N_t	F_t	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$
2,5	248,752	1,030	2,28	- 2,88	- 1,14	1,51
3,5	111,570	1,328	4,16	- 5,53	- 2,08	3,03
4,5	44,803	1,691	8,45	-11,55	- 4,23	7,07
5,5	14,350	1,550	21,49	-24,13	-10,74	19,35
"6,5"	5,095	1,398	49,36	-41,09	-24,62	56,47

(A) ABONDANCES

(B) MORTALITES PAR PECHE

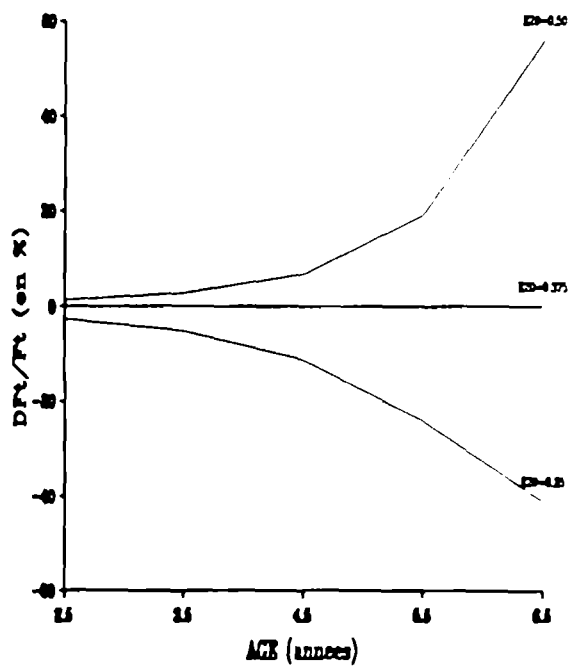
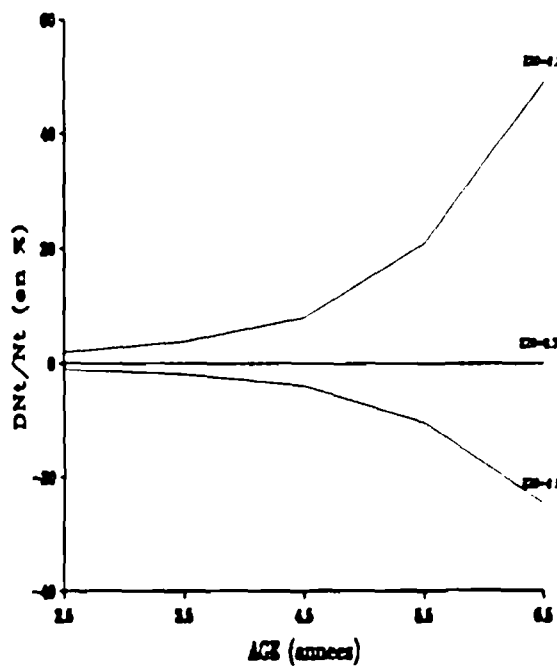


Figure 3.5. Erreur relative (en %) à l'estimation des abondances et des mortalités par pêche due au taux d'exploitation terminal. Exemple de la cohorte 1973.

Les résultats de cette simulation confirment que les principes évoqués par POPE restent valables. D'une part, l'erreur relative, en terme d'abondance ou de mortalité par pêche, reste toujours du même signe qu'au groupe +, tout en étant plus faible (environ deux fois inférieure) quand le taux d'exploitation E_{j+} est fort (0,50). D'autre part, la propriété de la convergence est confirmée : les erreurs diminuent rapidement au sens ascendant conformément à la formulation exponentielle de (3.9) qui fait intervenir, pour un âge t donné, la somme des $-F_j$ ($j = t, t+1, \dots, T$). Les erreurs semblent être aussi légèrement plus faibles pour $M = 0,15$ que pour $0,20$: en examinant les résultats du tableau 3.4, nous constatons que les valeurs de F_t sont légèrement supérieures dans le premier cas.

Il est donc évident, comme MESNIL (1980a) l'a évoqué, qu'une surestimation de E terminal donne des résultats qui convergent mieux que la sous-estimation au sens symétrique. Il convient ensuite de savoir si un taux d'exploitation élevé paraît vraisemblable pour le stock étudié. DAO (1985) a signalé, à ce propos, que la probabilité de décès "par vieillesse" d'une coquille Saint-Jacques briochine est très faible ; ce fait est confirmé par les équipes scientifiques qui n'observent qu'une très faible fraction d'animaux dépassant l'âge des 6 à 7 ans. Les professionnels disent également qu'aucune "tâche" (agrégat de micro-répartition) ne leur échappe. DAO a souligné que cette situation est notamment valable à partir du moment où l'engin de pêche a été renforcée (1977) pour faciliter l'accès aux zones rocheuses qui auparavant n'étaient exploitées qu'accessoirement. Ces éléments indiquent qu'une forte valeur de E terminal réglementaire ($E_{j+} = 0,50$) paraît vraisemblable. Nous avons ensuite retenu la solution d'un groupe d'âge + au lieu d'une option de troncature, en accord avec DURAND et al. (1983).

4.2.2. La mortalité naturelle.

Dans la bibliographie, l'impact d'une valeur erronée du coefficient M est rarement abordé. Même en recourant à la méthode de POPE (1972), il n'existe pas de formulation analytique pour l'erreur commise par l'introduction d'une valeur biaisée de M .

MESNIL (1980a) a remarqué qu'un choix de M par excès se traduit pratiquement toujours par une sous-estimation des F_t aux différents âges et, par conséquent, par une surestimation des effectifs par groupe d'âge : les erreurs sont donc de même signe entre M et N_t et de signe différent entre M et F_t .

Pour étudier ce type d'erreur, nous avons de nouveau choisi la cohorte de 1973. Soit la vraie valeur de M égale à $0,175$. Il faut examiner comment se manifeste pour l'ensemble des groupes d'âge l'erreur introduite par le choix de deux valeurs de M ($0,15$ et $0,20$) réparties symétriquement autour de la valeur supposée vraie :

-> Une surestimation donne-t-elle des meilleurs résultats comparativement à une sous-estimation ?

-> Existe-t-il une convergence tout comme dans le cas du taux d'exploitation terminal ?

Les résultats de la simulation sont donnés par le tableau 3.18 et la figure 3.6. L'opération est effectuée pour deux taux d'exploitation E_{j+} différents ($0,25$

et 0,50) ; dans l'ensemble des cas, la valeur du coefficient multiplicatif R_{fr2} est fixée à 0,20.

TABLEAU 3.18						
ERREURS RELATIVES LIEES A LA MORTALITE NATURELLE						
$E_{20} = 0,25$						
$M = 0,175$			$M = 0,15$		$M = 0,20$	
t	N_t	F_t	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$
2,5	246,494	1,035	- 3,04	3,36	3,22	- 3,32
3,5	113,162	1,292	- 2,57	2,93	2,70	- 2,89
4,5	47,558	1,532	- 2,09	2,38	2,17	- 2,36
5,5	17,154	1,193	- 1,60	1,45	1,63	- 1,44
"6,5"	7,610	0,818	- 0,00	- 0,70	0,00	0,71
$E_{20} = 0,50$						
$M = 0,175$			$M = 0,15$		$M = 0,20$	
t	N_t	F_t	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$	$DN_t/N_t (\%)$	$DF_t/F_t (\%)$
2,5	238,798	1,079	- 2,83	3,11	2,98	- 3,07
3,5	106,711	1,404	- 2,28	2,58	2,38	- 2,56
4,5	42,160	1,848	- 1,72	2,00	1,78	- 1,99
5,5	12,645	1,874	- 1,27	1,26	1,30	- 1,24
"6,5"	3,841	2,168	- 0,01	- 0,88	0,01	0,89

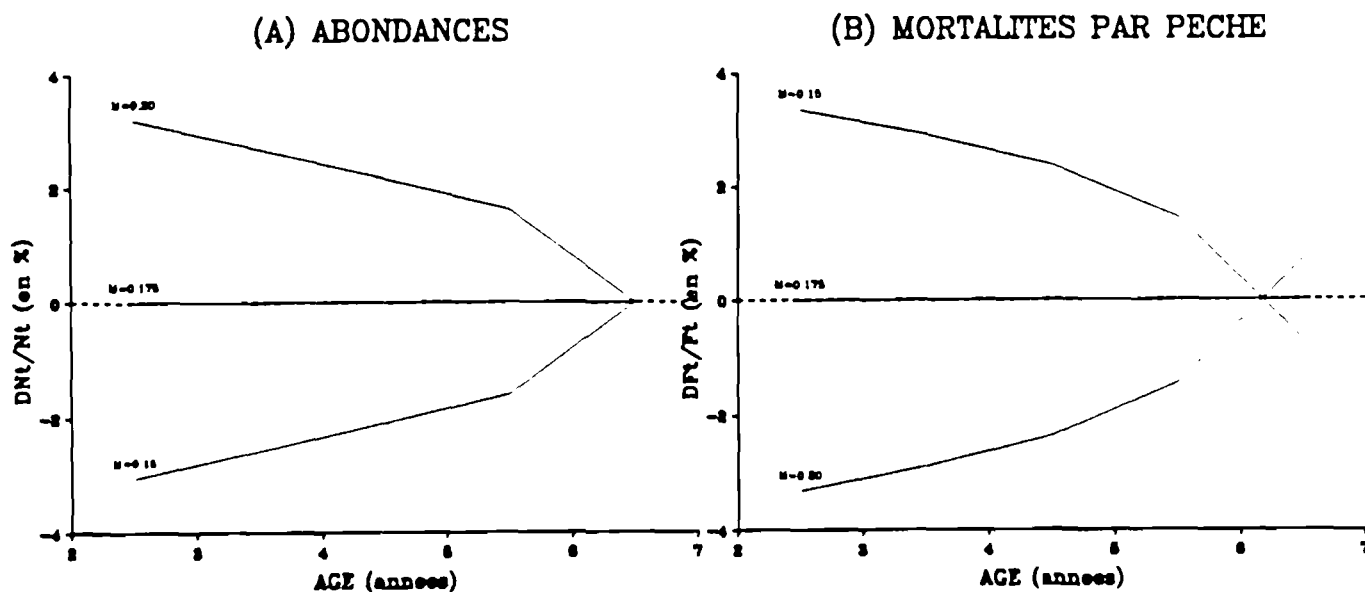


Figure 3.6. Erreur relative (en %) à l'estimation des abondances et des mortalités par pêche due à la mortalité naturelle. Exemple de la cohorte 1973.

Nous pouvons déduire que :

(I) Les erreurs relatives pour les abondances et les mortalités par pêche se traduisent de manière pratiquement identique quelque soit le choix de M, 0,15 ou 0,20 (sous- ou surestimé). Les différences de faible amplitude entre les deux valeurs de M ne méritent pas d'attention particulière.

(II) Les résultats ne semblent pas converger vers les groupes d'âge les plus jeunes ; au contraire, une faible divergence est mise en évidence.

Aucun élément ne donne donc une réponse affirmative au sujet du choix de M. Déceler l'erreur commise par l'introduction d'une valeur de ce coefficient devient, en conséquence, une opération délicate d'autant plus qu'une méthode de régression ne peut pas donner d'estimation non biaisée de M par l'ordonnée à l'origine.

5. CONCLUSION.

L'analyse des cohortes est une procédure de rétrocalcul permettant d'estimer les abondances et les mortalités par pêche en disposant des moyens peu coûteux. Elle est recommandée pour des populations dont une série fiable d'échantillons sur la structure démographique des captures est aisément obtenue.

Cette technique est descriptive et ne permet pas de vérifier la fiabilité des données de base ni celle des valeurs des paramètres injectés par hypothèse. Sur ce dernier sujet, il a été constaté qu'une surestimation du taux d'exploitation terminal conduit, comparativement à une sous-estimation équivalente, à une meilleure convergence des résultats ; par contre, le choix d'une valeur fiable du coefficient instantané de mortalité naturelle paraît impossible par les propres moyens de l'analyse des cohortes.

Pour le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc, le présent travail a complété les études de VERON (1979) et DAO (1985). Une concordance générale des résultats de diverses sources est ainsi mise en évidence. La tendance régressive de l'abondance du stock est confirmée : les années les plus récentes correspondent, en général, à des cohortes d'abondance moyenne voire faible alors que cette situation était exceptionnelle il y a 10 à 15 ans.

CHAPITRE 4 :
LES MODELES DE CAPTURABILITE.

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION. GENERALITES.</u>	127
1.1. La notion de la capturabilité.	127
1.2. Les groupes d'âge "cibles" et "résiduels".	128
1.2.1. Le groupe d'âge 2.	128
1.2.2. Le groupe d'âge 3.	129
1.2.3. Les groupes d'âge 4 et 5.	130
2. <u>MATERIELS ET METHODES.</u>	130
2.1. Formulation du problème.	130
2.2. Données concernant le régime d'exploitation du stock.	131
2.3. Données obtenues par analyse des cohortes.	133
2.4. Construction du modèle pour le groupe d'âge 2.	135
2.4.1. Les relations allométriques.	135
2.4.2. La famille des relations à asymptote maximale.	136
2.4.3. La fonction retenue.	138
2.4.4. L'introduction de la puissance motrice moyenne.	139
2.5. Construction du modèle pour le groupe d'âge 3.	140
2.5.1. Formulation générale du problème.	140
2.5.2. Estimation des coefficients du modèle.	141
2.5.2.1. La première étape de l'ajustement : la régression non pondérée.	141
2.5.2.2. Le choix de la régression pondérée.	143
2.5.2.3. Pondération et ajustement final.	143

	page
2.6. Construction du modèle pour les groupes d'âge 4 et 5.	145
2.6.1. Formulation du problème.	145
2.6.2. Ajustement final. Estimation de la capturabilité.	146
2.7. La capturabilité du groupe d'âge 2 et la sélectivité de la drague.	146
3. <u>RESULTATS.</u>	147
3.1. Le groupe d'âge 2.	147
3.2. Le groupe d'âge 3.	149
3.3. Les groupes d'âge 4 et 5.	151
4. <u>DISCUSSION.</u>	153
4.1. Validation des modèles : étude d'une cohorte récente extérieure aux modèles.	154
4.1.1. Analyse des cohortes : la cohorte de 1982.	154
4.1.2. Application des modèles de capturabilité.	155
4.1.2.1. Le groupe d'âge 2 de la cohorte de 1982.	156
4.1.2.2. Le groupe d'âge 3 de la cohorte de 1982.	156
4.1.3. Synthèse.	157
4.2. Interprétation des modèles.	157
4.2.1. L'inadéquation des rendements horaires comme indice d'abondance.	158
4.2.2. L'inadéquation de l'effort de pêche comme paramètre explicatif.	158
4.2.3. Les variables explicatives retenues : l'abondance et la puissance motrice moyenne.	159
4.3. Impact des modèles sur la gestion. Propositions.	161
5. <u>CONCLUSION.</u>	162

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

L'analyse des cohortes laisse toujours subsister un degré d'indétermination sur la fiabilité des valeurs des paramètres injectés (FARRUGIO et al., 1981) qui ne sont que supposées ; cette technique ne permet pas de vérifier leur plausibilité. Son intérêt se limite au niveau des constatations sur les années passées. De plus, la reconstitution de la vie des cohortes se fait avec quelques années de retard ; cela rend impossible l'utilisation de l'analyse dans des modèles de prévision.

Il est pourtant intéressant de parvenir à :

-> Examiner par des méthodes quantitatives ("étude de sensibilité" : LAUREC et LE GUEN, 1981) si les valeurs des paramètres introduits sont vraisemblables et retenir les scénarios d'analyse des cohortes fondés sur ces valeurs.

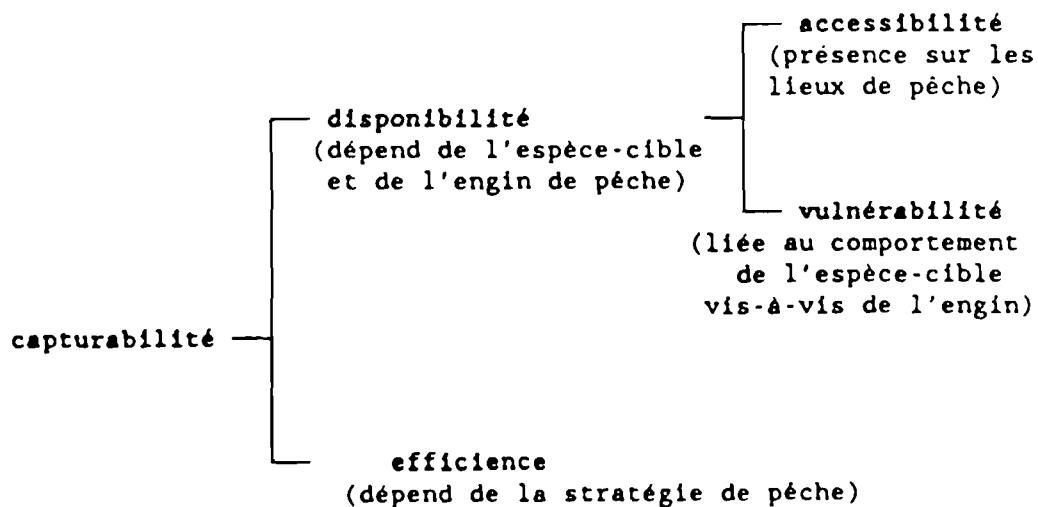
-> Extrapoler sur les années plus récentes où l'analyse des cohortes ne peut pas encore donner des résultats.

-> Analyser la stratégie de pêche de l'ensemble de la flottille ou de ses différentes catégories vis-à-vis de différents groupes d'âge ainsi que son évolution au fil des années.

Pour répondre à ces points, il est indispensable de proposer une relation entre les valeurs de la mortalité par pêche obtenues par l'analyse des cohortes et différents paramètres liés, soit au stock exploité (p.ex. abondance ou biomasse exploitée), soit au régime d'exploitation (p.ex. effort de pêche, caractéristiques de la flottille de pêche : puissance motrice ou jauge brute, etc.).

1.1. La notion de la capturabilité.

La capturabilité est une notion probabiliste qui intègre, à la fois, des composantes liées à la disponibilité du stock naturel et à la stratégie de déploiement de l'effort de pêche (appelée "efficacité"). Selon un schéma récapitulatif, la capturabilité est définie comme suit (LAUREC et LE GUEN, 1981) :



Dans l'analyse des cohortes, une valeur empirique de la capturabilité est calculée par la relation : $q = F/f$ (où: q = capturabilité ; F = valeur du coefficient instantané de mortalité par pêche ; f = effort de pêche).

Selon une approche simple, la capturabilité est définie sur l'ensemble de tous les groupes d'âge confondus. Cette voie présente des avantages pour une prévision à court terme car elle donne souvent des résultats plus stables d'une année à l'autre (DURAND et al., 1983). Toutefois, dans une pêcherie reposant sur peu de groupes d'âge, elle ne permet pas d'analyser les différences de tactique de pêche sur deux années à structures démographiques de population différentes. Ce défaut peut handicaper le système de gestion à long terme si le stock est caractérisé par de fortes fluctuations interannuelles du recrutement comme dans le cas de ce travail : il est alors possible de se trouver devant des stratégies de pêche différentes en fonction de la structure démographique de la population même si le régime d'exploitation se montre stable. De plus, le traitement d'un ensemble des groupes d'âge confondus conduit à une perte d'information par rapport à l'analyse des cohortes.

Pour toutes ces raisons, il s'avère nécessaire de définir une capturabilité pour chaque groupe d'âge.

1.2. Les groupes d'âge "cibles" et "résiduels".

Le stock briochin de coquilles Saint-Jacques comprend quatre groupes d'âge qui contribuent significativement aux captures (Gr 2 à 5). La stratégie de pêche se définit différemment selon le cas.

1.2.1. Le groupe d'âge 2.

Le groupe d'âge 2 constitue, à l'exception près de quelques années à faible recrutement, l'essentiel de la ressource. Depuis le début de l'exploitation significative du stock, il y a plus de 25 ans, le comportement de la "population-pêcheurs" vis-à-vis de la "population-coquilles" a été profondément modifiée. Cette évolution a connu plusieurs étapes intermédiaires décrites par DAO (1985) et FOUCHER (1986) (cf. introduction générale).

Au cours des années 60, il n'existait que peu de réglementations sur l'effort de pêche autorisé et sur les moyens de capture : les seules restrictions (apparues en 1966) étaient notamment liées aux conditions d'écoulement du produit dans le marché indépendamment, le plus souvent, de la conservation de la ressource biologique.

L'introduction de la drague à volet en 1968 a constitué une première étape vers la définition d'une stratégie de pêche bien structurée vis-à-vis du premier groupe exploité. L'utilisation du volet a conduit à une augmentation des rendements horaires pondéraux (PIBOUBES, 1974) ; les aléas liés à l'efficacité faible de la drague ont été sensiblement réduits. La flottille pouvait augmenter le rendement horaire de son activité sur les zones à fonds plats ("plaine") grâce au prélèvement d'une fraction plus élevée d'animaux du groupe du recrutement.

La deuxième étape critique est liée à l'instauration du système des licences en 1973 et à la mise au point du système de gestion de la ressource par quota pondéral, à partir de 1974 - 75. En raison des limitations du nombre d'heures de pêche, la flottille avait intérêt à déployer le maximum d'effort dans un minimum

de temps. La stratégie ainsi développée était la suivante : en cas d'un bon recrutement, la flottille devait se concentrer sur les secteurs les plus riches ; par contre, elle devait se disperser pour la recherche d'autres zones ou des groupes d'âge déjà exploités si le recrutement était faible. Pour le meilleur apprentissage d'une telle stratégie, les pêcheurs ont commencé, grâce aux structures de gestion, à disposer des éléments sur l'abondance de la population communiqués par les scientifiques et débattus tous les ans aux réunions du CRUSCO. De plus, les activités annexes de pêche, notamment estivales, permettent d'obtenir une idée sur l'état du recrutement à venir, tout au moins grossière.

La troisième étape est marquée par la course à la puissance motrice favorisée par deux raisons principales (cf. introduction générale) :

-> L'utilisation efficace de la drague à volet demande des navires puissants pour se déplacer rapidement sur les secteurs de plaine et pour trainer la drague à une vitesse élevée. A cet égard, FOUCHER (1986) cite l'exemple d'un patron-pêcheur du port du Légé (M. Le Hégarat) qui témoigne qu'une forte puissance permet une vitesse de trait de la drague de 5 noeuds alors que la vitesse classique est de 3 noeuds environ.

-> La puissance motrice facilite une diversification vers des activités annexes ; FOUCHER (1986) a signalé qu'il existe actuellement peu de nouvelles constructions des navires, mais elles sont toutes d'une puissance élevée. Le paradoxe est le suivant : le stock de coquilles Saint-Jacques montre, depuis plus d'une dizaine d'années une tendance régressive, mais la course à la puissance continue et se renforce pendant les années 80 pour satisfaire les nouveaux besoins créés notamment par une activité chalutière de plus en plus intensive.

1.2.2. Le groupe d'âge 3.

Le groupe d'âge 3 tient une place secondaire dans la pêcherie comparativement au groupe 2. Il peut, néanmoins, devenir une alternative intéressante des captures pour une année de faible abondance du recrutement. L'évolution de la tactique de pêche vis-à-vis de celui-ci a franchi différentes étapes.

L'introduction du volet a moins marqué le comportement de la flottille vis-à-vis du groupe d'âge 3 que vis-à-vis du groupe 2, tout au moins au début. La pêche s'exerçait uniquement dans les zones de plaine et l'attention portait surtout sur l'amélioration du rendement au détriment d'une cohorte pendant sa première année de mise en exploitation ; au cours de l'année suivante, il n'y restait qu'une fraction relativement faible d'animaux de la même cohorte.

Cependant, deux événements ont valorisé le groupe d'âge 3 :

-> Le système de gestion par quota pondéral : depuis l'instauration de celui-ci, le pêcheur a intérêt à maximiser sa part dans un quota global fixé auparavant. En cas de mauvais recrutement, il doit stabiliser son rendement de pêche par l'intensification de l'exploitation du groupe d'âge 3 ; il peut en espérer d'autant selon la puissance motrice de son navire.

-> L'apparition des lames renforcées au carbure (cf. introduction générale) : les zones rocheuses sont devenues accessibles alors qu'elles restaient inexploitées auparavant en l'absence de matériel adapté et constituaient une réserve de reproducteurs. Les animaux de trois ans qui étaient l'essentiel de ces

réerves, ont désormais constitué une cible stratégique de la pêche, au même titre que les individus de deux ans.

1.2.3. Les groupes d'âge 4 et 5.

Les principes de la stratégie de pêche vis-à-vis de ces groupes d'âge sont les mêmes que pour le groupe 3 ; il est, par ailleurs, essentiel de mentionner que la première utilisation de la lame au carbure a été dirigée vers l'exploitation du groupe d'âge 4 qui était d'une abondance exceptionnelle (cohorte 1973). Toutefois, mis à part quelques exceptions (cohorte 1973 et 1976), il est très rare d'observer des abondances remarquables de ces vieux groupes d'âge. En général, ces groupes ont un rôle insignifiant dans la pêcherie : ils peuvent ainsi être caractérisés comme "résiduels".

2. MATERIELS ET METHODES.

2.1. Formulation du problème.

L'objectif de ce chapitre est la mise au point d'un modèle de capturabilité par groupe d'âge sur l'ensemble de l'aire exploitée : il s'agit donc de définir une relation expliquant la mortalité par pêche en fonction de divers paramètres concernant le stock ou le régime de son exploitation. Nous pouvons écrire :

$$F = \Psi(\text{stock ; régime d'exploitation}) \quad (4.1)$$

où : Ψ - fonction.

Comme évoqué précédemment, le problème se présente différemment selon le groupe d'âge.

-> Les rencontres entre la drague et les animaux du groupe d'âge 2 ne semblent pas aléatoires, notamment à partir de l'adoption du volet et de la mise au point du système de gestion : la probabilité de capturer un individu (notion qui détermine la capturabilité) ne doit pas être considérée comme une constante. La flottille a intérêt à détecter le plus rapidement possible les agrégats formés par les animaux recrutés en fonction de ses propres moyens (bateaux puissants ou non) et à se comporter différemment selon l'abondance du recrutement (concentration ou dispersion) ; la capturabilité peut ainsi être considérée comme une fonction de l'abondance du recrutement et de la puissance motrice des navires de pêche.

-> Pour le groupe d'âge 3, avant le renforcement de la drague pour faciliter le passage dans les secteurs rocheux, les rencontres entre l'engin de pêche et les animaux étaient plutôt aléatoires : la capturabilité pouvait alors être considérée comme constante. La situation a changé en raison de la modification de la drague : à partir de ce moment, la capturabilité peut être définie comme pour le groupe 2, en fonction de l'abondance du groupe 3 et de la puissance motrice des bateaux de pêche.

-> Les vieux groupes d'âge se présentent, en général, en faibles effectifs. De ce fait, les rencontres entre l'engin de pêche et les animaux de ces groupes semblent être aléatoires ; la capturabilité peut donc être supposée constante.

2.2. Données concernant le régime d'exploitation du stock.

Sur l'ensemble de la période d'étude (à partir de 1974), nous disposons des valeurs des paramètres du régime d'exploitation du stock : (I) l'effort de pêche exprimé en nombre d'heures de pêche (ses valeurs sont également présentées dans le chapitre 1) ; (II) la puissance motrice totale de la flottille de pêche, exprimée en chevaux et le nombre de navires possédant la licence de pêche (FOUCHER, 1986).

Disposant la puissance totale et le nombre de bateaux licenciés, il est possible de calculer la valeur de la puissance motrice moyenne par navire. Ce paramètre nous a paru représentatif de l'évolution "moyenne" des caractéristiques de la flottille. A cet égard, il est essentiel de remarquer que, dans la série d'années prises en compte dans ce travail, la puissance totale délivrée par la flottille de pêche ne manifeste qu'une légère diminution alors que le nombre actuel de bateaux licenciés est sensiblement réduit par rapport au nombre il y a quinze ans (aux environs de deux tiers) : une augmentation nette de la puissance motrice moyenne par bateau est ainsi mise en évidence. Cet indice moyen a été donc retenu comme représentant bien les capacités moyennes de la flottille pour le déploiement de son effort de pêche. Ces données figurent dans le tableau 4.1 et dans le graphique 4.1.

TABLEAU 4.1				
PARAMETRES LIES AU REGIME D'EXPLOITATION				
SAISON DE PECHE	EFFORT DE PECHE (heures)	PUISSANCE MOTRICE TOTALE (chevaux)	NOMBRE DE NAVIRES	PUISSANCE MOTRICE MOYENNE (chevaux)
1974-75	50400	46923	469	100,0490
1975-76	25630	46796	463	101,0713
1976-77	32731	46149	457	100,9825
1977-78	45600	46376	451	102,8293
1978-79	32996	49572	458	108,2358
1979-80	20770	49548	445	111,3438
1980-81	22425	46603	410	113,6659
1981-82	25504	45607	390	116,9410
1982-83	20846	43734	377	116,0053
1983-84	20694	42724	342	124,9240
1984-85	21943	43225	338	127,8846
1985-86	21269	-	-	127,8151 ⁽²⁾
1986-87	19000	-	-	130,5385 ⁽²⁾
1987-88	9500 ⁽¹⁾	-	-	133,2619 ⁽²⁾

Notes :

(1) L'effort de pêche développé en 1987-1988 n'est qu'approximativement défini car ce travail a été réalisé au cours de cette saison de pêche. Sa valeur réelle était finalement de 8500 heures. Cette faible différence entre la valeur utilisée dans cette étude et l'effort effectivement exercé ne modifie guère la situation.

(2) La puissance totale et le nombre de bateaux licenciés pour les saisons de pêche de 1985 à 1988 n'étaient pas connus au moment de cette compilation. Nous nous sommes donc limités à prédire une puissance motrice moyenne pour ces années en fonction d'une relation présentée dans l'annexe III.

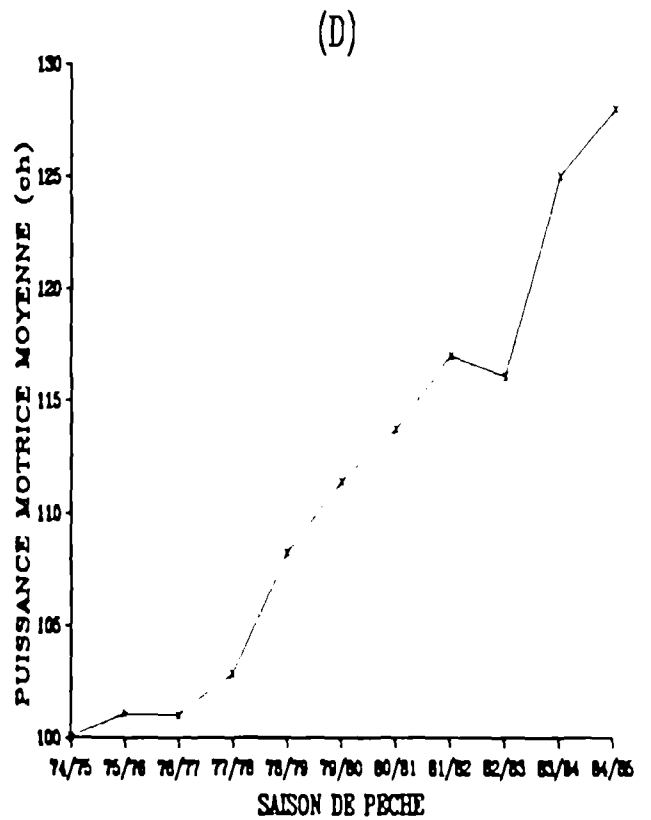
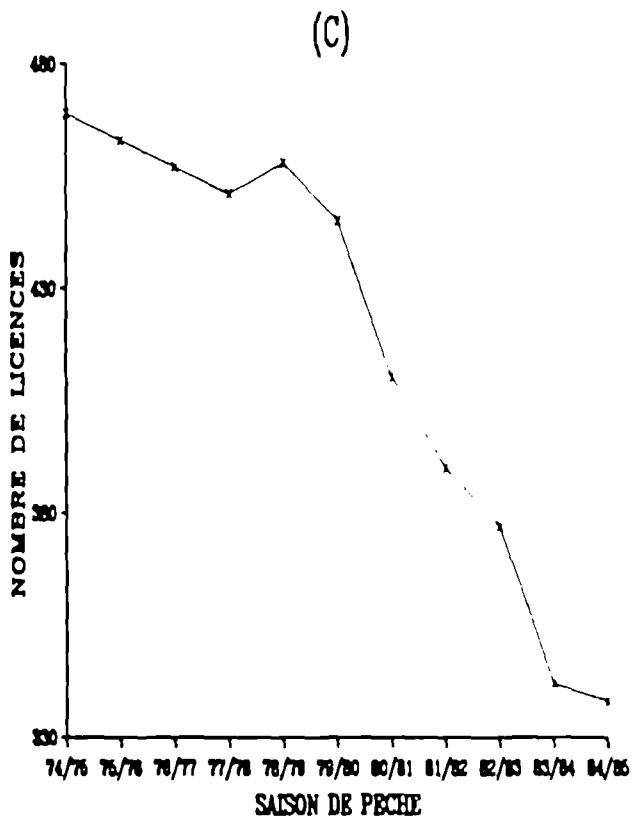
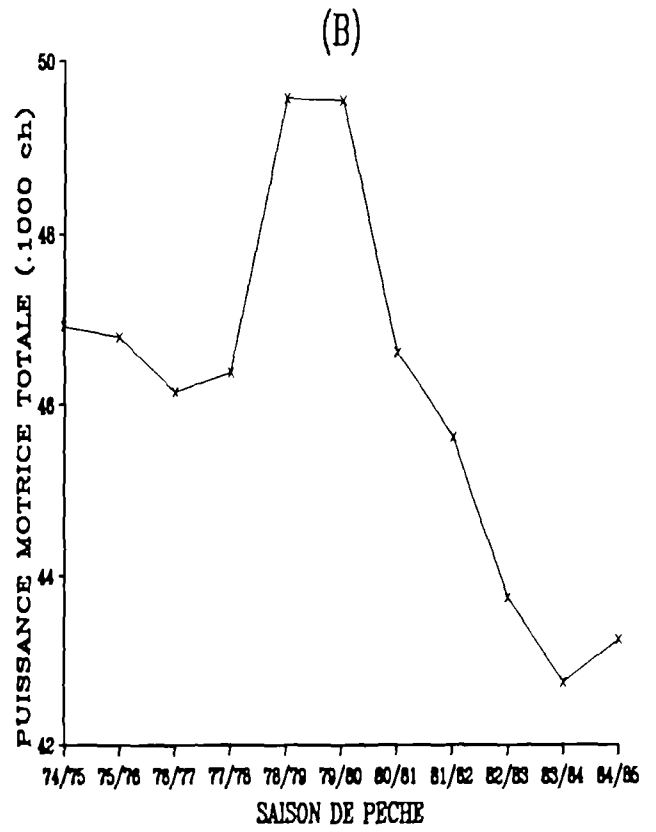
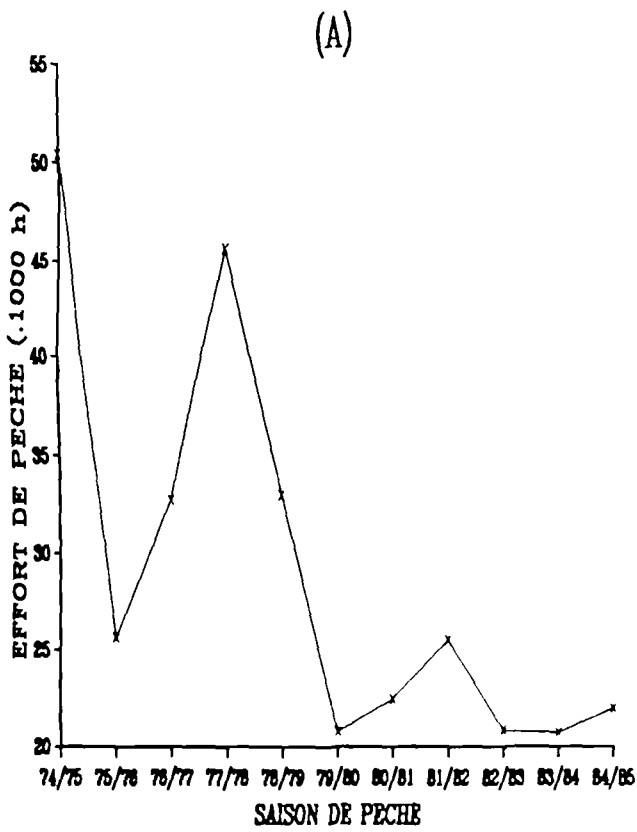


Figure 4.1. Evolution des (A) effort de pêche ; (B) puissance motrice totale de la flottille de pêche ; (C) nombre total de licences et (D) puissance motrice moyenne par navire. Saisons de pêche 1974/75 à 1984/85.

2.3. Données obtenues par analyse des cohortes.

L'analyse des cohortes a été effectuée selon 24 scénarios (cf. chapitre 3) définis par différentes valeurs des paramètres introduits (coefficient instantané de mortalité naturelle : M , taux d'exploitation terminal réglementaire du Gr 6+ : E_{20} , coefficient multiplicatif des animaux fraudés et décédés par rejet pour le Gr 2 : R_{fr2} , coefficient multiplicatif des individus fraudés pour les Gr 3 et plus : R_{fr} , coefficient de "casse" : R_c). Cette analyse a fourni, pour les saisons de pêche à partir de 1974-75, les estimations suivantes par groupe d'âge : (I) les valeurs du coefficient instantané de mortalité par pêche et (II) l'abondance.

Par souci de simplification, un seul scénario de l'analyse des cohortes est présenté par la suite. Il s'agit de celui utilisant les valeurs suivantes des paramètres :

$M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$; $R_{fr} = 0,10$; $R_c = 0,15$.

Les données issues des autres scénarios sont présentées dans l'annexe II.

Les résultats concernant les mortalités figurent dans le tableau 4.2 : il s'agit ici des valeurs du coefficient instantané de mortalité par pêche globale (F_t), définie comme la somme de l'ensemble des coefficients du même type (F_l : mortalité par pêche réglementaire ; F_{fr} : par fraude (ou F_{fr2} : par fraude et par rejet) ; F_c : par "casse"). On a donc (cf. chapitres 2 et 3):

$$F_t = F_l + F_{fr} + F_c \quad \text{pour les Gr 3 et plus}$$

$$\text{ou } F_t = F_l + F_{fr2} + F_c \quad \text{pour le Gr 2}$$

TABLEAU 4.2				
DONNEES OBTENUES PAR ANALYSE DES COHORTES				
SAISON DE PECHE	MORTALITES PAR PECHE			
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5
1974 - 75	1,9058	2,2196	3,5262	5,8963
1975 - 76	1,1125	1,1774	1,1002	4,8919
1976 - 77	0,3897	1,4405	1,8434	2,8070
1977 - 78	1,0650	0,6614	1,8846	5,3653
1978 - 79	1,4604	0,6369	0,4097	1,8972
1979 - 80	0,1009	1,3105	1,0371	3,4579
1980 - 81	0,9646	0,2745	1,7272	2,3183
1981 - 82	0,8172	1,2724	0,8392	4,3827
1982 - 83	0,9833	1,2387	1,5136	4,4269
1983 - 84	0,8860	1,3528	1,5639	3,3213
1984 - 85	-	1,0858	1,5833	2,7921
1985 - 86	-	-	1,2794	6,4683
1986 - 87	-	-	-	2,2572

Le tableau 4.3 donne ensuite les valeurs de la capturabilité par division des valeurs du coefficient instantané de mortalité par pêche par l'effort de pêche de l'année correspondant.

TABLEAU 4.3				
VALEURS DE LA CAPTURABILITE				
SAISON DE PECHE	CAPTURABILITES ($\times 10^{-4}$)			
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5
1974 - 75	0,378135	0,440397	0,699643	0,572500
1975 - 76	0,434062	0,459384	0,429263	1,908662
1976 - 77	0,119061	0,440103	0,563197	0,857597
1977 - 78	0,233553	0,145044	0,413289	1,176601
1978 - 79	0,442599	0,193023	0,124167	0,574979
1979 - 80	0,048580	0,630958	0,499326	1,664853
1980 - 81	0,430145	0,122408	0,770212	1,033802
1981 - 82	0,320420	0,498902	0,329046	1,718436
1982 - 83	0,471697	0,594215	0,726087	2,123621
1983 - 84	0,428143	0,653716	0,755726	1,604958
1984 - 85	-	0,494828	0,721551	1,272433
1985 - 86	-	-	0,601533	3,041187
1986 - 87	-	-	-	1,188000

Les abondances des groupes d'Age 2 et 3 sont également estimées à partir de la saison de pêche 1974 - 75. Il s'agit ici des abondances au début de la saison de pêche qui correspondent, en conséquence, aux âges théoriques de 2,5 et 3,5 ans; ses valeurs sont exprimées en millions d'individus (tableau 4.4).

TABLEAU 4.4		
DONNEES OBTENUES PAR ANALYSE DES COHORTES		
SAISON DE PECHE	ABONDANCE (millions d'individus)	
	Gr 2	Gr 3
1974 - 75	90,5375	22,2490
1975 - 76	232,0426	22,3740
1976 - 77	28,3157	104,2800
1977 - 78	41,2330	19,6262
1978 - 79	100,7758	18,7841
1979 - 80	15,0979	36,3894
1980 - 81	44,5291	12,2920
1981 - 82	35,3240	22,1932
1982 - 83	42,9633	19,1859
1983 - 84	43,1636	20,8919
1984 - 85	-	22,2593

Nous disposons finalement les nombres suivants d'observations par groupe d'Age :

- > Gr 2 : n = 10
- > Gr 3 : n = 11
- > Gr 4 : n = 12
- > Gr 5 : n = 13

Les différences entre les nombres d'observations des groupes d'Age sont dues à la méthode de rétrocalcul de l'analyse des cohortes ; celle-ci ne permet pas

d'obtenir des estimations des mortalités et des abondances de jeunes groupes pour les années récentes (LAUREC et al., 1983).

2.4. Construction du modèle pour le groupe d'âge 2.

L'idée du départ à la proposition d'un modèle de capturabilité pour le groupe 2, est la prise en compte de l'abondance (ou de la biomasse) de ce groupe comme variable explicative.

2.4.1. Les relations allométriques.

Un premier modèle proposé pourrait avoir la forme d'une relation allométrique :

$$q_i = \alpha \cdot N_i^\beta \quad (4.2)$$

où : q_i , N_i - capturabilité et abondance du groupe d'âge 2 pour l'année i ; α , β - coefficients du modèle.

Des relations allométriques de ce type ont déjà été proposées, le plus fréquemment pour des stocks de poissons comme par ULLTANG (1975) pour le hareng. Ces ajustements arrivent souvent à estimer une valeur de l'exposant β négative. Ce cas est connu sous le nom de la "situation de saturation" (LAUREC et LE GUEN, 1981) ; selon ces auteurs, cette situation représenterait un équilibre dangereux pour le stock puisqu'une raréfaction de la ressource amènerait à une augmentation de la mortalité par pêche et à une extinction rapide du stock.

Pour la coquille Saint-Jacques, l'effet de saturation ne paraît pas vraisemblable pour les raisons suivantes :

(I) La contrainte du nombre limité d'heures de pêche induite par les mesures de gestion : cette condition implique que le pêcheur doit rentabiliser son activité dans un minimum de temps. Il doit donc utiliser son engin de pêche de manière rentable et, à la fois, efficace : d'une part, il a intérêt à réduire les manoeuvres entre deux coups de drague pour avoir un temps optimal de pêche effective ; d'autre part, il doit prendre garde à ne pas excéder une durée d'opération au-delà de laquelle la drague cesserait d'être efficace en raison de sa saturation. En baie de Saint-Brieuc, la durée habituelle d'un coup de drague est de 10 à 15 minutes pour assurer un bon compromis entre la rentabilité et l'efficacité du travail (témoignages des professionnels, observations personnelles) ; cette durée, définie empiriquement au fil des années, est loin de provoquer une saturation de la drague.

(II) Le mode de vie de l'animal : la saturation est une situation susceptible d'apparaître chez des populations mobiles pêchées par des engins fixes (filets, casiers) ou de longue durée de trait (chalut). La coquille Saint-Jacques est sédentaire et, par les éléments de la gestion annuelle, il est possible d'acquérir une idée sur la densité et la répartition de la ressource sur le fond ; la définition optimale des conditions de l'opération du dragage est ainsi grandement aisée.

(III) La nature des données utilisées : en examinant les données présentées dans les tableaux 4.2 à 4.4, il est évident que la capturabilité ne suit pas une

fonction décroissante selon l'abondance. Cette constatation a été confirmée au cours des étapes successives de calcul.

COEFFICIENT DE CORRELATION : $r=0.70$

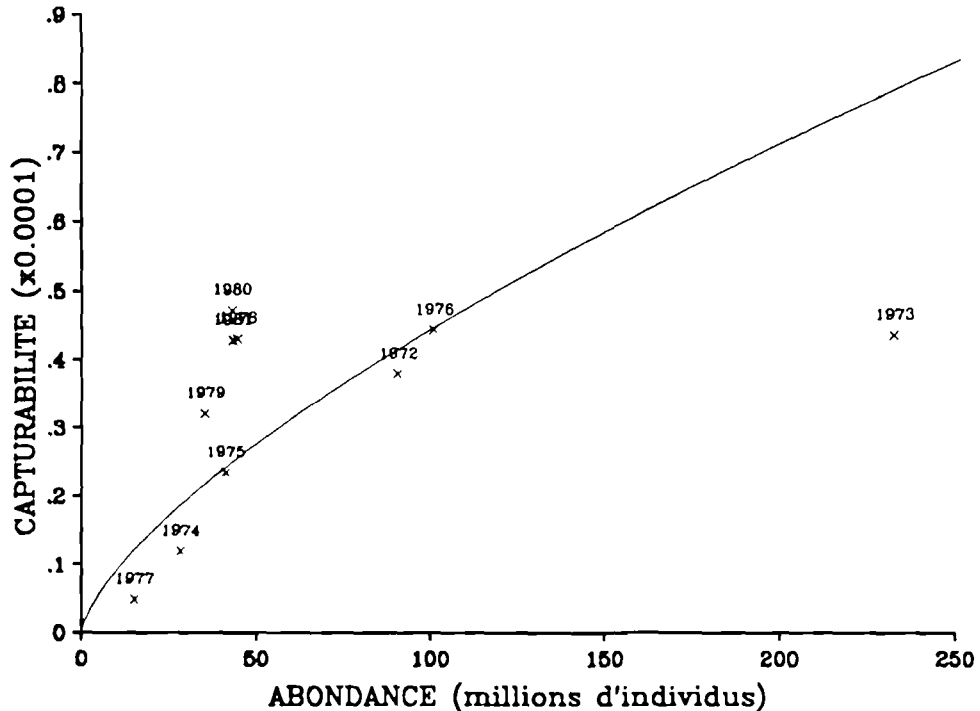


Figure 4.2. Utilisation d'une courbe allométrique pour l'ajustement du modèle de capturabilité du groupe d'âge 2.

Il est donc plus judicieux de recourir à une allométrie croissante ($\beta > 0$ à l'équation (4.2)) pour expliquer la capturabilité des animaux de deux ans ; la capturabilité augmenterait ainsi selon l'abondance sans limite asymptotique ce qui n'a pas été vérifié lors des calculs intermédiaires (fig 4.2). Cette inadéquation peut être attribuée à la contrainte du nombre limité d'heures de pêche impliquant que le pêcheur ne peut profiter au maximum d'une très forte abondance dans le stock ; quand le recrutement est très riche la flottille atteint les limites asymptotiques de son efficacité.

2.4.2. La famille des relations à asymptote maximale.

L'idée de l'existence d'une asymptote étant introduite, il y a plusieurs relations de cette famille qui peuvent être utilisées ; on peut citer comme les plus fréquemment employées (q^∞ = capturabilité asymptotique maximale ; a et b = coefficients du modèle) :

$$q_1 = \frac{q^\infty \cdot N_1}{a + N_1} \quad (4.3)$$

(fonction homométrique)

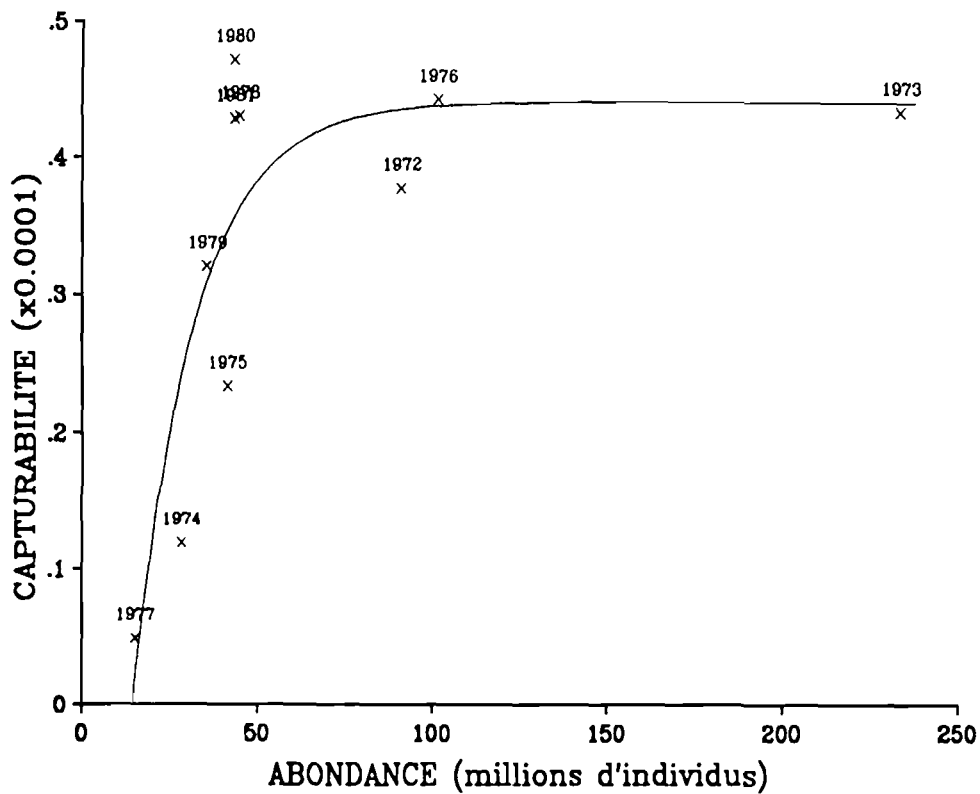
$$q_1 = q^\infty \cdot (1 - a \cdot \exp(-b \cdot N_1)) \quad (4.4)$$

(fonction exponentielle dite "ascendante")

$$q_1 = \frac{q^\infty}{1 + a \cdot \exp(-b \cdot N_1)} \quad (4.5)$$

(fonction logistique)

$$(A) q_i = q_{\max} \cdot (1 - a \cdot \exp(-b \cdot N_i))$$



$$(B) q_i / q_{\max} \cdot (1 + a \cdot \exp(-b \cdot N_i))$$

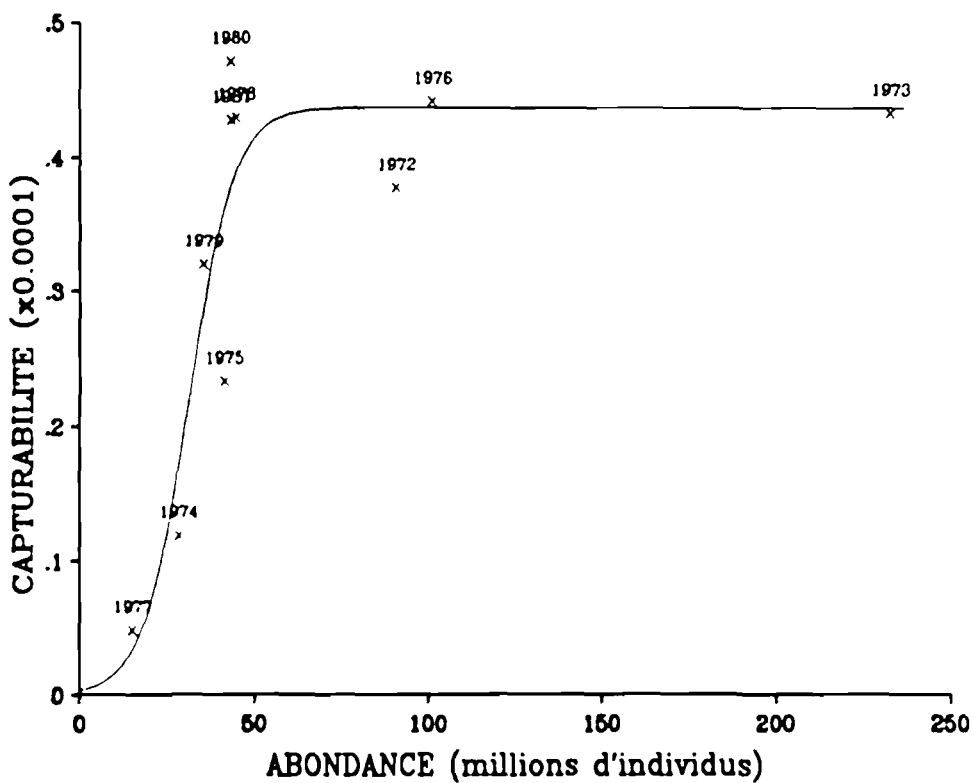


Figure 4.3. Utilisation des courbes à asymptote maximale pour l'ajustement du modèle de capturabilité du groupe d'âge 2.

Ces relations sont brièvement commentées et sont retenues ou non selon les résultats intermédiaires.

Les essais entrepris à partir des équations (4.3) et (4.4) ont mis en évidence une mauvaise reconstitution des couples de valeurs intermédiaires (fig. 4.3a et 4.3b). Ce fait indique probablement que la fonction proposée devrait comporter un point d'inflexion pour mieux appréhender les accroissements intermédiaires de capturabilités, aux passages de faibles à moyennes valeurs du recrutement d'une part, de moyennes à fortes d'autre part.

L'utilisation de la courbe sigmoïde qui présente un point d'inflexion (équation (4.5)), semble mieux cerner le problème. Toutefois, elle présente un inconvénient lié au fait que le point d'inflexion se produit toujours à la moitié de la valeur asymptotique maximale (q_{∞}) et cela ne permet pas la modulation de son niveau d'apparition. De plus, ce point d'inflexion devrait vraisemblablement se situer à un niveau relativement haut: à cet égard, l'allure de répartition des points (N_i, q_i) montre que la proximité des valeurs de capturabilité entre les niveaux moyens et élevés du recrutement est plus grande que celle entre les niveaux faibles et moyens.

Des essais supplémentaires ont été également tentés ; ils reposent sur l'utilisation des fonctions exponentielle ascendante et logistique sous leur forme généralisée (comportant un exposant $c \neq 1$). Le nombre excessif de paramètres de ces fonctions (quatre) ne permet pas d'étendre leur utilisation étant donné le nombre limité d'années d'observations prises en compte (dix).

2.4.3. La fonction retenue.

En résumé, le modèle de capturabilité proposé doit répondre aux principes suivants : (I) présenter une valeur asymptotique maximale ; (II) avoir un point d'inflexion modulable à un niveau relativement bas pour la variable X (abondance); (III) comporter un nombre limité de paramètres à estimer en rapport avec le nombre d'années d'observations.

Les étapes intermédiaires du calcul ont démontré que le modèle correspondant le mieux à ces conditions pourrait être une fonction appelée "homométrique exponentielle" :

$$q_i = \exp \left[\frac{N_i}{\alpha + \beta \cdot N_i} \right] \quad (4.6)$$

où : α et β = coefficients du modèle.

Cette fonction présente l'inconvénient de ne pas avoir une utilisation suffisamment répandue, justifiée par sa correspondance à des processus connus en biologie, comme l'exponentielle ascendante ou la logistique ; toutefois, comparée aux autres modèles à asymptote maximale, elle a l'avantage de limiter les paramètres nécessaires à deux seulement. De plus, l'estimation de α et β de (4.6) est possible par une régression simple après transformation des variables originelles : la variable $Y = 1/\text{Log}(q_i)$ est ainsi ajustée en fonction de $X = 1/N_i$.

La valeur asymptotique maximale de la capturabilité est, selon la formule (4.6), égale à $\exp(1/\beta)$ (quand $N_i \rightarrow \infty$: $q_i \rightarrow \exp(1/\beta)$). La courbe de cette fonction comporte un point d'inflexion pour la valeur de l'abondance égale à $N_i = \alpha.(1-2\beta)/2\beta^2$; en effet :

La dérivée seconde de la (4.6) est égale à :

$$\frac{\partial^2 q}{\partial N^2} = \frac{\alpha}{(\alpha + \beta.N_i)^3} \cdot \exp\left[\frac{N_i}{\alpha + \beta.N_i}\right] \cdot \left[-2\beta + \frac{\alpha}{\alpha + \beta.N_i} \right]$$

Cette quantité est annulée quand : $N_i = \frac{\alpha.(1 - 2\beta)}{2\beta^2}$ (4.7)

La valeur de la capturabilité correspondant à ce point d'inflexion est :

$$q_i = \exp\left[\frac{1 - 2\beta}{\beta}\right] \quad (4.8)$$

2.4.4. L'introduction de la puissance motrice moyenne.

L'évolution historique du comportement de la flottille vis-à-vis du gisement exploité a révélé une influence des paramètres liés à une modification à long terme de certaines caractéristiques des navires de pêche. En premier ordre, la puissance motrice est le paramètre dont les modifications marquent le plus l'évolution de la flottille depuis plus d'une quinzaine d'années ; la puissance motrice moyenne peut décrire au mieux ces changements.

Un navire arrive à mieux utiliser son temps de pêche quand sa puissance motrice augmente. En se référant à l'ensemble de la flottille, à effort de pêche et recrutements constants, quand la puissance motrice moyenne augmente, une fraction plus élevée d'animaux de deux ans est prélevée et, par conséquent, une mortalité par pêche plus forte est provoquée. Cet effet ne touche vraisemblablement pas le seuil asymptotique maximal de capturabilité qui dépend essentiellement de l'abondance elle-même.

Pour formuler mathématiquement cette idée, la puissance motrice moyenne doit intervenir au niveau de la pente de la fonction de capturabilité sans influencer l'asymptote. Cela ramène à introduire la puissance motrice moyenne dans l'équation (4.6) comme suit :

$$q_i = \exp\left[\frac{N_i^{cv_i}}{\alpha + \beta.N_i^{cv_i}}\right] \quad (4.9)$$

avec les notations identiques à celles de (4.6) et cv_i = puissance motrice moyenne de l'année i (exprimée en centaines de chevaux).

Cette équation a les caractéristiques suivantes :

- La valeur asymptotique maximale de la capturabilité est toujours égale à $\exp(1/\beta)$.
- Le point d'inflexion est obtenu par résolution de l'équation de second degré :

$$\beta^2 \cdot N_i^{2 \cdot cv_i} \cdot (1 + cv_i) + \alpha \cdot N_i^{cv_i} \cdot (2\beta - cv_i) - \alpha^2 \cdot (cv_i - 1) = 0 \quad (4.10)$$

Remarque : Cette formule (4.10) donne la solution de (4.7) si $cv_i = 1$ (puissance de 100 chevaux).

- Elle est linéarisable et ses coefficients α , β peuvent être estimés par une méthode de régression linéaire simple. La variable explicative, après la transformation des variables d'origine, est $X = 1/N_i^{cv_i}$ et la variable expliquée est $Y = 1/\text{Log}q_i$.

2.5. Construction du modèle pour le groupe d'âge 3.

Le modèle proposé pour le groupe d'âge 3 est essentiellement construit sur les mêmes principes que pour le groupe 2. Il existe, néanmoins, une différence : la capturabilité est, tout d'abord, considérée ici comme une constante, à savoir jusqu'à la saison de pêche 1977 - 78 ; ensuite, pour une année donnée, elle est fonction de l'abondance du groupe en question et de la puissance motrice moyenne de la flottille de pêche.

2.5.1. Formulation générale du problème.

Soit n années dont on dispose des estimations de l'abondance et de la capturabilité du groupe d'âge 3. Soit encore nc années de cette série de données où la capturabilité est une constante ($nc \leq n$) et soit le reste de la série prise en compte ($n - nc$ années) avec une capturabilité fonction de l'abondance du groupe 3. Pour une année i , il est possible d'écrire :

$$\begin{aligned} q_i &= c & \text{si } i \leq nc \\ q_i &= \psi(N_i) & \text{si } i > nc \end{aligned} \quad (4.11)$$

où : q_i , N_i = capturabilité et abondance du groupe d'âge 3 pour la saison de pêche i ; c = constante.

La capturabilité de la seconde période peut être exprimée par une fonction de type "homométrique exponentielle" comme pour le groupe d'âge 2 (équation (4.9)); cela amène à écrire :

$$\begin{aligned} q_i &= c & \text{si } i \leq nc \\ q_i &= \exp \left[\frac{N_i^{cv_i}}{\alpha + \beta \cdot N_i^{cv_i}} \right] & \text{si } i > nc \end{aligned} \quad (4.12)$$

où : α, β = coefficients du modèle.

Si nous procédons à la transformation des variables d'origine comme pour le groupe 2, nous obtenons :

$$\frac{1}{\text{Log}q_i} = k \quad \text{si } i \leq nc$$

$$\frac{1}{\text{Log}q_i} = \alpha \cdot \frac{1}{N_i^{cv_i}} + \beta \quad \text{si } i > nc \quad (4.13)$$

où : k = constante (égale à $1/\text{Log}c$)

En remplaçant $1/\text{Log}q_i$ et $1/N_i^{cv_i}$ par y_i et x_i , nous avons :

$$y_i = k \quad \text{si } i \leq nc$$

$$y_i = \alpha \cdot x_i + \beta \quad \text{si } i > nc \quad (4.14)$$

Les inconnues de (4.14) peuvent être estimées par une méthode de régression linéaire simple. Pour introduire l'interdépendance des deux périodes de la série d'années prises en compte (avant et après l'introduction de la lame au carbure), nous imposons la contrainte suivante : quelle que soit l'équation appliquée sur l'ensemble de n années (à capturabilité constante ou fonction de la biomasse), le barycentre des couples de valeurs (x, y) est identique. Cela donne :

$$k = \alpha \cdot \bar{x} + \beta \quad (4.15)$$

où :
 \bar{x} = moyenne générale de la variable explicative $X, 1/N_i^{cv_i}$ sur les n années.

2.5.2. Estimation des coefficients du modèle.

2.5.2.1. La première étape de l'ajustement : la régression non pondérée.

Dans un premier temps l'estimation des coefficients α, β et k est réalisée en utilisant comme critère la minimisation de la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) qui se présente sous la forme suivante :

$$\text{SCE} = \sum_{i=1}^{nc} (y_i - k)^2 + \sum_{i=nc+1}^n (y_i - \alpha \cdot x_i - \beta)^2 \quad (4.16)$$

En tenant compte de la (4.15), la (4.16) devient :

$$SCE = \sum_{i=1}^{nc} (y_i - \alpha \bar{x} - \beta)^2 + \sum_{i=nc+1}^n (y_i - \alpha x_i - \beta)^2 \quad (4.17)$$

avec : $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

Pour évaluer α et β nous passons par les dérivées partielles de la SCE :

$$\frac{\partial SCE}{\partial \alpha} = 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial SCE}{\partial \beta} = 0$$

et nous obtenons les résultats suivants :

- α est estimé par a' :

$$a' = \frac{\bar{x} \sum_{i=1}^{nc} y_i - nc \bar{x} \bar{y} + \sum_{i=nc+1}^n x_i y_i - \bar{y} \sum_{i=nc+1}^n x_i}{nc \bar{x}^2 - \frac{nc^2}{n} \bar{x}^2 - 2 \frac{nc}{n} \bar{x} \sum_{i=nc+1}^n x_i + \sum_{i=nc+1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \left[\sum_{i=nc+1}^n x_i \right]^2} \quad (4.18)$$

- β est estimé par b' :

$$b' = \bar{y} - a' \frac{nc}{n} \bar{x} - a' \frac{\sum_{i=nc+1}^n x_i}{n} \quad (4.19)$$

- k est estimé par k' :

$$k' = a' \bar{x} + b' \quad (4.20)$$

avec : $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$

Remarque : Si nous considérons $nc = 0$ (c'est-à-dire s'il n'existe pas de couples d'observations à capturabilité constante), les formules (4.18) et (4.19) nous ramènent aux équations de la régression linéaire ("droite prédictrice de Y en X").

2.5.2.2. Le choix de la régression pondérée.

La régression réalisée jusqu'ici n'a pas attribué un poids variable selon les couples de valeurs des données : il s'agit d'une régression non pondérée.

Les données utilisées pour l'ajustement des modèles de capturabilité sont issues de l'analyse des cohortes. La variable explicative (expression de l'abondance) n'est donc pas parfaitement contrôlée ; ces valeurs ne sont que des estimations. Cela met en cause le critère d'ajustement choisi (prédictrice de Y en X) qui est celui de la minimisation de la SCE par rapport à l'axe des X.

Toutefois, l'inconvénient n'est pas d'une ampleur remarquable pour l'ajustement effectué sur le groupe d'âge 2 ; l'analyse des cohortes se base sur une méthode de rétrocalcul qui permet, par convergence, l'obtention des estimations plus fiables pour les jeunes groupes d'âge (MESNIL, 1980a). Le problème est, par contre, loin d'être négligeable sur les plus vieux groupes d'âge car la série générée par le rétrocalcul n'est pas suffisamment longue pour que nos estimations convergent vers les vraies valeurs inconnues.

Pour des raisons liées à la particularité des données utilisées dans ce travail, et, contrairement au groupe d'âge 2, l'ajustement final retenu pour le groupe 3 est le résultat d'une régression pondérée ; les poids accordés diffèrent donc selon les observations.

2.5.2.3. Pondération et ajustement final.

A la suite de l'estimation des coefficients du modèle par un premier passage de régression non pondérée (paragraphe 2.5.2.1), il est possible d'attribuer un poids différent par couple X, Y. Ce poids peut être fixé a priori en relation inverse à la contribution de chaque observation à la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) de la régression non pondérée. Il est ainsi possible d'écrire :

$$w_i = \frac{SCE}{(y_i - k')^2} \quad \text{si } i \leq nc \quad (4.21)$$

$$w_i = \frac{SCE}{(y_i - a' \cdot x_i - b')^2} \quad \text{si } i > nc \quad (4.22)$$

où : w_i = poids de l'observation i et x_i , y_i , a' , b' et k' définies comme au paragraphe 2.5.2.1.

Au lieu d'utiliser l'expression précédente, il est préférable d'utiliser sa racine carrée ; cela est nécessaire pour ne pas attribuer un poids excessivement élevé aux observations bien ajustées lors de la régression non pondérée. Cela amène à présenter une nouvelle formulation du poids w_i :

$$w_i = \frac{\sqrt{SCE}}{|u_i|} \quad (4.23)$$

où : u_i = résidu de l'observation i (estimé par l'ajustement non pondéré) défini comme suit :

$$u_i = y_i - k' \quad \text{si } i \leq nc \quad (4.24)$$

$$u_i = y_i - a' \cdot x_i - b' \quad \text{si } i > nc \quad (4.25)$$

Note : Il est facile à démontrer que : $\sum_{i=1}^n 1/w_i^2 = 1$.

Après la détermination du poids par observation, la régression pondérée peut être réalisée. En recourant aux suggestions de TOMASSONE et al. (1983), l'ajustement est effectué en minimisant la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) :

$$SCE = \sum_{i=1}^{nc} w_i \cdot (y_i - k)^2 + \sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot (y_i - a \cdot x_i - \beta)^2 \quad (4.26)$$

A l'aide de la (4.15), la (4.26) devient :

$$SCE = \sum_{i=1}^{nc} w_i \cdot (y_i - a \cdot \bar{x} - \beta)^2 + \sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot (y_i - a \cdot x_i - \beta)^2 \quad (4.27)$$

où : $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^n w_i}$

Nous pouvons estimer α et β en dérivant l'équation (4.27) :

$$\frac{\partial SCE}{\partial \alpha} = 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial SCE}{\partial \beta} = 0$$

- α est estimé par a :

$$a = \frac{\bar{x} \cdot \sum_{i=1}^{nc} w_i \cdot y_i - \bar{x} \cdot \bar{y} \cdot \sum_{i=1}^{nc} w_i + \sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i \cdot y_i - \bar{y} \cdot \sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i}{\bar{x}^2 \cdot \sum_{i=1}^{nc} w_i - \bar{x}^2 \cdot \frac{\left[\sum_{i=1}^{nc} w_i \right]^2}{\sum_{i=1}^n w_i} - 2\bar{x} \cdot \frac{\left[\sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i \right] \left[\sum_{i=1}^{nc} w_i \right]}{\sum_{i=1}^n w_i} + \sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i^2 \cdot \frac{\left[\sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i \right]^2}{\sum_{i=1}^n w_i}} \quad (4.28)$$

- β est estimé par b :

$$b = \bar{y} - a \cdot \bar{x} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{nc} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} - a \cdot \frac{\sum_{i=nc+1}^n w_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (4.29)$$

- k est estimé par \hat{k} :

$$\hat{k} = a \cdot \bar{x} + b \quad (4.30)$$

$$\text{où : } \bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \cdot y_i}{\sum_{i=1}^n w_i}$$

Remarque : Si $w_i = 1$ quelle que soit l'année i (ajustement non pondéré), les formules (4.28) et (4.29) nous donnent les équations (4.18) et (4.19) du paragraphe 2.5.2.1.

2.6. Construction du modèle pour les groupes d'âge 4 et 5.

Pour ces groupes d'âge la capturabilité est une constante. Le coefficient instantané de mortalité par pêche est proportionnel à l'effort de pêche :

$$F_i = q \cdot f_i \quad (4.31)$$

où :

F_i et f_i - coefficient instantané de mortalité par pêche et effort de pêche de l'année i ; q - capturabilité.

2.6.1. Formulation du problème.

Pour l'estimation de la capturabilité, il suffit d'ajuster la variable expliquée F en fonction de la variable explicative f par une méthode de régression linéaire sans terme constant qui force la droite ajustée de passer par l'origine des axes. Pour la présentation du modèle final, un élément supplémentaire est pris en compte :

- Le modèle proposé est le résultat d'une régression pondérée, pour les mêmes raisons que pour le groupe d'âge 3. Le pondérateur est une fonction de la contribution de chaque observation à la somme des carrés des écarts résiduels (voir relation (4.23)) ; il est donc nécessaire de réaliser un premier ajustement non pondéré, puis pondéré après fixation du poids w_i de chaque observation.

2.6.2. Ajustement final. Estimation de la capturabilité.

En appliquant les principes évoqués par TOMASSONE et al. (1983), l'ajustement pour chaque groupe d'âge est effectué par minimisation de la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) :

$$SCE = \sum_{i=1}^n w_i \cdot (F_i - q \cdot f_i)^2 \quad (4.32)$$

avec : n = nombre d'années prises en compte.

Pour minimiser la (4.32) par rapport à la pente q, il faut passer par la dérivée première :

$$\frac{\partial SCE}{\partial q} = 0$$

Cette opération donne l'estimation suivante de q :

$$q = \frac{\sum_{i=1}^n w_i \cdot f_i \cdot F_i}{\sum_{i=1}^n w_i \cdot f_i^2} \quad (4.33)$$

2.7. La capturabilité du groupe d'âge 2 et la sélectivité de la drague.

La capturabilité intègre par définition la notion de la vulnérabilité qui est liée au comportement des animaux vis-à-vis de l'engin de pêche (paragr. 1.1). Ce comportement, dans le cas de la coquille Saint-Jacques, est exhaustivement décrit par l'échappement passif à travers les mailles (anneaux) de l'engin de pêche qui définit la notion de la sélectivité. Les estimations obtenues par analyse des cohortes sont ainsi des produits "capturabilité x sélectivité". Dès que le diagramme d'exploitation se modifie (p.ex. changement de maillage), la méthode de base est mise en cause (analyse des cohortes séparable: DURAND et al., 1983).

Au cours de la saison de pêche 1985/86, le maillage du sac de la drague a été modifié et le diamètre des anneaux métalliques a été porté de 72 mm à 85 mm. Cette mesure a été prise pour réduire la fraction capturée d'individus du groupe d'âge 2 n'atteignant pas la taille marchande afin de limiter la mortalité provoquée par le rejet de cette catégorie d'animaux (DAO, comm. pers.). LABBE (1983) a étudié la sélectivité des dragues à différents diamètres d'anneaux.

A partir de son étude, une comparaison des sélectivités à travers les deux maillages a été tentée en utilisant l'équation de croissance individuelle en hauteur proposée par ANTOINE (1979). Le travail a été limité sur les individus du Gr 2 : selon LABBE (1983), les différents diamètres d'anneaux ne paraissent pas sélectifs vis-à-vis des animaux plus âgés d'autant plus que la sélectivité de la drague à coquilles semble s'exercer en "fil de rasoir" (écarts de sélection faibles).

Les résultats paraissent en annexe IV. Nous déduisons que la drague à 72 mm n'est pas significativement sélective vis-à-vis des individus du groupe d'âge 2 ; celle de 85 mm présente une sélectivité, mais le taux de rétention calculé pour les individus de 2,5 ans est supérieur à 0,9 (ou 90 %). Cette constatation est conforme aux remarques de DAO (comm. pers.) et aux témoignages des professionnels confirmant que la fraction d'animaux capturés du Gr 2 qui n'atteignent pas la taille marchande n'a guère changé après la modification du maillage.

Cette faible sélectivité a été finalement négligée. Par conséquent, la proposition des modèles de prédiction sur la période après 1985 (cf. chapitre 5), se base sur le modèle de capturabilité du Gr 2 ajusté ici à partir des données antérieures à 1985 (analyse des cohortes).

3. RESULTATS.

3.1. Le groupe d'âge 2.

Les résultats de l'ajustement pour le groupe d'âge 2 apparaissent dans le tableau 4.5 et dans la figure 4.4. Pour des raisons de commodité, seuls les résultats issus d'un scénario d'analyse des cohortes font partie de ce chapitre, ceux des autres scénarios figurant en annexe V.

TABLEAU 4.5	
AJUSTEMENT DU MODELE DE CAPTURABILITE (GROUPE D'AGE 2)	
PARAMETRES DU SCENARIO PRESENTE : M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50 ; R _{fr2} = 0,20	
AJUSTEMENT DU MODELE :	
$q_i = \exp \left[\frac{N_i^{cv_i}}{\alpha + \beta \cdot N_i^{cv_i}} \right]$	transformation linéaire : $\frac{1}{\text{Log}q_i} = \alpha \cdot \frac{1}{N_i^{cv_i}} + \beta$
nombre d'observations	: n = 10
coefficient de corrélation	: r = 0,9775
" " détermination	: r ² = 0,9555
	pente (α) estimée par a = 0,436731
	ordonnée à l'origine (β) estimée par b = -0,103449

Ces résultats confirment le bon ajustement des données par la fonction asymptotique choisie : 95,5 % de la variance totale de la variable 1/Logq sont expliquées par le modèle.

Le modèle proposé présente une valeur asymptotique maximale $q^\infty = \exp(1/b) = 0,6336 \times 10^{-4}$; cette valeur théorique correspond à un coefficient instantané de mortalité par pêche $F^\infty = 1,267$ pour un effort de pêche de 20000 heures par saison (valeur moyenne des années 80).

Le fait que les coefficients a et b aient des signes opposés implique que le modèle a un sens si : $N_i > (-a/b)^{1/cv_i}$.

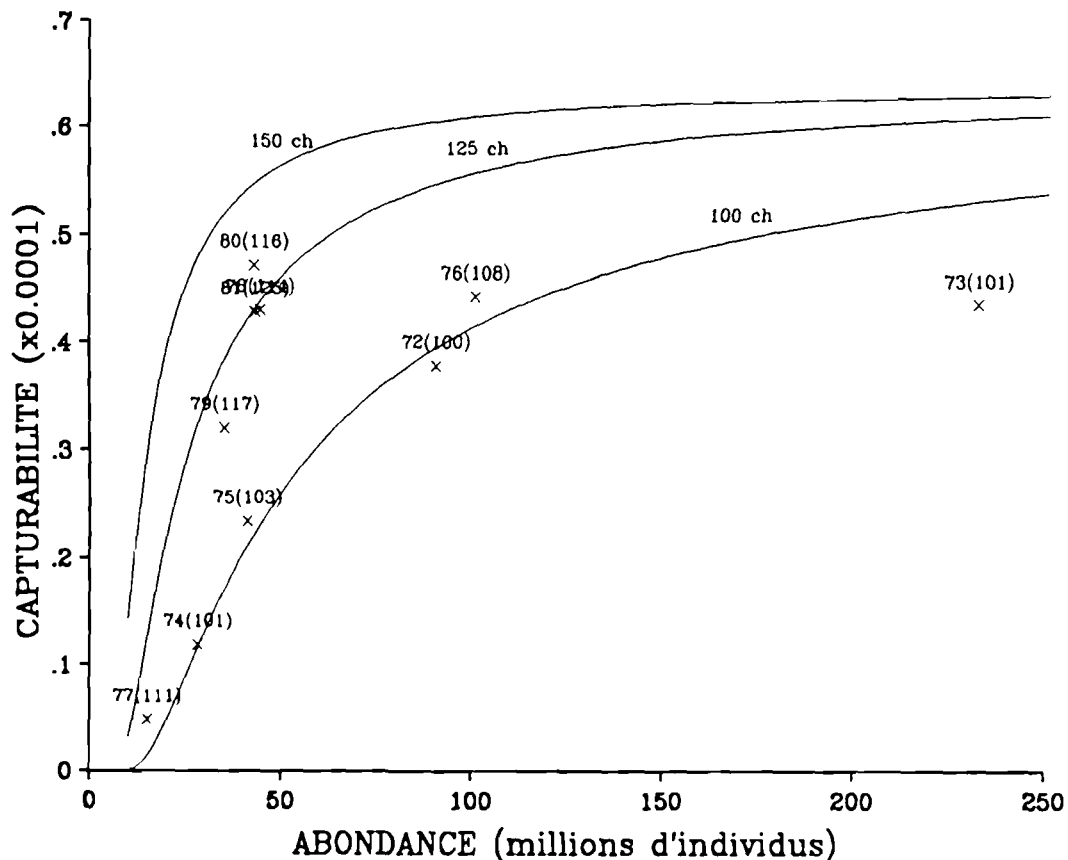


Figure 4.4. Ajustement du modèle final de capturabilité pour le groupe d'âge 2. Les courbes théoriques sont tracées pour des puissances motrices moyennes de 100, 125 et 150 chevaux. Les points observés sont accompagnés des années de naissance des cohortes et des puissances motrices moyennes correspondant.

Cet inconvénient est mineur car ces valeurs d'abondance minimale sont très faibles (et diminuent encore plus lorsque la puissance motrice moyenne augmente) comme aucun recrutement n'a jamais été observé en baie de Saint-Brieuc.

Le tableau 4.6 donne les valeurs d'abondance minimale et celles correspondant au point d'inflexion de la courbe (par résolution de l'équation (4.10)) pour différents niveaux de puissance motrice moyenne (exprimée en chevaux). Les abondances sont présentées en millions d'individus.

TABLEAU 4.6			
VALEURS CARACTERISTIQUES DE LA FONCTION AJUSTEE			
PUISSANCE MOTRICE MOYENNE	ABONDANCE MINIMALE	VALEURS DU POINT D'INFLEXION	
		ABONDANCE	CAPTURABILITE
100	4,222	24,626	$0,085750 \times 10^{-4}$
120	3,321	15,123	$0,097580 \times 10^{-4}$
140	2,798	10,589	$0,107403 \times 10^{-4}$
160	2,460	8,064	$0,115656 \times 10^{-4}$
180	2,226	6,502	$0,122647 \times 10^{-4}$
200	2,055	5,461	$0,128691 \times 10^{-4}$

3.2. Le groupe d'âge 3.

Les résultats de l'ajustement pour le groupe d'âge 3 sont présentés dans le tableau 4.7. La figure 4.5 donne la fonction ajustée. Comme pour le groupe d'âge 2, un seul scénario d'analyse des cohortes est présenté ici (pour les autres scénarios, il faut consulter l'annexe VI).

Les résultats montrent que plus de 82 % de la variance totale de la variable $1/\text{Log}q$ sont expliquées par le modèle choisi lors du premier ajustement sans pondération ; ce pourcentage s'améliore ensuite par l'ajustement pondéré (plus de 96 %).

La modification de la stratégie de pêche vis-à-vis du groupe d'âge 3 est marquée par l'année 1977. Le choix de cette année pour décrire le passage d'une capturabilité constante à une autre, fonction de l'abondance, n'est pas arbitraire; il repose sur la connaissance de l'historique de la pêcherie. La validité de ce choix est *a posteriori* vérifiée statistiquement ; à ce propos, nous avons effectué l'ajustement en laissant varier la borne au-delà de laquelle la capturabilité est fonction de l'abondance ($q_i = \Psi(N_i)$). Pour cela, il a suffi de modifier la valeur n_c (= nombre d'années à capturabilité constante). Les résultats apparaissent dans le tableau 4.8 et le graphique 4.6.

TABLEAU 4.7	
AJUSTEMENT DU MODELE DE CAPTURABILITE (GROUPE D'AGE 3)	
PARAMETRES DU SCENARIO PRESENTE : M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50 ; R _{fr} = 0,10	
AJUSTEMENT DU MODELE :	
(I) $q_i = c$	avant 1977
(II) $q_i = \exp \left[\frac{N_i^{cv_i}}{\alpha + \beta \cdot N_i^{cv_i}} \right]$	après 1977
APRES TRANSFORMATION LINEAIRE :	
(I) $1/\text{Log}q_i = k$	avant 1977
(II) $1/\text{Log}q_i = \alpha \cdot 1/N_i^{cv_i} + \beta$	après 1977
NOMBRE D'OBSERVATIONS - 11	
(I) <u>PREMIERE ETAPE : ajustement non pondéré</u>	
pente (α) estimée par $a' = 0,418342$ ordonnée à l'origine (β) estimée par $b' = -0,112168$ terme constant (k) estimé par $k' = -0,098384$ coefficient de corrélation : $r = 0,9075$ " " détermination : $r^2 = 0,8235$ SCE résiduels = $0,523221 \times 10^{-4}$	
(II) <u>SECONDE ETAPE : ajustement pondéré</u>	
$a = 0,409779$	$r = 0,9815$
$b = -0,111857$	$r^2 = 0,9634$
$k = -0,099348$	

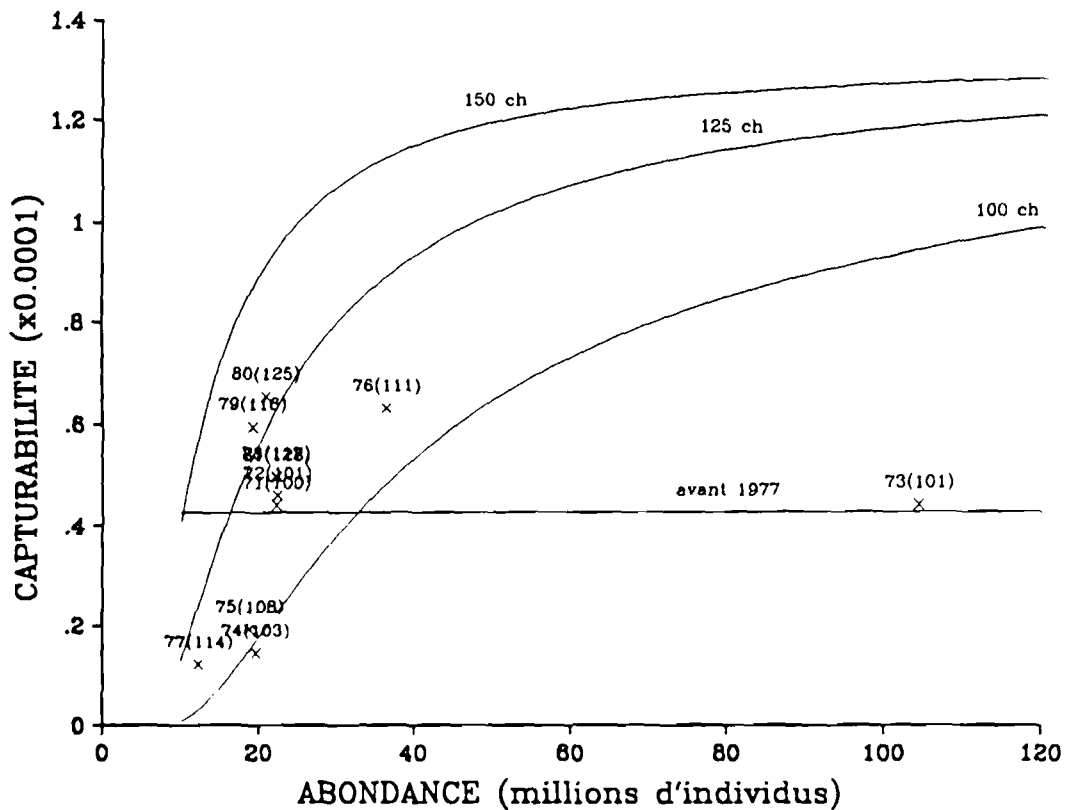


Figure 4.5. Ajustement du modèle final de capturabilité pour le groupe d'âge 3. Les courbes théoriques sont tracées pour des puissances motrices moyennes de 100, 125 et 150 chevaux et pour la période avant 1977 (capturabilité constante). Les points observés sont accompagnés des années de naissance des cohortes et des puissances motrices moyennes correspondant.

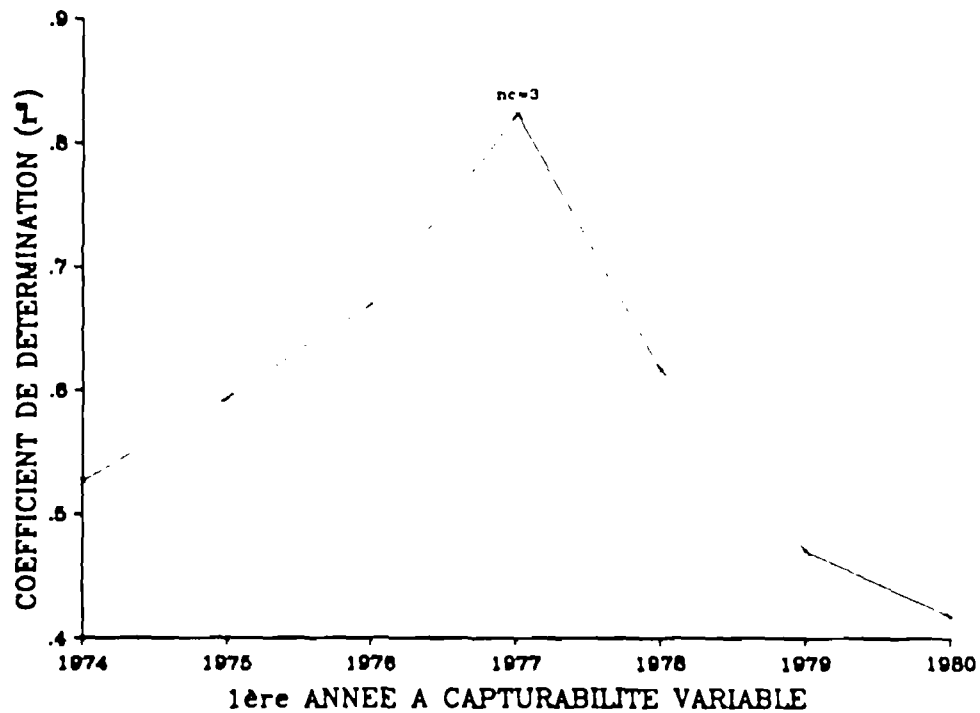


Figure 4.6. Groupe d'âge 3 : qualité des ajustements du modèle de capturabilité en fonction de la première année à capturabilité variable (nc = nombre d'années à capturabilité constante).

TABLEAU 4.8			
RESULTATS COMPARATIFS DE L'AJUSTEMENT			
nc	PREMIERE ANNEE	AJUSTEMENT NON PONDERE	
	$A q_i = \Psi(N_i)$	r	r ²
0	1974	0,7256	0,5265
1	1975	0,7705	0,5937
2	1976	0,8186	0,6700
3	1977	0,9075	0,8235
4	1978	0,7851	0,6163
5	1979	0,6858	0,4703
6	1980	0,6461	0,4175

L'utilisation de l'année 1977 comme limite au-delà de laquelle la capturabilité devient fonction de l'abondance, apporte la meilleure qualité d'ajustement.

Pour les années récentes, il existe une valeur asymptotique maximale de la capturabilité ; si $N_i \rightarrow \infty$, $q_i \rightarrow q_\infty = \exp(1/b) = 0,1310 \times 10^{-3}$. Cette valeur correspond à $F_\infty = 2,621$ si l'effort de pêche est de 20000 heures de pêche.

Comme pour le groupe d'âge 2, le modèle a un sens si $N_i > (-a/b) \frac{1}{cv_i}$

Le tableau 4.9 présente des valeurs caractéristiques de la fonction choisie: valeurs d'abondance minimale et du point d'inflexion de la courbe (par résolution de l'équation (4.10)) pour différents niveaux de puissance motrice moyenne (exprimée en chevaux). Les abondances sont présentées en millions d'individus.

TABLEAU 4.9			
VALEURS CARACTERISTIQUES DE LA FONCTION AJUSTEE			
PUISSANCE MOTRICE MOYENNE	ABONDANCE MINIMALE	VALEURS DU POINT D'INFLEXION	
		ABONDANCE	CAPTURABILITE
100	3,663	20,039	$0,177356 \times 10^{-4}$
120	2,951	12,769	$0,203577 \times 10^{-4}$
140	2,528	9,173	$0,225164 \times 10^{-4}$
160	2,251	7,118	$0,243158 \times 10^{-4}$
180	2,057	5,822	$0,258335 \times 10^{-4}$
200	1,914	4,946	$0,271311 \times 10^{-4}$

3.3. Les groupes d'âge 4 et 5.

Les résultats pour les groupes d'âge 4 et 5 sont présentés dans les tableaux 4.10 et 4.11 ; les figures 4.7 et 4.8 donnent une représentation graphique de deux ajustements. Pour les autres scénarios d'analyse des cohortes, il faut se reporter aux annexes VII et VIII.

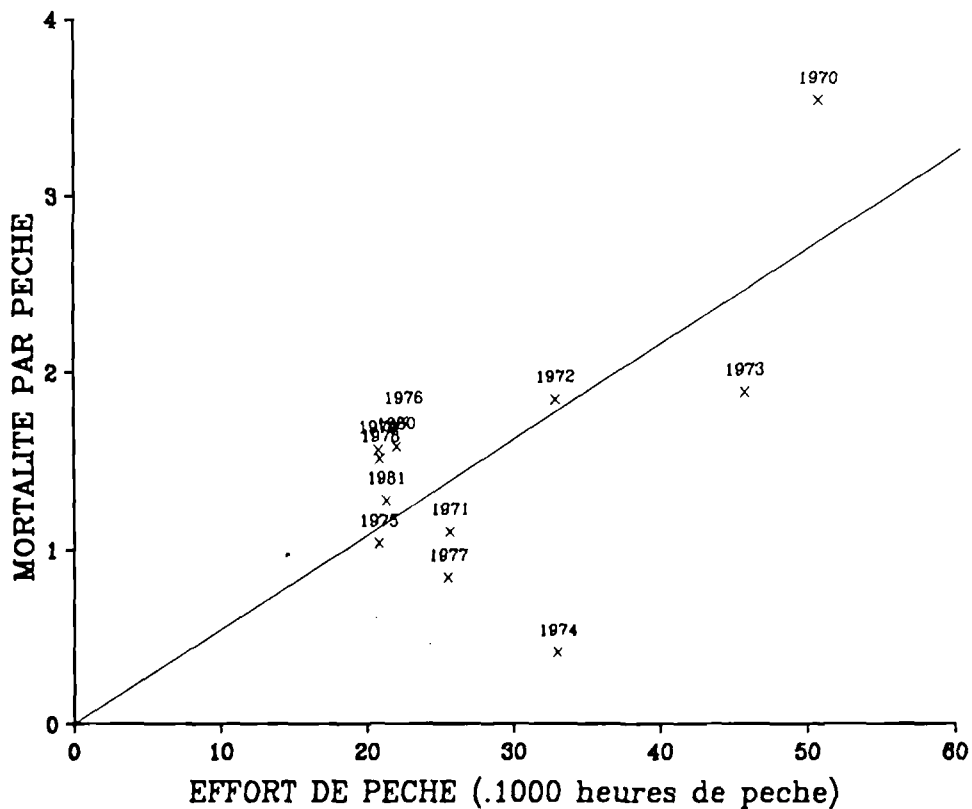


Figure 4.7. Ajustement de capturabilité pour le groupe d'âge 4. Présentation graphique du coefficient instantané de mortalité par pêche en fonction de l'effort de pêche.

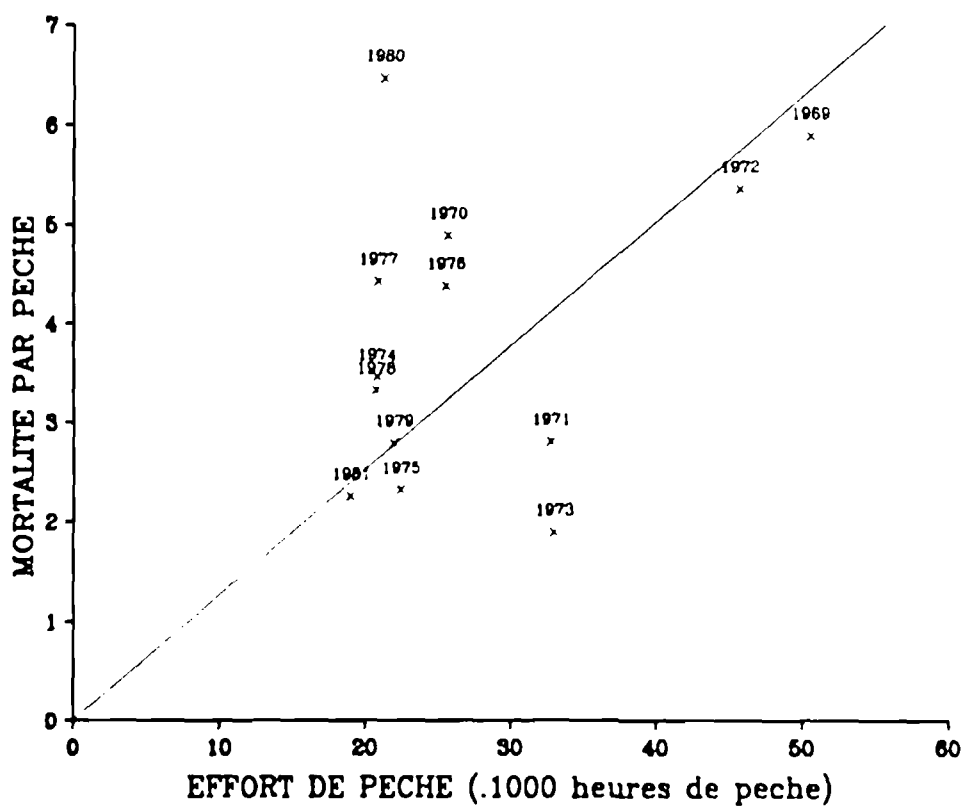


Figure 4.8. Ajustement de capturabilité pour le groupe d'âge 5. Présentation graphique du coefficient instantané de mortalité par pêche en fonction de l'effort de pêche.

TABLEAU 4.10
AJUSTEMENT DU MODELE DE CAPTURABILITE (GROUPE D'AGE 4)
PARAMETRES DU SCENARIO PRESENTE : M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50 ; R _{fr} = 0,10
AJUSTEMENT DU MODELE : F _i = q.f _i
nombre d'observations : n = 12
(I) <u>PREMIERE ETAPE : ajustement non pondéré</u> valeur de la capturabilité : q = 0,529917 x 10 ⁻⁴ coefficient de corrélation : r = 0,9396 " " détermination : r ² = 0,8829 SCE résiduels = 4,02792
(II) <u>SECONDE ETAPE : ajustement pondéré</u> q = 0,541237 x 10 ⁻⁴ ; r = 0,9738 ; r ² = 0,9483

TABLEAU 4.11
AJUSTEMENT DU MODELE DE CAPTURABILITE (GROUPE D'AGE 5)
PARAMETRES DU SCENARIO PRESENTE : M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50 ; R _{fr} = 0,10
AJUSTEMENT DU MODELE : F _i = q.f _i
nombre d'observations : n = 13
(I) <u>PREMIERE ETAPE : ajustement non pondéré</u> valeur de la capturabilité : q = 0,130608 x 10 ⁻³ coefficient de corrélation : r = 0,9292 " " détermination : r ² = 0,8634 SCE résiduels = 30,1772
(II) <u>SECONDE ETAPE : ajustement pondéré</u> q = 0,126099 x 10 ⁻³ ; r = 0,9773 ; r ² = 0,9550

En examinant les résultats, il est évident que la capturabilité du groupe d'âge 4 se maintient dans l'ordre de grandeur des valeurs estimées pour les plus jeunes groupes. Par contre, la valeur de q pour le groupe d'âge 5 est d'un ordre de grandeur nettement supérieur aux autres estimations.

4. DISCUSSION.

Cette analyse de la capturabilité pour le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc, n'est pas la première. Il existe déjà des travaux (DUPOUY et al., 1983 ; LABBE, 1983) qui ont défini une capturabilité constante sur l'ensemble de tous les groupes d'âge exploités pour utiliser ensuite sa valeur dans des modèles simples de prévision. Par contre, ce travail a traité séparément

les différents groupes d'âge et a abouti à des conclusions diversifiées selon le cas.

Les modèles de capturabilité proposés reposent sur la connaissance des étapes particulières à l'histoire du stock ; ils conservent, néanmoins, un caractère empirique dans la mesure où leur acceptation finale est essentiellement basée sur la qualité des ajustements obtenus au cours des étapes successives de calcul. Le problème posé est double :

-> Une validation des modèles est nécessaire dans les années futures.

-> Dans la mesure où les modèles seront jugés valables, il serait intéressant d'étudier les conséquences de leur validité ; cela dans le double but d'analyser, d'une part, les démarches poursuivies pour la mise au point du système de gestion sous sa forme actuelle et de proposer des améliorations éventuelles, d'autre part.

4.1. Validation des modèles : étude d'une cohorte récente extérieure aux modèles.

L'examen de validité des modèles se limite aux groupes d'âge 2 et 3 qui tiennent la place prééminente dans les débarquements annuels.

L'opération est effectuée en comparant les résultats obtenus par deux voies parallèles, soit :

(1) *L'analyse des cohortes* : soit une cohorte dont la série complète de captures en nombre d'individus n'était pas disponible au moment de la réalisation de ce travail, mais a été obtenue ultérieurement. Il est possible aujourd'hui d'évaluer ses abondances et mortalités par pêche par groupe d'âge.

(2) *L'application des modèles de capturabilité* : soit la même cohorte qui n'a pas fait partie des ajustements. Il est possible, par utilisation des modèles présentés dans ce travail, d'estimer abondances et mortalités par pêche de la cohorte.

Il faut ensuite comparer les résultats obtenus par les deux méthodes indépendantes. Si ceux-ci sont du même ordre de grandeur, les modèles de capturabilité gardent leur intérêt d'un point de vue prévisionnel.

4.1.1. Analyse des cohortes : la cohorte de 1982.

Avant la rédaction finale de ce document, nous avons complété les données sur les débarquements en nombre d'individus de tous les groupes d'âge de la cohorte de 1982. Les données de base ont été obtenues par échantillonnage en criée et l'estimation des captures a été réalisée en routine (cf. chapitre 1). Ces résultats ont été ensuite utilisés pour effectuer des analyses des cohortes selon différents scénarios (cf. chapitre 3).

Dans ce paragraphe, le scénario d'analyse présenté repose sur les valeurs suivantes des paramètres introduits : $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$; $R_{fr} = 0,10$; $R_c = 0,15$. Les résultats figurent dans le tableau 4.12.

TABLEAU 4.12						
RESULTAT DE L'ANALYSE DES COHORTES : COHORTE NEE EN 1982						
saison	groupe	C_l	$C_{fr}+C_c$	Z	F	$N(t)$
84 / 85	2	15,2630	5,3421	1,1724	1,0224	53,2667
été 85	3		2,6710	0,3463	0,1963	29,6391
85 / 86	3	12,4230	3,1058	2,2075	2,0575	24,9274
été 86	4		0,8541	0,3767	0,2267	8,2667
86 / 87	4	2,7790	0,6948	1,6353	1,4853	6,8475
été 87	5		0,2084	0,2985	0,1485	3,0230
87 / 88	5	0,5340	0,1335	0,7673	0,6173	2,6039
été 88	6+		0,0300	0,1854	0,0354	1,7742
88 / 89	6+	* 0,5050	0,1263	1,1846	1,0346	1,6171
C_l - captures réglementaires $C_{fr}+C_c$ - nombre d'individus fraudés (C_{fr}) et cassés (C_c) par le passage de l'engin de pêche Z - coefficient instantané de mortalité totale F - coefficient instantané de mortalité par pêche $N(t)$ - abondance de la cohorte						

(* = les captures des groupes d'âge 6 et plus (Gr 6+) n'étaient pas connues au moment de la rédaction du document; la valeur figurant dans le tableau 4.12 n'est qu'une moyenne du nombre d'individus capturés du Gr 6+ sur toute la période couverte par les échantillonnages à la criée, c'est-à-dire à partir de 1979. Le biais introduit par cette approximation doit affecter plus les vieux que les jeunes groupes d'âge où la convergence réduit vraisemblablement l'erreur. C'est une raison de plus, pour limiter l'étude comparative aux groupes d'âge 2 et 3).

Dans ce tableau :

- Abondances et captures sont exprimées en millions d'individus.
- Pour la saison de pêche, les nombres d'individus fraudés (ou fraudés et rejetés pour le Gr 2) et cassés par la drague sont calculés à partir des captures réglementaires par utilisation du coefficient multiplicatif de mortalité par fraude et par "casse". Par contre, pour la période estivale la rubrique $C_{fr}+C_c$ ne prend en compte que la fraude (cf. chapitre 2).
- Les paramètres présentés en gras correspondent à la période d'ouverture de la pêche.

4.1.2. Application des modèles de capturabilité.

En disposant les captures réglementaires en nombre d'individus pour un groupe d'âge donné, C_l , il est possible d'estimer l'abondance au début de la saison de pêche ainsi que les valeurs des coefficients de mortalité (totale et par pêche). Dans le cas des groupes d'âge 2 et 3, cette opération tient compte des équations suivantes :

$$C_p = N(t) \cdot \frac{F}{Z \cdot (1 + R_{fr} + R_c)} \cdot (1 - \exp(-Z/2))$$

$$F = f \cdot \exp \left[\frac{N(t)^{cv}}{\alpha + \beta \cdot N(t)^{cv}} \right]$$

avec les notations utilisées jusqu'ici pour les différents paramètres.

Rappel : dans le cas du Gr 2, le paramètre R_{fr} est remplacé par R_{fr2} .

Si les valeurs des paramètres C_p , cv , f , α et β sont connues et les coefficients R_{fr} (ou R_{fr2}) et R_c sont fixés par hypothèse, il est possible d'estimer l'abondance $N(t)$ et les coefficients de mortalité F et Z par résolution arithmétique. Nous pouvons ensuite comparer les résultats avec ceux obtenus par l'analyse des cohortes.

4.1.2.1. Le groupe d'âge 2 de la cohorte de 1982.

Pour effectuer le calcul sur le Gr 2, nous connaissons les paramètres suivants :

$f = 21943$ heures de pêche (tableau 4.1) ;
 α estimée par $a = 0,436731$ (tableau 4.5) ;
 β estimée par $b = -0,103449$ (tableau 4.5) ;
 $C_p = 15,263$ millions d'animaux (tableau 4.12) ;
 $cv = 1,278846$ centaines de chevaux (tableau 4.1)

et nous injectons aussi les valeurs suivantes : $R_{fr2} = 0,20$ et $R_c = 0,15$.

Ce calcul nous donne les estimations suivantes :

$N(t) = 51,7520$; $F = 1,0617$; $Z = 1,2117$.

4.1.2.2. Le groupe d'âge 3 de la cohorte de 1982.

Les paramètres connus sont :

$f = 21269$ heures de pêche (tableau 4.1) ;
 α estimée par $a = 0,409779$ (tableau 4.7) ;
 β estimée par $b = -0,111857$ (tableau 4.7) ;
 $C_p = 12,423$ millions d'individus (tableau 4.12) ;
 $cv = 1,278151$ centaines de chevaux (tableau 4.1)

et nous fixons par hypothèse les paramètres : $R_{fr} = 0,10$ et $R_c = 0,15$.

L'opération nous amène aux estimations suivantes :

$N(t) = 27,9243$; $F = 1,7075$; $Z = 1,8575$.

4.1.3. Synthèse.

Les résultats de la comparaison sont présentés dans le tableau 4.13.

TABLEAU 4.13						
SYNTHESE SUR LA COMPARAISON DES DEUX METHODES DE CALCUL						
GROUPE D'AGE	ANALYSE DES COHORTES			MODELE DE CAPTURABILITE		
	N(t)	F	Z	N(t)	F	Z
2	53,267	1,022	1,172	51,752	1,062	1,212
3	24,927	2,058	2,208	27,924	1,708	1,858

Cette comparaison montre que les résultats, abondances et mortalités, des deux méthodes sont du même ordre de grandeur ; cette constatation concerne notamment le groupe d'âge 2 tandis que les valeurs pour le groupe 3 présentent une différence relativement plus grande.

En résumé, les modèles de capturabilité gardent tout leur intérêt prévisionnel. Dans la mesure où nous admettons que les valeurs des paramètres fixées par hypothèse sont vraisemblables, les modèles construits dans ce travail sont très intéressants d'un point de vue pratique : ils évaluent l'abondance d'un recrutement bien plus rapidement que l'analyse des cohortes qui ne peut donner un résultat que six ans après la naissance d'une cohorte.

Ce résultat doit évidemment être vu avec précaution puisque l'étude n'a été réalisée que sur une seule cohorte ; la validité des modèles doit également être testée dans l'avenir par comparaison sur d'autres cohortes plus récentes.

4.2. Interprétation des modèles.

LOH LEE LOW (1975) a défini les principaux facteurs pouvant agir sur la capturabilité. Dans un concept général, il peut s'agir : (I) des conditions climatiques et géographiques ; (II) des variations cycliques de la distribution de la ressource ; (III) de la densité et, par conséquent, de l'abondance de la population ; (IV) du comportement des animaux vis-à-vis de l'engin de pêche ; (V) de l'efficacité des pêcheurs au déploiement de l'effort de pêche ; (VI) de la répartition de la flottille ; (VII) de la puissance motrice et de la taille des navires ; (VIII) des adaptations particulières de l'engin de pêche et (IX) des fluctuations aléatoires.

Les particularités du stock étudié autorisent de négliger certains de ces paramètres en mettant l'accent sur les autres. L'animal est sédentaire et cela permet de ne pas tenir compte des variations cycliques de la distribution et du comportement des individus (alors que, pour des animaux mobiles la capturabilité est souvent définie comme une fonction de leurs déplacements : SANTARELLI CHAURAND, 1985).

De tous les paramètres susceptibles d'intervenir, l'abondance de la population, la puissance motrice moyenne et les adaptations particulières de l'engin de pêche (voilet, lame renforcée) se sont avérés les plus significatifs au cours de cette étude.

4.2.1. L'inadéquation des rendements horaires comme indice d'abondance.

La constatation que la capturabilité n'est pas constante n'est pas nouvelle. PALOHEIMO et DICKIE (1964), CADDY (1975), GARROD (1975) ont signalé que les relations $F = q.f$ ($q = ct$) paraissent plausibles seulement si la distribution du stock et de l'effort de pêche restent uniformes au fil des années. GULLAND (1964) a remarqué que, même si le stock présente une hétérogénéité spatiale, il suffit d'avoir une distribution au hasard de l'effort de pêche pour établir une relation proportionnelle entre effort et mortalité par pêche : toutefois, cela supposerait que les rencontres entre animaux et engin de pêche s'effectuent de manière aléatoire, condition non remplie dans cette étude.

La conséquence de cette constatation est l'inadéquation des "prises par unité d'effort" ("catch per unit effort" ; c.p.u.e. chez les anglophones) comme indice d'abondance du stock (LAUREC et al., 1983). BARANOV (1918) a remarqué que, quand la flottille de pêche concentre son effort de pêche et déploie le maximum de ses capacités vis-à-vis du groupe le plus abondant, la composition des échantillons des captures ne représente pas la population-cible. LAUREC et FONTENEAU (1979) ont remarqué que la relation entre abondance globale et c.p.u.e. peut devenir complexe si la flottille tend à se concentrer sur les groupes d'âge les plus abondants : dans ce cas, il y aura sous-estimation des groupes les moins abondants.

Cette conclusion signifie que la prise en compte des rendements horaires de pêche pour mieux adapter la réglementation existante, n'est pas suffisante. Cet indice masque les fluctuations de la situation réelle de la ressource car il néglige les capacités d'adoption rapide d'une nouvelle stratégie de pêche vis-à-vis d'un recrutement qui varie considérablement d'une année à l'autre.

4.2.2. L'inadéquation de l'effort de pêche comme paramètre explicatif.

L'effort de pêche n'a pas été pris en compte comme facteur explicatif dans les modèles de capturabilité.

En dynamique des populations exploitées, il existe fréquemment des cas où la capturabilité varie en fonction de l'effort de pêche selon une relation allométrique : $q = \alpha.f^\beta$ ($\alpha, \beta = \text{constantes}$) ; ce cas est connu sous le nom de la "situation de compétition" (si $\beta < 0$) ou "coopération" (si $\beta > 0$) (LAUREC et LE GUEN, 1981 ; DURAND et al., 1983).

Cette option n'a pas été retenue dans ce travail pour les raisons suivantes :

(I) L'effort ne présente depuis quelques années que des variations de faible amplitude en raison des contraintes imposées par le système de gestion du stock : cela ne permet pas de définir une stratégie de pêche dépendant de ses variations interannuelles.

(II) CADDY (1977) a souligné que si la population présente une distribution contagieuse (formation d'agrégats), l'effort de pêche n'est pas distribué au hasard. Dans cet esprit, la tendance à rechercher les zones à la plus forte abondance, par concentration ou dispersion des navires, définit comme paramètre déterminant la tactique de pêche, l'intensité locale et non l'effort global ; celle-ci n'est pas disponible en l'absence de données adéquates.

4.2.3. Les variables explicatives retenues : l'abondance et la puissance motrice moyenne.

Dans un contexte général, il serait préférable que les modèles de capturabilité soient construits sur la base d'une formulation linéaire ou linéarisable (fonction puissance, etc.) avec des variables explicatives dissociées.

Au regard des résultats, il se déduit qu'un danger d'extinction du stock dû à une situation de saturation n'apparaît pas probable pour le stock. Cependant, il ne faut pas négliger la tendance régressive permanente que le gisement connaît depuis plusieurs années. La stratégie de concentration et de dispersion de la flottille selon l'état de la ressource a créé, au fil des années, une population constituée pratiquement de deux groupes d'âge et peut expliquer l'existence de la longue phase décroissante.

L'existence d'une valeur maximale asymptotique implique qu'en cas de recrutement exceptionnel, la flottille ne peut pas bénéficier au maximum de la ressource disponible par concentration sur les tâches les plus riches. Cela peut être profitable pour la restauration rapide de la population, à la suite d'un recrutement à abondance élevée.

La situation d'équilibre précaire d'un stock à deux seuls groupes d'âge significatifs, se renforce par l'augmentation de la puissance motrice des navires. Le rôle de ce dernier paramètre a été également souligné par CADDY (1977). Il faut, néanmoins, remarquer que l'utilisation de la puissance motrice moyenne n'est pas suffisante pour décrire correctement l'évolution de la flottille.

-> LABBE (1983) a signalé que la puissance des navires titulaires d'une licence ne suit pas une distribution gaussienne: une valeur moyenne ne serait donc pas un bon estimateur. Il serait préférable d'analyser le phénomène par classe de puissance motrice en examinant quelles classes sont le plus affectées par la diminution globale du nombre de licences.

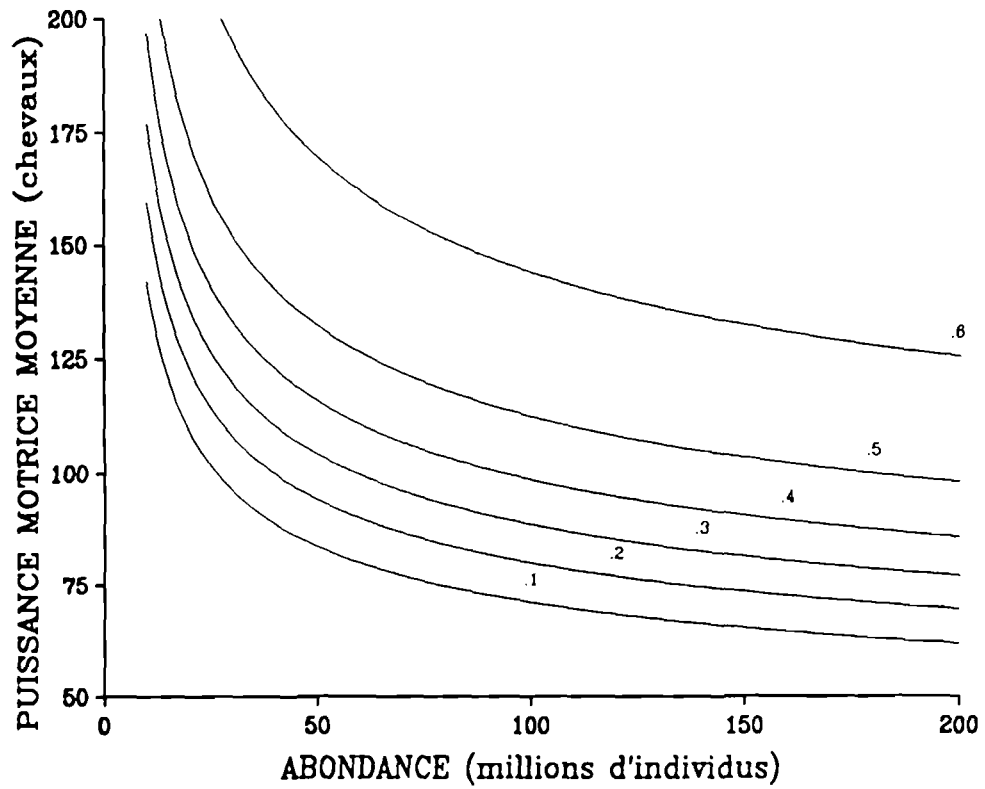
-> Les navires à moteur puissant réalisent des traits de drague à une vitesse bien plus élevée que les bateaux moyens. Une vitesse élevée a vraisemblablement comme effet principal d'endommager une fraction plus grande d'animaux sur le fond. De ce point de vue, un coefficient multiplicatif de mortalité par "casse" qui reste constant au fil des années, ne paraît pas justifié.

Malgré ces inconvénients, l'indice moyen donne une idée au moins grossière de l'évolution de la flottille. Le passage de 100 à 130 chevaux à dix ans environ indique qu'en restreignant l'effort de pêche pour conserver une ressource en péril, le résultat ne sera pas le même aujourd'hui qu'auparavant.

Le premier effet de l'accroissement de la puissance est le suivant : pour un effort de pêche donné, la mortalité exercée sur un recrutement faible ou moyen s'approche beaucoup plus de la valeur asymptotique. Cette constatation est confirmée par l'allure des courbes ajustées qui montrent que les changements les plus profonds liés à l'augmentation de la puissance se manifestent aux niveaux moyens de l'abondance. Les premiers sujets de cette évolution sont donc les recrutements médiocres qui constituent actuellement la règle en baie de Saint-Brieuc et cela devient particulièrement dangereux pour le stock.

Pour illustrer cette évolution, nous avons tracé des isoplètes (lignes d'iso-capturabilité) en fonction de l'abondance (en abscisses) et de la puissance motrice moyenne (en ordonnées) pour les groupes d'âge 2 et 3 (fig. 4.9).

(1) GROUPE D'AGE 2



(2) GROUPE D'AGE 3

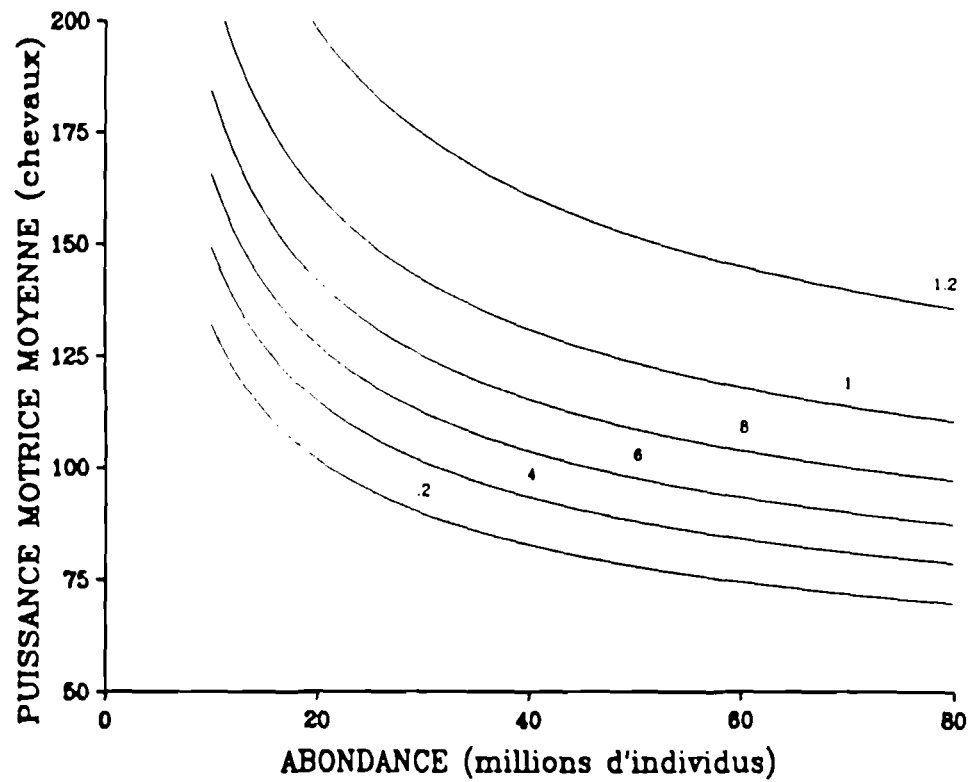


Figure 4.9. Isoplètes de capturabilité (en 10^{-4}) pour les groupes d'âge 2 et 3 en fonction de l'abondance du groupe correspondant et de la puissance motrice moyenne des navires de pêche.

En se limitant à l'exemple du groupe d'âge 2 pour une abondance de 40 à 50 millions d'individus, ces courbes montrent, en effet, qu'un accroissement de la puissance moyenne de 100 à 130 chevaux provoque une multiplication de la capturabilité par un facteur 2 à 2,5. En réduisant donc l'effort de pêche, le résultat actuel ne sera pas le même qu'il y a quinze ans ; il faut, par conséquent, songer à de fortes limitations pour conserver le stock.

La situation n'est donc pas profitable pour le gisement ; toutefois, pour mieux cerner le problème, il faut répondre à une question de plus : les pêcheurs peuvent-ils encore tirer des bénéfices ?

Dans le tableau 4.14 nous présentons les effets de l'augmentation de la puissance motrice moyenne (de 100 à 130 chevaux) en terme de mortalité par pêche et de tonnage débarqué. L'exemple est tiré du groupe d'âge 2 ; des conclusions similaires peuvent également être dégagées pour le groupe 3.

TABLEAU 4.14						
ETUDE COMPARATIVE DES BENEFICES APPORTES PAR LA PUISSANCE EXEMPLE DU GROUPE D'AGE 2 f = 20000 heures						
ABONDANCE	MORTALITE PAR PECHE		TONNAGE		GAIN ABSOLU	GAIN (en %)
	100 ch	130 ch	100 ch	130 ch		
20	0,095	0,511	87	420	333	382,9
40	0,405	0,893	684	1341	657	96,1
60	0,610	1,034	1469	2253	784	53,4
80	0,740	1,103	2303	3153	850	36,9
100	0,828	1,143	3154	4046	891	28,3
200	1,029	1,215	7480	8464	984	13,1
300	1,104	1,228	11832	12854	1022	8,6

Ce tableau indique que le gain en tonnage débarqué sera de l'ordre de 1000 tonnes environ même en présence de recrutement exceptionnel (p. ex. 300 millions d'animaux), jamais observé en baie de Saint-Brieuc depuis plus de quinze ans. Le résultat n'est pas complet étant donné la prise en compte de le seul groupe d'Age 2 dans le calcul. Il reste ensuite à savoir si le tonnage supplémentaire peut compenser les lourds investissements imposés par le renforcement de la puissance motrice. A ce propos, BERTHOU (1983) a analysé la pêcherie granvillaise de praires (*Venus verrucosa*, L.) et a abouti à la conclusion que les bateaux suréquipés étaient moins rentables que ceux des capacités moyennes. L'auteur a souligné que cette constatation restait valable si seul le stock de praires était considéré. Dans ce travail, les conclusions vont probablement dans ce sens.

4.3. Impact des modèles sur la gestion. Propositions.

Le problème essentiel dû à l'accroissement de la puissance motrice par bateau est lié au fait que celle-ci n'est pas (ou n'est plus) conditionnée par l'état du stock de coquilles Saint-Jacques, mais par les autres activités de pêche dans la baie. Dans la mesure où le système de gestion vise uniquement le stock étudié ici, une réponse complète ne peut pas être donnée. D'un point de vue biologique, il est possible de tirer des conclusions pour une seule population isolée, mais cela n'est pas valable d'un point de vue économique : de ce fait, il serait plus intéressant de s'orienter vers une gestion à éléments plurispécifiques.

Deux sujets peuvent être abordés pour l'amélioration de la situation actuelle :

-> Le quota tonnage : les quotas globaux pondéraux combinés avec le renforcement de la puissance d'une catégorie des navires (chalutiers) déclenchent actuellement, pour les bateaux les plus puissants, une course pour la maximisation de leur part dans un quota fixé a priori. Les effets de la recherche des "tâches" abondantes, par concentration ou dispersion, sont ainsi accentués au profit d'une catégorie des navires et au détriment des autres. De ce fait, il serait plus opportun d'envisager l'instauration d'un système de gestion par quotas individuels.

-> La puissance et les activités annexes : le problème de l'augmentation de la puissance n'affecte pas uniquement le gisement de coquilles Saint-Jacques, mais globalement toute l'activité de pêche dans la baie de plus en plus appauvrie en ressources ; cette constatation a déjà été faite par DUPOUY et al. (1983). Pour cela il serait indispensable d'encourager une orientation des navires les plus puissants à des activités en dehors de la baie : les bateaux sortant actuellement de la baie est pratiquement inexistante (FOUCHER, 1986). Il serait, par exemple, profitable d'imposer aux navires dépassant un seuil de puissance de travailler pendant une partie de l'année à l'extérieur de la baie de Saint-Brieuc ; les ressources biologiques disponibles ne peuvent pas satisfaire longtemps une activité exercée par des moyens de plus en plus importants.

5. CONCLUSION.

L'évolution de la pêcherie de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc a franchi plusieurs étapes : introduction de la drague à volet, mise au point d'un système de gestion par quota global pondéral, utilisation de la drague à lame au carbure, augmentation de la puissance motrice par navire de pêche. Ces étapes ont amené à la définition d'une stratégie particulière de pêche. Celle-ci repose notamment sur deux groupes d'âge : la maximisation du rendement de pêche est acquise par concentration ou dispersion des bateaux de pêche selon l'état annuel de ces groupes-cibles.

Ces principes d'exploitation ont été pris en compte pour bâtir des modèles de capturabilité pour les deux plus jeunes groupes d'âge en fonction de l'abondance et de la puissance motrice moyenne des navires. Par contre, la capturabilité est définie comme une constante pour les groupes les plus âgés. La démarche suivie pour la construction de ces modèles est empirique : pour qu'ils puissent être utilisés dans un but prévisionnel, il convient de tester leur validité dans l'avenir. Dans cette perspective, les modèles proposés ont un intérêt pratique pour la gestion du stock puisqu'ils peuvent donner une évaluation de l'abondance du recrutement plus rapidement que l'analyse des cohortes.

Les modèles montrent que l'utilisation des rendements horaires (prise par unité d'effort) n'est pas suffisante pour obtenir une estimation de l'abondance relative de la population. La fragilité du stock s'accroît par la stratégie actuelle de pêche : celle-ci amène à un profil de population constituée essentiellement de deux groupes d'âge et le phénomène est renforcé par les fortes fluctuations interannuelles du recrutement.

L'armement des navires plus en plus puissants n'est pas forcément bénéfique pour les pêcheurs car les gains apportés par une augmentation de la puissance

restent relativement faibles même en cas de très forts recrutements. De plus, cette course à la puissance est très dangereuse pour la longévité du stock puisqu'elle provoque l'affaiblissement rapide des recrutements moyens et faibles qui constituent la règle actuelle en baie de Saint-Brieuc.

Le problème est relativement complexe car l'accroissement de la puissance motrice est plutôt imposé par les activités annexes de pêche dans la baie, comme le chalutage. Cette situation peut s'aggraver si une orientation des navires les plus puissants vers des activités extérieures à la baie, ne fait pas partie des projets de conservation des ressources biologiques.

CHAPITRE 5 :

**LE MODELE ANALYTIQUE
DE PRODUCTION ET DE FECONDITE DU STOCK.**

	page
3.2. Les isoplètes de rendement par recrue (Y/R).	190
3.2.1. Généralités.	190
3.2.2. Les variables d'entrée pour le stock étudié.	190
3.2.3. Présentation des résultats.	190
3.3. Les isoplètes de fécondité par recrue (Bf/R).	199
3.3.1. Généralités.	199
3.3.2. Présentation des résultats.	200
4. <u>DISCUSSION.</u>	208
4.1. Reconstitution des captures et des rendements par recrue.	208
4.2. Les isoplètes.	209
4.2.1. Sensibilité des Y/R à la modification du régime d'exploitation.	209
4.2.2. Sensibilité des Bf/R à la modification du régime d'exploitation.	209
4.2.3. Synthèse.	210
4.2.3.1. L'abondance du recrutement.	210
4.2.3.2. La puissance motrice moyenne.	212
5. <u>CONCLUSION.</u>	213

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

Le rôle fondamental de la dynamique des populations exploitées est de montrer comment parvenir à optimiser les rendements des activités de pêche en fonction des paramètres biologiques. Dans ce but, elle évalue et prévoit l'impact de l'exploitation sur les stocks et leur productivité.

A cet effet, les méthodes généralement utilisées font partie de deux grandes familles (LAUREC, 1978; LAUREC et LE GUEN, 1981):

(I) La voie qui tente de décrire par une fonction les réactions du stock à l'effort de pêche sans essayer d'explicitier les mécanismes mis en jeu (approche synthétique ou globale).

(II) La seconde voie a l'objectif de proposer des modèles prédictifs en intégrant les principales caractéristiques d'une espèce, en tant qu'unité biologique ou écologique, mais aussi en tant que ressource exploitable (CLAVIER et RICHARD, 1985) (approche analytique ou structurale).

Ces deux approches se basent sur une notion d'équilibre définie différemment selon le cas (MESNIL, 1980b).

Selon les modèles globaux, une population vivant dans un environnement constant à supplément trophique limité tend vers une stabilité et le taux d'accroissement de sa biomasse dépend uniquement de la taille de la population. Le premier développement de ces modèles en halieutique est dû à SCHAEFER (1954) ; il existe aujourd'hui plusieurs variantes (FOX, 1970 et 1975 ; FREON, 1983 ; SANTARELLI CHAURAND, 1985) intégrant des corrections des variables d'entrée (effort de pêche, prises pondérales) ou introduisant des variables supplémentaires (composante climatique, répartition de la flottille de pêche). La gestion par ces modèles s'impose quand la détermination de la croissance et de la structure démographique est impossible (LAUREC et LE GUEN, 1981). L'objectif d'aménagement par les modèles globaux est la maximisation des prises globales à l'équilibre en fonction de l'effort de pêche (notion de M.S.Y. : "Maximum Sustained Yield"). La validité de ce concept a souvent été mise en cause (LARKIN, 1977).

Les modèles structuraux dans leur version la plus simple raisonnent à partir d'un équilibre fondé sur l'idée suivante : ce qui est valable pour un groupe d'âge donné tout au long de la phase exploitable, l'est aussi pour l'ensemble des groupes d'âge au cours d'une année donnée (GULLAND, 1969). Selon ces modèles, on gère une cohorte moyenne et on raisonne, en général, par individu recruté sur le rendement par recrue (Y/R), en terme de production pondérale, ou sur la biomasse féconde (ou fécondité) par recrue (Bf/R), en terme de reproduction. Les variantes les plus connues furent proposées par BEVERTON et HOLT (1957) et RICKER (1958). L'application de ces modèles nécessite l'acquisition des paramètres biologiques, essentiellement de la croissance et de la mortalité. En tant qu'outils de gestion, ils s'avèrent plus puissants que les modèles globaux (LAUREC, 1978); ils permettent d'étudier l'impact d'une modification de l'effort de pêche, mais aussi du maillage sur le rendement pondéral moyen d'une pêcherie.

1.1. Le choix des modèles analytiques.

Les caractéristiques essentielles de la coquille Saint-Jacques (détermination directe de l'âge, obtention aisée de la structure démographique des captures) ont imposé jusqu'ici le choix des modèles analytiques comme cela fut.

d'ailleurs, pratiqué par DAO et al. (1975), VERON (1979), DUPOUY et al. (1983) et DAO (1985).

Pour la suite du travail, il est nécessaire de choisir un modèle structural de simulation. L'option retenue ici dérive du modèle de BEVERTON et HOLT.

1.2. L'objectif de l'étude.

Le modèle de simulation présenté par la suite, est développé dans les buts suivants :

(I) *Reconstitution des débarquements ou des rendements par recrue* : Le modèle permet d'étudier comparativement l'ensemble des scénarios bâtis pour l'analyse des cohortes et pour la proposition des modèles de capturabilité (chapitres 3 et 4) ; ces scénarios sont construits par introduction de différentes valeurs des paramètres (chapitre 2). Le modèle doit donc démontrer quel est le scénario reconstituant au mieux les débarquements enregistrés (ou les rendements par recrue) et quelles sont ainsi les valeurs les plus plausibles des paramètres initiaux.

(II) *Calcul des rendements par recrue et des fécondités par recrue* : Le modèle permet de concevoir les effets du changement des différentes variables liées à l'exploitation ou à la biologie de l'espèce (effort de pêche, âge de lère capture, puissance motrice moyenne des navires, abondance du recrutement, etc.) sur la production et sur la fécondité de la population.

2. MATERIELS ET METHODES.

2.1. Le modèle de rendement par recrue (Y/R) de BEVERTON et HOLT.

2.1.1. Le modèle originel. Les hypothèses de base.

Pour la construction du modèle de base, il faut partir des hypothèses suivantes :

- Les paramètres biologiques (mortalité, croissance, etc.) sont considérés stables d'une cohorte à l'autre et d'un groupe d'âge à l'autre.

- La croissance pondérale est décrite par une équation de VON BERTALANFFY ; dans la version la plus simple, le poids est supposé proportionnel au cube de la longueur (isométrie).

- La mortalité est décrite par une fonction exponentielle ; il est considéré que ses composantes restent constantes tout au long de la phase exploitée.

En raisonnant sur la production "par recrue", le modèle se présente comme suit :

$$Y/R = F \cdot W_{\infty} \cdot \exp(-M \cdot (t_c - t_r)) \cdot \sum_{n=0}^3 U_n \cdot \frac{\exp(-nk \cdot (t_c - t_0))}{Z + nk} \quad (5.1)$$

où : $U_0 = 1, U_1 = -3, U_2 = 3, U_3 = -1$;

F, M et Z = coefficients instantanés de mortalité par pêche, naturelle et totale ;

W_∞, k et t_0 = paramètres de croissance pondérale de l'équation de VON BERTALANFFY ;

t_c = âge de lère capture (entrée en phase d'exploitation) ;

t_r = âge du recrutement.

L'hypothèse de la constance des mortalités tout au long de la vie d'une cohorte, à partir de l'âge du recrutement, s'avère souvent irréaliste. Toutefois, le modèle de base est un outil précieux, soit pour des stocks non exploités, soit lors des premières étapes de la mise en exploitation d'une population halieutique (CLAVIER et RICHARD, 1985 ; DIOP, 1988).

2.1.2. Le modèle de production retenu.

Le modèle simplifié ne peut pas être appliqué au stock étudié. Ce dernier présente une variabilité des mortalités selon l'âge qui a, par ailleurs, justifié le choix de l'analyse des cohortes conformément aux suggestions de LAUREC et al. (1983).

La production d'une cohorte (ou d'une année) est donnée par :

$$Y = \sum_{i=2}^6 Y_i \quad (5.2)$$

pour l'ensemble des groupes d'âge (i varie entre 2, premier groupe mis en exploitation, jusqu'à 6, dernier groupe retenu dans les calculs : il s'agit du groupe nommé 6 + qui inclut l'ensemble des animaux appartenant au groupe 6 ou plus; cf. chapitres 1 et 3).

Pour développer les termes Y_i , les hypothèses de base sont les suivantes :

- La croissance pondérale est supposée isométrique et décrite par une équation de VON BERTALANFFY.

- La décroissance des effectifs en raison des décès est exponentielle.

- La valeur du coefficient instantané de mortalité par pêche pour un groupe d'âge et pour une année donnée est considérée constante.

- La valeur du coefficient instantané de mortalité naturelle est supposée constante tout au long de la vie d'une cohorte, à partir de l'âge du recrutement et jusqu'à son extinction (âge de longévité maximale).

Selon les remarques de LAUREC et LE GUEN (1981), la production d'un groupe d'âge i peut être donnée par :

$$Y_i = \int_{t_i}^{t_i+0.5} F(t)N(t)W(t)dt \quad (5.3)$$

pour une période de pêche de six mois (durée approximative de la saison de pêche coquillière en baie de Saint-Brieuc),

avec :

$F(t)$ = coefficient instantané de mortalité par pêche ;

$N(t)$ = effectif du groupe d'âge i ;

$W(t)$ = poids individuel pour le groupe d'âge i .

Pour développer la (5.3), nous rappelons que :

$$(I) N(t) = N(t_i) \cdot \exp(-Z(t) \cdot (t - t_i))$$

avec : $N(t_i)$ = effectif de la cohorte à l'âge t_i (début de la saison de pêche) ; $Z(t)$ = coefficient instantané de mortalité totale.

$$(II) W(t) = W_{\infty} \cdot \left[1 - \exp(-k \cdot (t - t_0)) \right]^3$$

(III) La valeur de $F(t)$ est constante entre t_i et $t_i+0,5$; si les Y_i correspondent aux débarquements déclarés au cours d'une saison, la mortalité par pêche est décrite par le coefficient instantané F_{ℓ} , dit de mortalité par pêche légale ou réglementaire (chapitres 2 et 3). Pour un groupe d'âge i , le coefficient $F_{\ell i}$ est défini par :

$$F_{\ell i} = \frac{F_{t_i}}{1 + R_c + R_{fr}} \quad (\text{groupes d'âge 3 et plus}) \quad \text{ou}$$

$$F_{\ell i} = \frac{F_{t_i}}{1 + R_c + R_{fr2}} \quad (\text{groupe d'âge 2})$$

avec les facteurs multiplicatifs de mortalité induite par la pêche (chapitres 2 et 3) :

R_c = "par casse" ; R_{fr} = par fraude ; R_{fr2} = par fraude et par rejet.

et avec F_{t_i} = coefficient instantané de mortalité par pêche globale (groupe i), décomposée aux mortalités par pêche (I) légale ; (II) "par casse" et (III) par fraude (ou par fraude et par rejet des animaux du groupe 2 n'atteignant pas la taille marchande).

Ces précisions donnent la forme suivante à la (5.3) :

$$Y_i = F_{\ell i} \cdot W_{\infty} \cdot N(t_i) \cdot \sum_{n=0}^3 U_n \cdot \exp(-nk \cdot (t_i - t_0)) \cdot \frac{1 - \exp(-(F_{t_i} + M + nk)/2)}{F_{t_i} + M + nk}$$

(5.4)

U_0, U_1, U_2 et U_3 sont définies comme dans la (5.1) (paragr. 2.1.1).

En rappelant que l'âge de lère capture t_c est approximativement égal à 2,5 ans, les termes t_i de la (5.4) sont égaux à : $t_i = t_c + i - 2$.

2.2. Le modèle de fécondité (ou biomasse féconde) par recrue (Bf/R) de BEVERTON et HOLT.

2.2.1. Le modèle de base.

Pour décrire l'état de maturité d'une cohorte, on fait appel à deux notions, celles de la fécondité et de la biomasse féconde, qui sont le plus souvent confondues dans la bibliographie.

La fécondité (ou la biomasse féconde) d'une cohorte est définie par le poids total des femelles sexuellement mûres au moment de la ponte ou par l'intégrale de ce poids sur la période de la ponte.

On se place dans le cas le plus simple : le stock est composé d'individus qui pondent continuellement et on considère que l'âge de longévité maximale est très grand comparativement à l'âge de première maturité sexuelle (t_f). Dans ce cas, la fécondité d'une cohorte est donnée par l'intégrale suivante (LAUREC et LE GUEN, 1981) :

$$B_f = \int_{t_f}^{\infty} SR(t)O(t)N(t)W(t)dt \quad (5.5)$$

où :

- $N(t)$ - effectif de la cohorte ;
- $W(t)$ - poids individuel ;
- $SR(t)$ - sex-ratio de la population ;
- $O(t)$ - paramètre indiquant l'état de maturité des animaux.

Nous considérons que $N(t)$ et $W(t)$ évoluent comme pour le calcul du rendement par recrue (paragr. 2.1). De plus, nous pouvons supposer que $SR(t)$ est constant tout au long de la vie de la cohorte et que $O(t)$ est égal à 0 avant t_f , 1 au-delà. Ces précisions amènent au modèle simplifié de BEVERTON et HOLT ; pour son développement, nous distinguons deux cas :

(I) L'Age de lère maturité sexuelle est supérieur à l'Age de lère capture ($t_f > t_c$). La mortalité est décrite par le coefficient Z et la biomasse féconde est donnée par l'intégrale :

$$B_f = SR \cdot \int_{t_f}^{\infty} N(t)W(t)dt \quad (5.6)$$

En résolvant l'équation (5.6) et en raisonnant "par recrue", nous obtenons :

$$\frac{B_f}{R} = SR \cdot W_\infty \cdot \exp(-M \cdot (t_f - t_r)) \cdot \exp(-F \cdot (t_f - t_c)) \cdot \sum_{n=0}^3 U_n \cdot \frac{\exp(-nk \cdot (t_f - t_0))}{Z + nk} \quad (5.7)$$

(II) $t_f < t_c$. La mortalité est donnée par le coefficient M avant t_c , par Z au-delà et la biomasse féconde est obtenue par :

$$B_f = SR \cdot \int_{t_f}^{t_c} N(t) \cdot W(t) dt + SR \cdot \int_{t_c}^{\infty} N(t) \cdot W(t) dt \quad (5.8)$$

La (5.8) donne finalement :

$$\frac{B_f}{R} = SR \cdot W_\infty \cdot \exp(-M \cdot (t_f - t_r)) \cdot \left[\sum_{n=0}^3 U_n \cdot \exp(-nk \cdot (t_f - t_0)) \cdot \frac{(1 - \exp(-(M+nk) \cdot (t_c - t_f)))}{M+nk} + \exp(-M \cdot (t_c - t_f)) \cdot \sum_{n=0}^3 U_n \cdot \frac{\exp(-nk \cdot (t_c - t_0))}{Z+nk} \right] \quad (5.9)$$

2.2.2. Le modèle de fécondité retenu.

Le stock briochin de coquilles Saint-Jacques présente des particularités qui doivent être prises en compte dans le calcul de la fécondité d'une cohorte. Plus analytiquement :

- L'animal est mûr à partir de l'âge de 2 ans. Le processus de la reproduction (maturation, ponte) n'intervient qu'en été (période de fermeture de la pêche).

- L'animal est hermaphrodite et, par conséquent, $SR = 1$.

- La mortalité exercée sur le stock varie selon l'âge ; celle-ci en période d'interdiction de la pêche est décrite par les coefficients instantanés de : (I) mortalité naturelle (M), supposé constant au-delà de l'âge du recrutement et (II) mortalité dite par pêche frauduleuse estivale, variable selon le groupe i (F_{frei}).

Nous pouvons présenter B_f par :

$$B_f = \sum_{i=2}^6 B_{fi} \quad (5.10)$$

pour l'ensemble des groupes d'âge avec i compris entre 2, premier groupe sexuellement mûr, et 6, dernier groupe retenu dans les calculs (chapitres 1 et 3).

Pour une période de reproduction comprise entre les bornes t_i et t_j , les termes B_{fi} sont donnés par :

$$B_{fi} = \int_{t_i}^{t_j} O(t)N(t)W(t)dt \quad (5.11)$$

L'intervalle entre t_i et t_j est, par simplification, considéré égal à six mois (durée approximative de la période d'interdiction annuelle de la pêche).

Pour le paramètre $O(t)$, lié à l'état de maturité des individus, il est à remarquer que :

- Il est possible de procéder comme dans l'approche simplifiée (paragr. 2.2.1) en posant $O(t) = 1$ pour tout groupe d'âge sexuellement mûr.

- Dans la mesure où il existe de données fines par groupe d'âge sur la production individuelle moyenne d'oeufs prêts à être émis, il est recommandé de les tenir en compte dans le calcul des $O(t)$ des divers groupes d'âge (LAUREC et LE GUEN, 1981). Sur ce point, un travail mené par PAULET et FIFAS (1989) permet aujourd'hui de disposer un indice relatif moyen de fécondité individuelle par groupe ; celui-ci est obtenu grâce à une relation allométrique entre la hauteur de l'animal et le nombre d'oeufs prêts à être émis.

Cette deuxième option est retenue dans ce travail en supposant la constance de l'indice $O(t)$ d'un groupe donné pour l'ensemble des années considérées.

La (5.11) devient donc :

$$B_{fi} = O_i \int_{t_i}^{t_i+0,5} N(t)W(t)dt \quad (5.12)$$

Le développement de cette intégrale donne finalement :

$$B_{fi} = O_i \cdot W^\infty \cdot N(t_i) \cdot \sum_{n=0}^3 U_n \cdot \exp(-nk \cdot (t_i - t_0)) \cdot \frac{1 - \exp(-(F_{frei} + M + nk)/2)}{F_{frei} + M + nk} \quad (5.13)$$

Les termes t_i sont égaux à : $t_i = t_f + i - 2$ avec l'âge de lère maturité sexuelle $t_f = 2$ ans.

3. RESULTATS.

3.1. Etude comparative des scénarios.

3.1.1. Reconstitution des rendements par recrue.

Pour la comparaison des 24 scénarios par reconstitution des rendements par recrue, nous disposons d'une série complète des données sur les cohortes nées entre 1972 et 1981.

3.1.1.1. Variables utilisées.

Cette étude est réalisée par comparaison des Y/R, observés et ajustés (exprimés en g/individu). Soit Y_i/R_i le rendement par recrue observé d'une cohorte i ; il est obtenu à partir de l'analyse des cohortes, c'est-à-dire par utilisation des vecteurs de mortalités estimés par cette technique. Soit Y'_i/R_i le rendement par recrue ajusté de la même cohorte ; il est calculé par application des modèles de capturabilité. La valeur R_i du recrutement (abondance de la cohorte i à l'âge $t_x = 1,5$ ans) est identique dans les deux cas ; elle est obtenue comme suit :

$$R_i = R'_i \cdot \exp(M) \quad (5.14)$$

avec : R'_i = abondance du groupe d'âge 2 au début de la saison de pêche (entrée en phase exploitée) pour un âge égal à 2,5 ans (valeurs disponibles dans les tableaux 3.3 à 3.15 du chapitre 3 et dans l'annexe II) ; M = valeur du coefficient de mortalité naturelle qui varie selon le scénario étudié (chapitres 2 et 3).

Le recrutement R_i est donc obtenu à partir de l'abondance à 2,5 ans par extrapolation jusqu'à l'âge de 1,5 ans. En l'absence d'exploitation, la mortalité est supposée égale à la valeur de M .

Pour estimer les Y_i , Y'_i , il faut recourir aux relations (5.2) et (5.4) de production pondérale (paragr. 2.1.2) ; pour les Y/R observés et ajustés, les paramètres suivants sont en commun utilisés :

W_∞	= 262,841	(cf. chapitre 1 ; tableau 1.2)
k	= 0,45334	(cf. chapitre 1 ; tableau 1.2)
t_0	= -0,72592	(cf. chapitre 1 ; tableau 1.2)
M	= 0,15 à 0,30	(cf. chapitres 2 et 3)
R_c	= 0,15	(cf. chapitres 2 et 3)
R_{fr}	= 0,10	(cf. chapitres 2 et 3)
R_{fr2}	= 0,10 à 0,20	(cf. chapitres 2 et 3)
E_{20}	= 0,25 et 0,50	(cf. chapitre 3)

Pour obtenir les Y_i , Y'_i , il est également nécessaire d'introduire les valeurs de mortalités par pêche (réglementaire, globale) et d'abondances : celles-ci diffèrent selon le cas.

Dans le premier cas (Y/R observés), pour un groupe d'âge j , ces valeurs sont estimées par l'analyse des cohortes. On a :

N_{tj}	= variable	} (cf. chapitre 3 ; tableaux 3.3 à 3.15 ; annexe II)
F_{tj}	= variable	
F_{frej}	= variable	

F_{lj} - variable (calculé à partir des F_{tj} , R_c , R_{fr} , R_{fr2})

Dans le second cas (Y/R ajustés), les valeurs sont obtenues comme suit :

(I) ABONDANCES

R' (ou N_{t2}) - abondance à l'âge de 2,5 ans fournie par l'analyse des cohortes.

N_{tj} ($j \neq 2$) - abondance du groupe 3 ou plus calculée par la relation :

$$N_{tj} = N_{tj-1} \cdot \exp(-0,5 \cdot (F_{tj-1} + M)) \cdot \exp(-0,5 \cdot (F_{frej-1} + M))$$

(II) MORTALITES PAR PECHE

F_{tj} - mortalité par pêche globale ;
elle est estimée par application des modèles de capturabilité
(chapitre 4 ; annexes V à VIII) :

-> si $j=2$ ou 3 (tableaux 4.5 et 4.7), F_{tj} est fonction : (I) de l'effort de pêche (chapitres 1 et 4) ; (II) de l'abondance du groupe j (calculée par l'étape précédente) et (III) de la puissance motrice moyenne (chapitre 4).

-> si $j=4$ ou 5 (tableaux 4.10 et 4.11), F_{tj} est fonction : (I) de l'effort de pêche et (II) de la pente q de la relation linéaire entre mortalités et efforts.

-> si $j=6$, F_{tj} est fonction : (I) de l'effort de pêche ; (II) du taux d'exploitation terminal réglementaire et (III) correspondant à un état standard (à effort de pêche égal à 20000 heures).

F_{lj} - mortalité par pêche légale ;
elle est calculée à partir des F_{tj} , R_c , R_{fr} (ou R_{fr2}).

F_{frej} - mortalité par pêche frauduleuse estivale ;
elle est obtenue à partir des F_{tj} (chapitre 2 : tableau 2.5).

3.1.1.2. Critères de comparaison.

Les critères de comparaison se basent sur les principes suivants :

(1) La minimisation de la somme des carrés des écarts :

$$Q_1 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{R_i^2} \cdot [Y'_i - Y_i]^2 \quad (5.15)$$

où : n - nombre de cohortes (ici 10).

(2) Pour réduire l'erreur systématique, un second critère correspond à la minimisation de la somme suivante :

$$Q_2 = \sum_{i=1}^n \frac{1}{R_i} \cdot [Y'_i - Y_i] \quad (5.16)$$

(3) Une combinaison des deux critères est finalement retenue pour désigner le scénario optimal :

$$Q_3 = \frac{Q_1}{n} + \left[\frac{Q_2}{n} \right]^2 \quad (5.17)$$

3.1.1.3. Estimations finales.

Les résultats obtenus dans cette partie, sont donnés dans le tableau 5.1. Les figures 5.1 à 5.4 (p.180 à 183) présentent également les Y/R, observés et ajustés, pour l'ensemble des scénarios testés.

TABLEAU 5.1					
RECONSTITUTION DES RENDEMENTS PAR RECRUE					
M	E ₂₀	R _{fr2}	Q ₁	Q ₂	Q ₃
0,15	0,25	0,10	22,240	- 1,524	2,247
		0,15	20,887	- 1,292	2,105
		0,20	19,890	- 1,091	2,001
	0,50	0,10	4,583	- 2,097	0,502
		0,15	5,110	- 2,081	0,554
		0,20	5,828	- 2,071	0,626
0,20	0,25	0,10	34,101	- 0,945	3,419
		0,15	31,807	- 0,674	3,185
		0,20	29,907	- 0,428	2,993
	0,50	0,10	9,992	- 0,222	1,000
		0,15	9,592	- 0,192	0,960
		0,20	9,407	- 0,166	0,941
0,25	0,25	0,10	46,426	- 1,139	4,656
		0,15	43,577	- 0,804	4,364
		0,20	41,170	- 0,506	4,120
	0,50	0,10	18,506	0,734	1,856
		0,15	17,629	0,806	1,769
		0,20	17,010	0,865	1,708
0,30	0,25	0,10	61,565	- 1,179	6,170
		0,15	57,422	- 0,813	5,749
		0,20	53,858	- 0,483	5,388
	0,50	0,10	27,600	1,775	2,792
		0,15	26,051	1,875	2,640
		0,20	24,781	1,957	2,516

L'examen de ces résultats met en évidence que les scénarios reconstituant au mieux les rendements par recrue correspondent aux faibles valeurs de M (0,15 et 0,20). Plus analytiquement :

-> Les valeurs 0,15 et 0,20 de M conduisent à une minimisation de la somme des carrés des écarts (quantité Q₁ ; équation (5.15)).

-> Par contre, les valeurs élevées de M (0,25 ou 0,30) entraînent un biais moins fort (quantité Q₂ ; formule (5.16)).

-> Le critère finalement retenu (Q_3 ; équation (5.17)) accorde un poids plus important à la somme quadratique Q_1 .

-> Une valeur élevée du taux d'exploitation ($E_{20} = 0,50$) régénère mieux que la valeur 0,25 les Y/R.

-> Les fortes valeurs du coefficient multiplicatif R_{fr2} conduisent, en général, à des meilleurs résultats que les plus faibles.

En résumé, les scénarios minimisant la somme quadratique se caractérisent, en général, par l'apparition d'une erreur systématique plus élevée.

3.1.2. Reconstitution des débarquements.

Une deuxième technique consiste à reconstituer au mieux les débarquements à la criée. Pour cela, on dispose des données complètes sur dix saisons de pêche, à savoir de 1974/75 à 1983/84.

3.1.2.1. Variables utilisées.

Cette étude est effectuée par comparaison des captures observées et ajustées.

Soit Y_i les débarquements observés d'une année i : il s'agit ici des données enregistrées aux criées des Côtes-d'Armor présentées dans le chapitre 1 (tableau 1.1).

Soit Y'_i les débarquements d'une saison i ajustés en deux étapes, par l'analyse des cohortes et par les modèles de capturabilité. La démarche de calcul est identique à celle des Y/R (formules de base : (5.2) et (5.4)) à une différence près : il s'agit ici des Y_i de différents groupes d'âge pour une même saison de pêche alors que, lors de la comparaison des Y/R, il s'agit d'un seul groupe tout au long de son existence en phase exploitée.

Pour la construction des Y'_i , il est nécessaire d'introduire certaines variables présentées en détail auparavant (paragr. 3.1.1 : paramètres de croissance pondérale : W_∞ , k , t_0 ; paramètres constants liés à la survie des animaux : M , R_c , R_{fr} , R_{fr2} , E_{20} ; abondances des différents groupes d'âge ; valeurs des coefficients instantanés de mortalité par pêche).

Par la suite du travail, les débarquements, observés et ajustés, sont exprimés en milliers de tonnes.

3.1.2.2. Critères de comparaison.

Les critères de choix ressemblent à ceux utilisés pour comparer les Y/R :

$$(I) Q_1 = \sum_{i=1}^n \left[Y'_i - Y_i \right]^2 \quad (5.18)$$

(critère de minimisation de la somme des carrés des écarts)
avec : n = nombre de saisons de pêche (égal à 10).

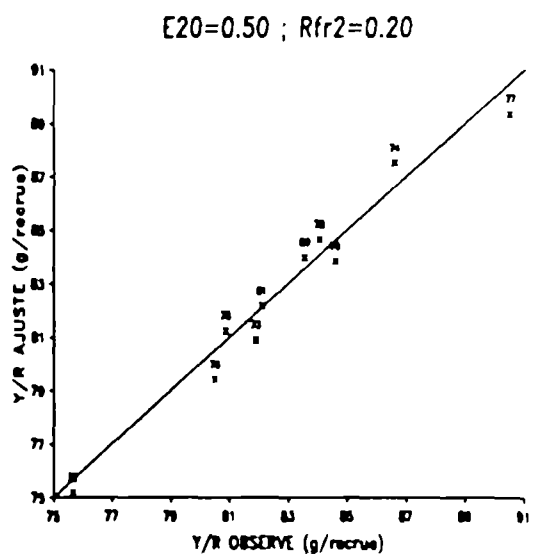
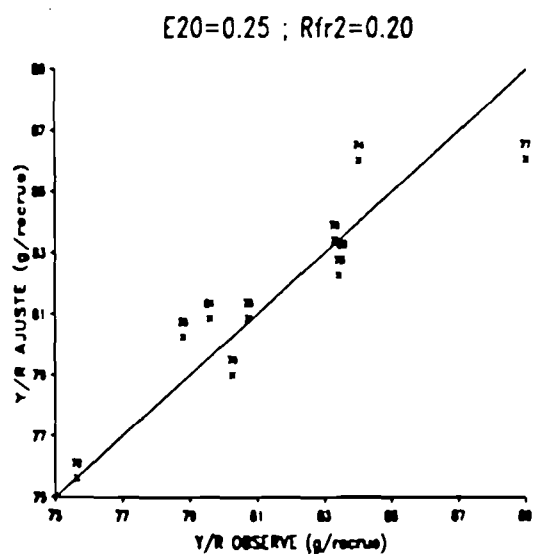
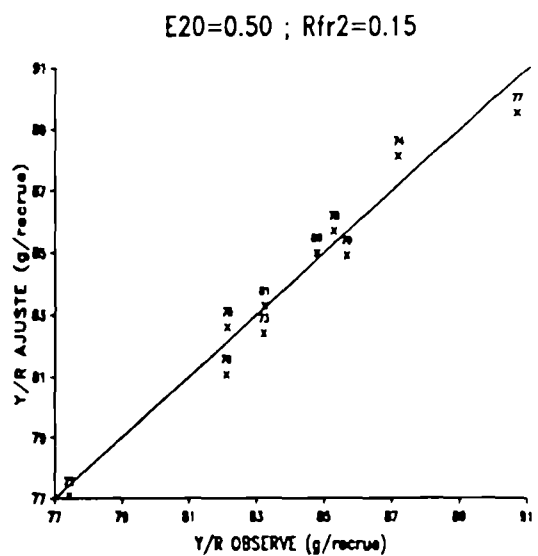
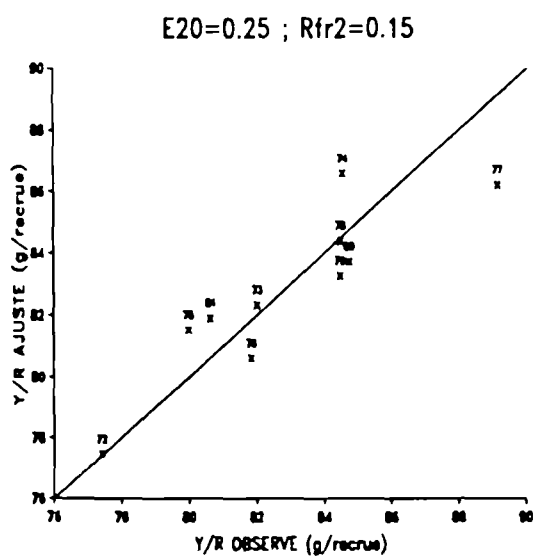
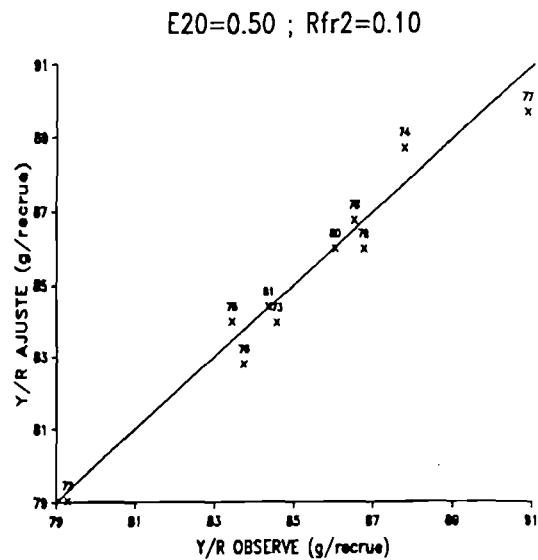
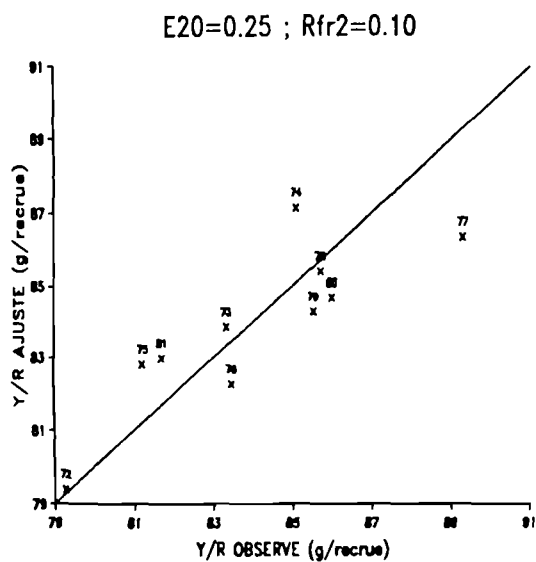


Figure 5.1. $M = 0,15$. Reconstitution des rendements par recrue des cohortes nées entre 1972 et 1981. Sur le système de coordonnées, les points correspondant aux différentes cohortes sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

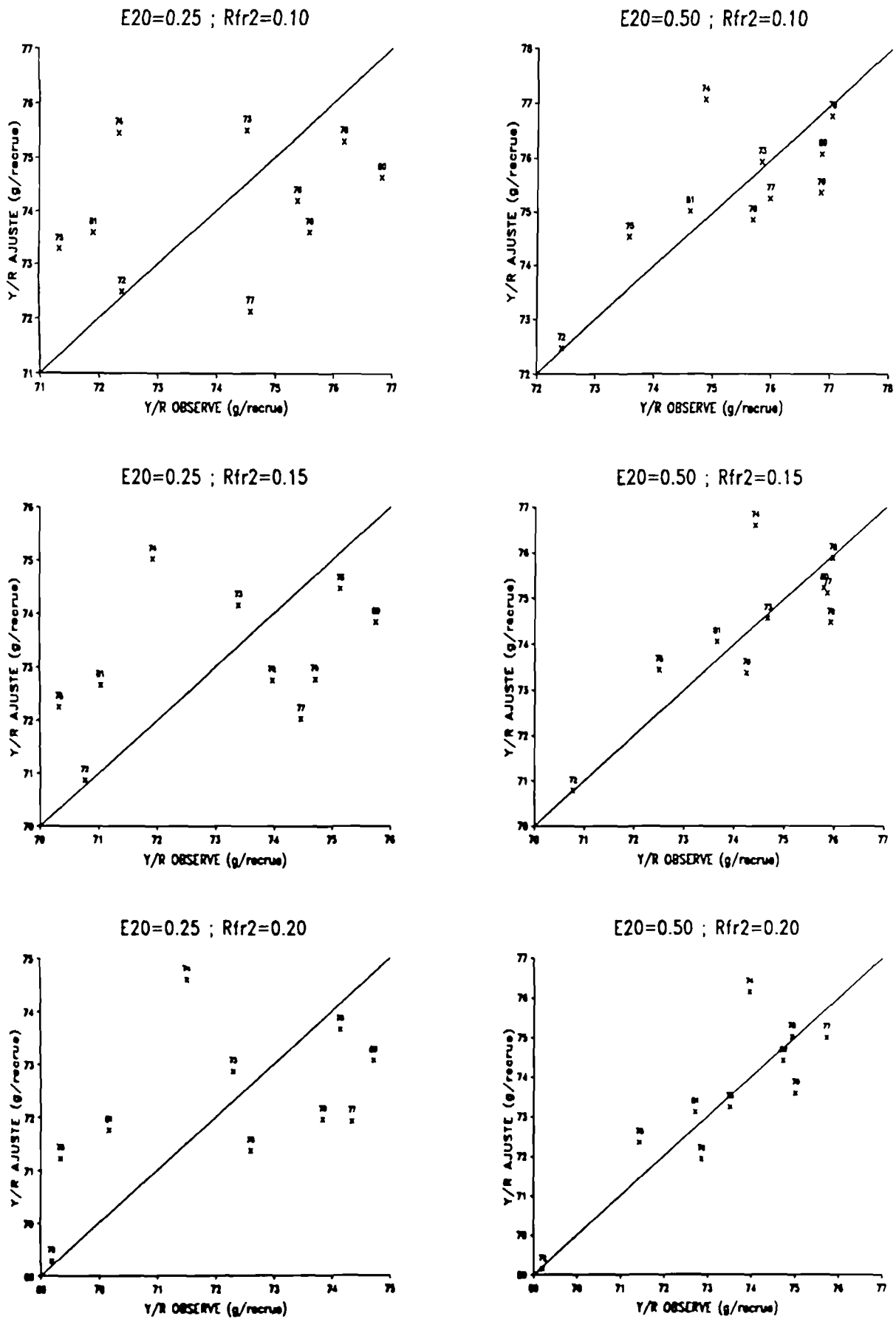


Figure 5.2. $M = 0,20$. Reconstitution des rendements par recrue des cohortes nées entre 1972 et 1981. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes cohortes sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

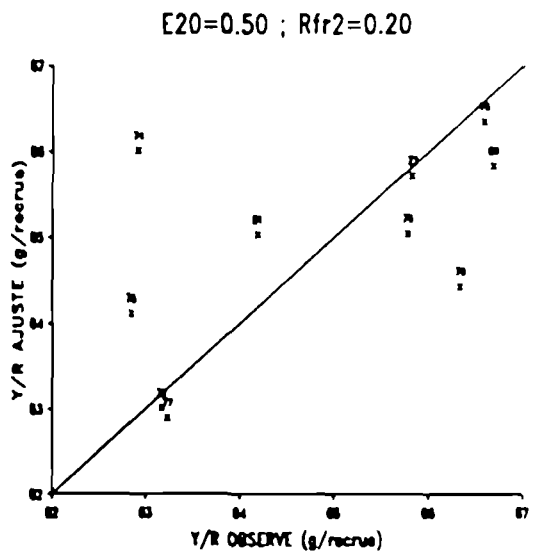
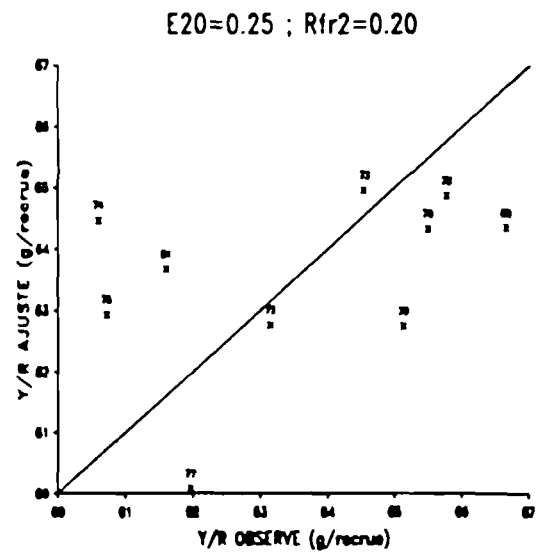
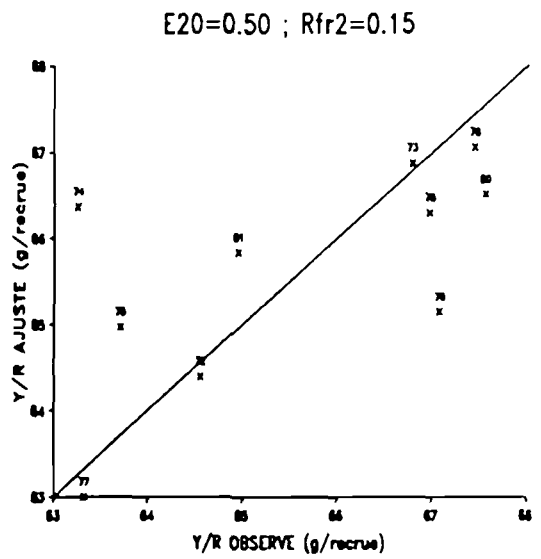
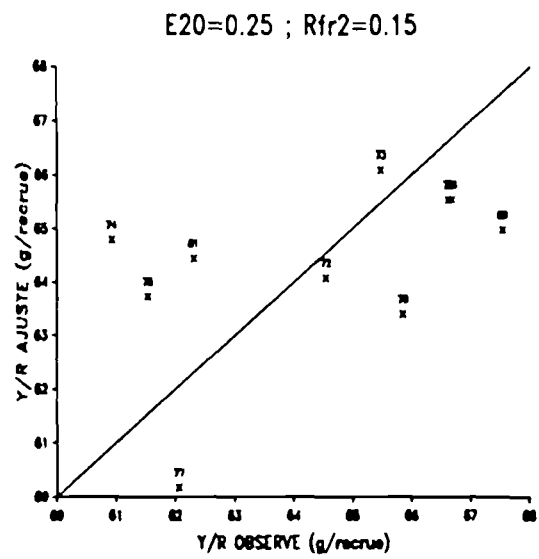
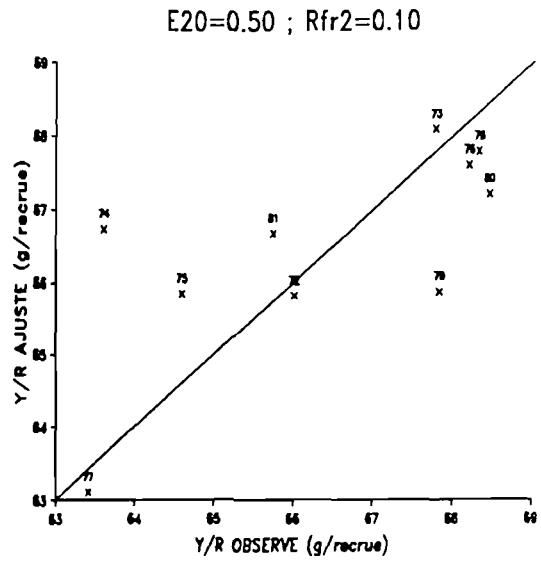
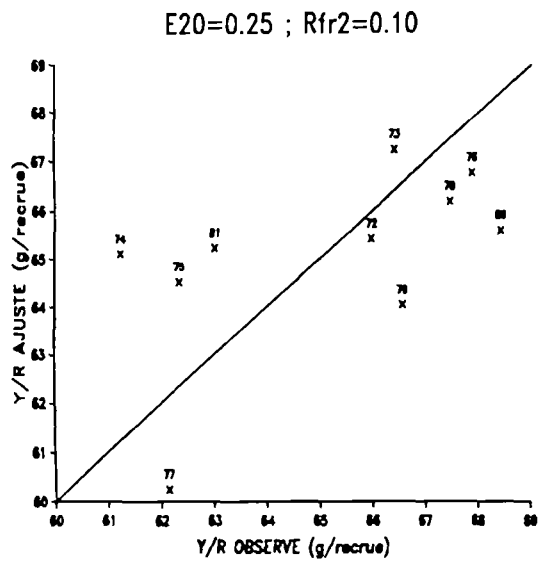


Figure 5.3. $M = 0,25$. Reconstitution des rendements par recrue des cohortes nées entre 1972 et 1981. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes cohortes sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

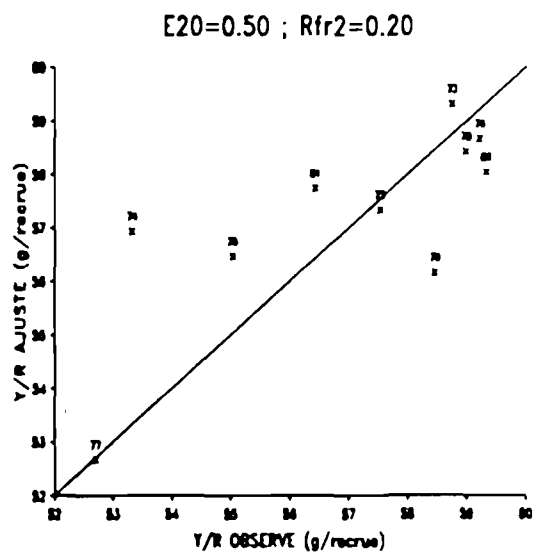
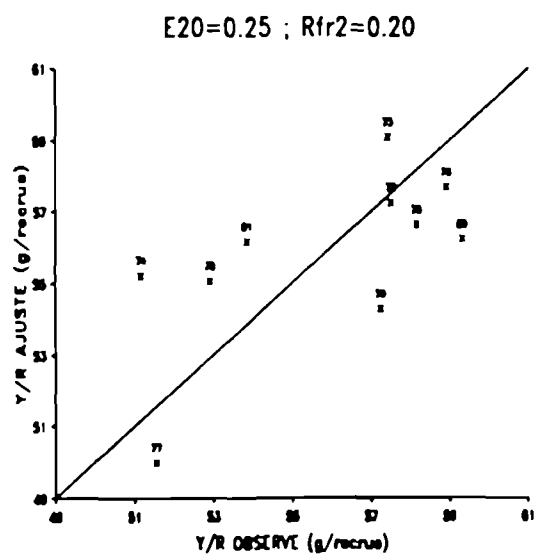
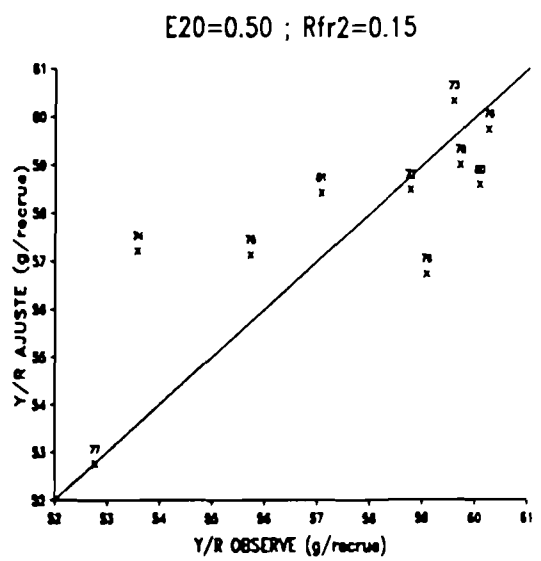
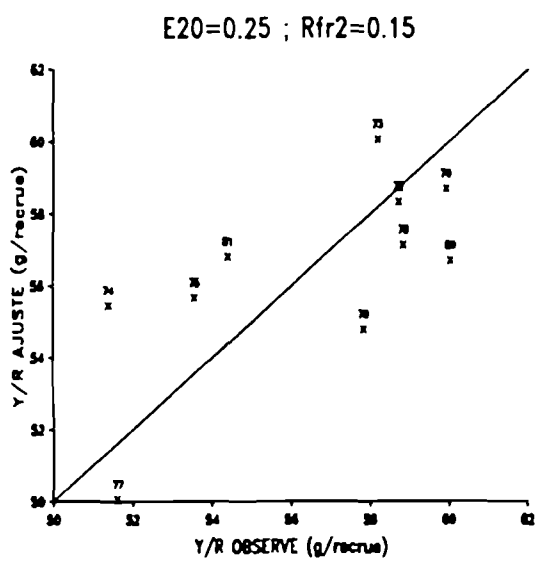
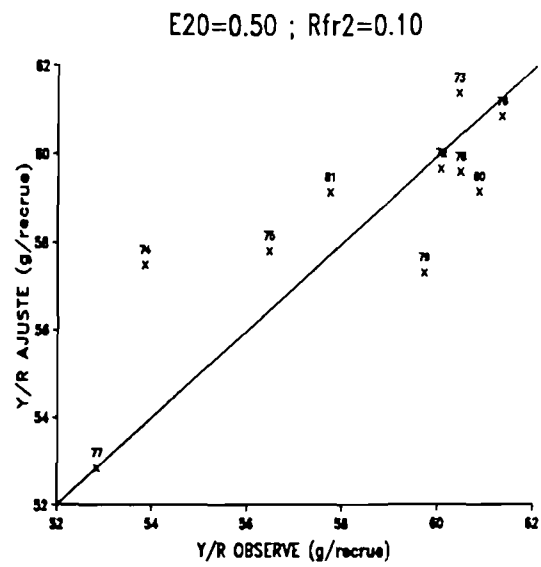
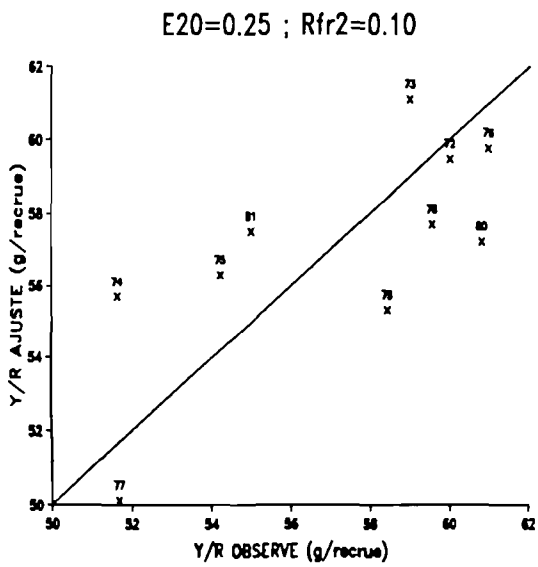


Figure 5.4. $M = 0,30$. Reconstitution des rendements par recrue des cohortes nées entre 1972 et 1981. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes cohortes sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

$$(II) Q_2 = \sum_{i=1}^n \left[Y'_i - Y_i \right] \quad (5.19)$$

(critère de minimisation du biais systématique).

$$(III) Q_3 = \frac{Q_1}{n} + \left[\frac{Q_2}{n} \right]^2 \quad (5.20)$$

(combinaison des critères Q_1 , Q_2).

3.1.2.3. Estimations finales.

Les résultats apparaissent dans le tableau 5.2. Les figures 5.5 à 5.8 (p.185 à 188) présentent les captures, effectives et ajustées, pour tous les scénarios développés.

TABLEAU 5.2					
RECONSTITUTION DES CAPTURES					
M	E_{20}	R_{fr2}	Q_1	Q_2	Q_3
0,15	0,25	0,10	14,116	- 2,727	1,486
		0,15	13,621	- 2,658	1,433
		0,20	13,162	- 2,591	1,383
	0,50	0,10	12,318	- 1,827	1,265
		0,15	11,895	- 1,757	1,220
		0,20	11,503	- 1,690	1,179
0,20	0,25	0,10	17,456	- 3,030	1,837
		0,15	16,885	- 2,959	1,776
		0,20	16,354	- 2,891	1,719
	0,50	0,10	13,599	- 2,160	1,407
		0,15	13,082	- 2,088	1,352
		0,20	12,607	- 2,020	1,301
0,25	0,25	0,10	27,463	- 3,069	2,840
		0,15	26,833	- 2,999	2,773
		0,20	26,253	- 2,930	2,711
	0,50	0,10	18,550	- 2,288	1,907
		0,15	18,007	- 2,216	1,850
		0,20	17,498	- 2,145	1,796
0,30	0,25	0,10	22,814	- 3,697	2,418
		0,15	22,030	- 3,627	2,335
		0,20	21,293	- 3,559	2,256
	0,50	0,10	19,910	- 2,614	2,059
		0,15	19,266	- 2,543	1,991
		0,20	18,662	- 2,474	1,927

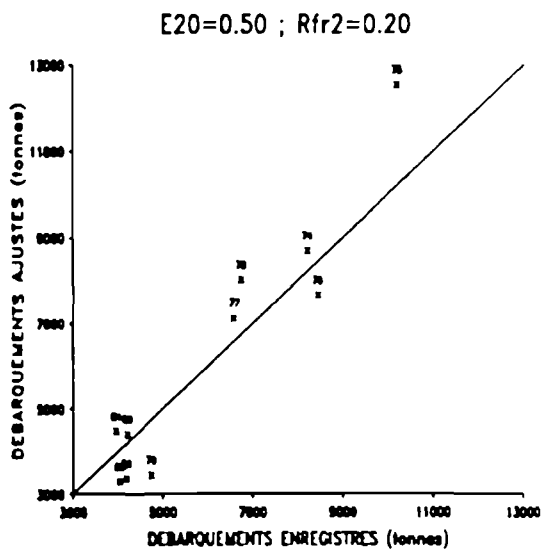
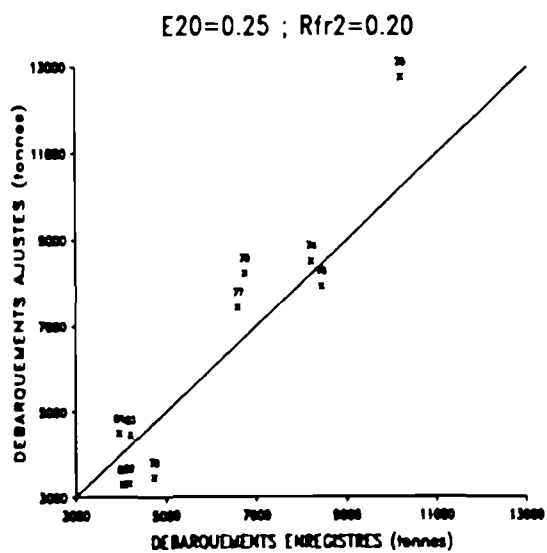
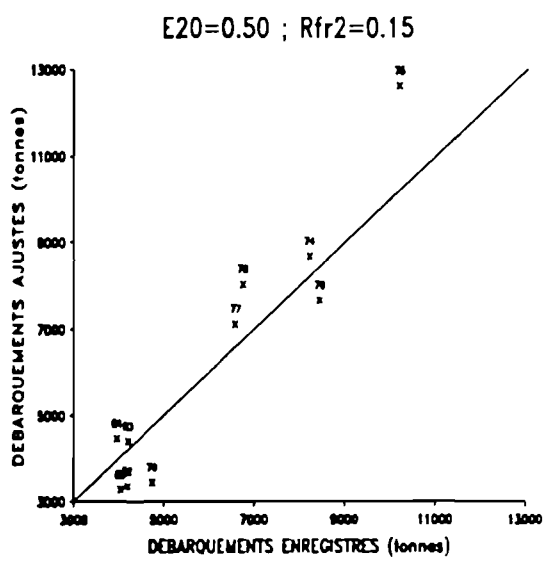
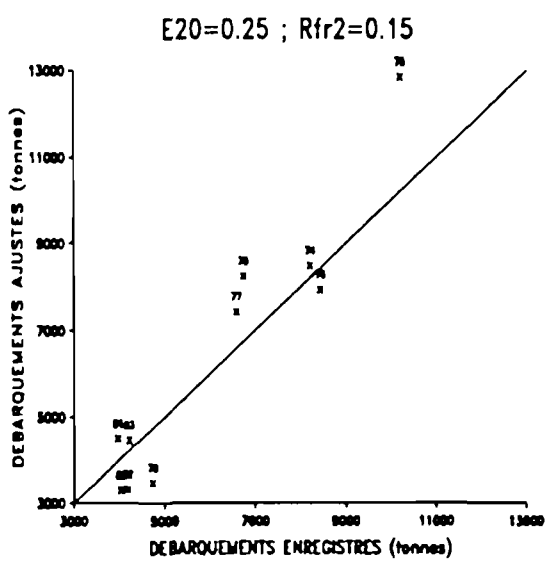
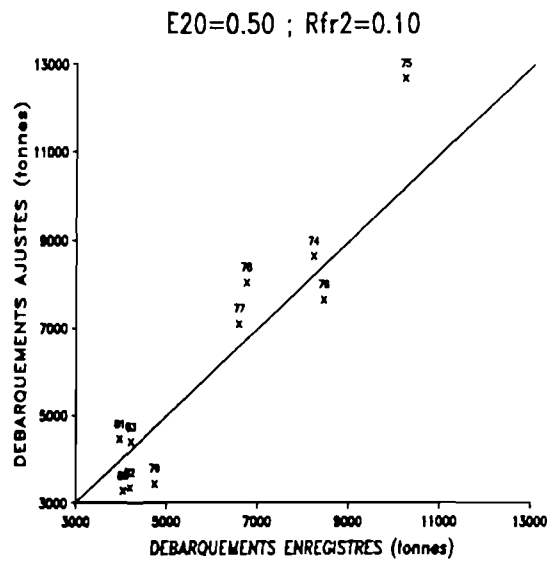
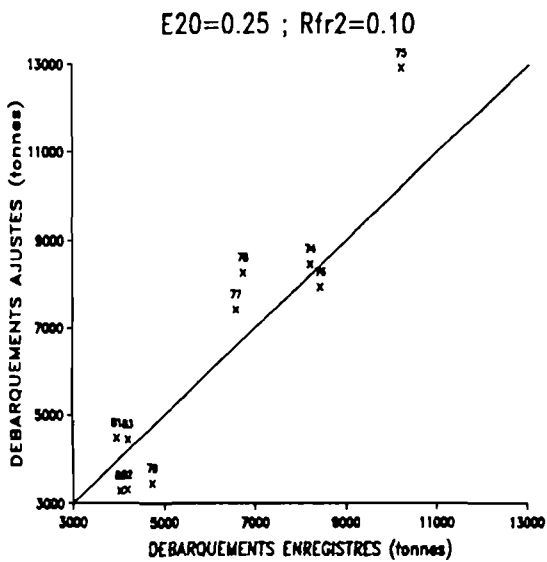


Figure 5.5. $M = 0,15$. Reconstitution des débarquements totaux pour les saisons de pêche 1974/75 à 1983/84. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes saisons sont accompagnées de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

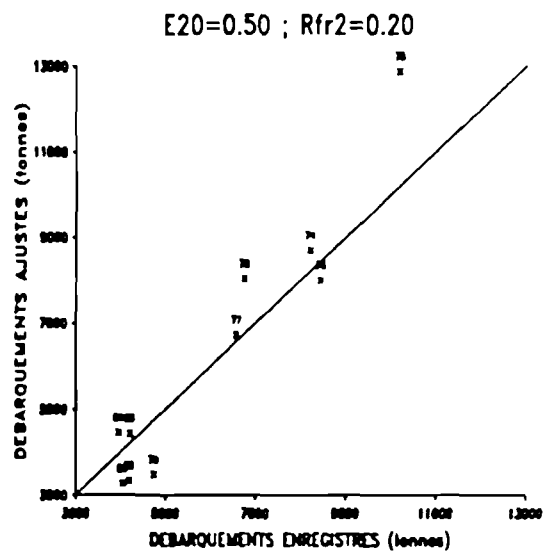
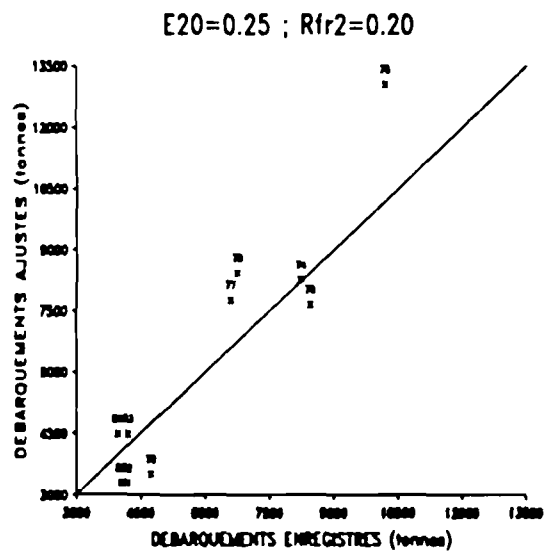
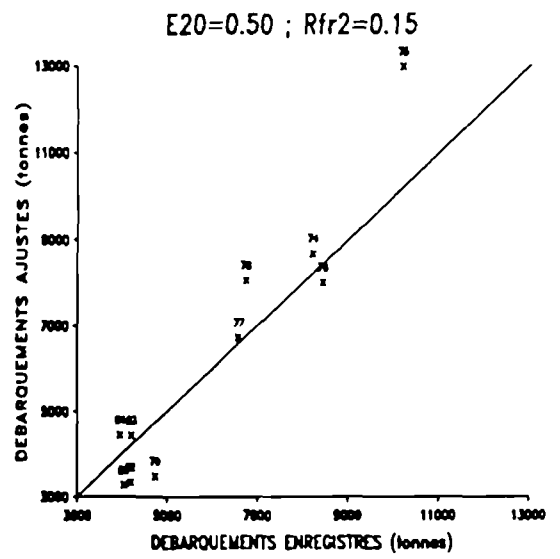
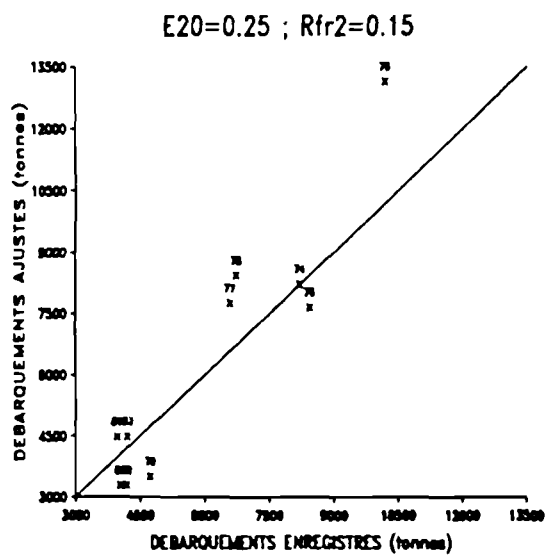
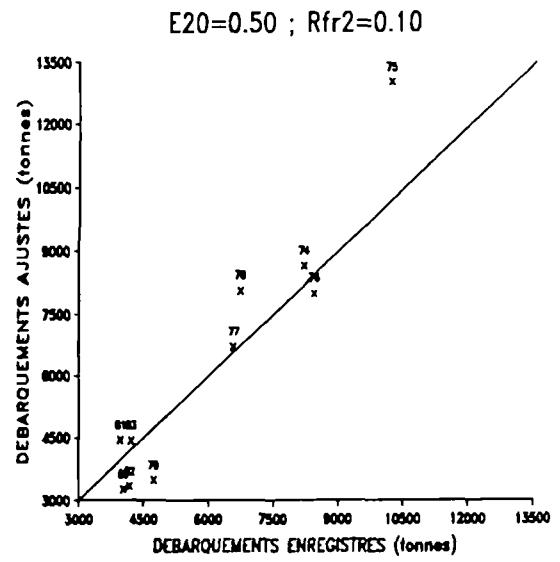
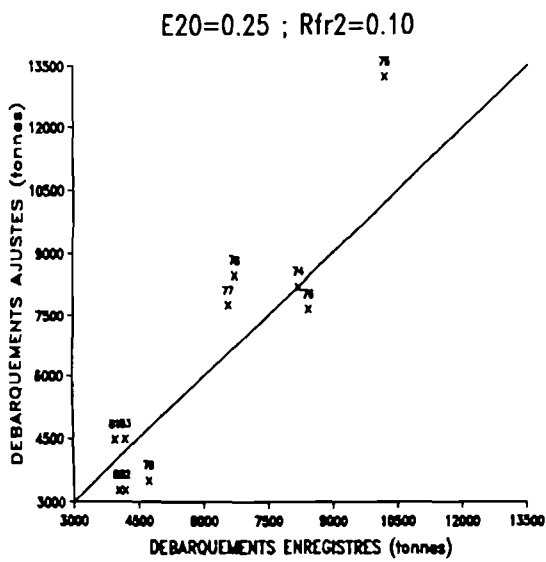


Figure 5.6. $M = 0,20$. Reconstitution des débarquements totaux pour les saisons de pêche 1974/75 à 1983/84. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes saisons sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

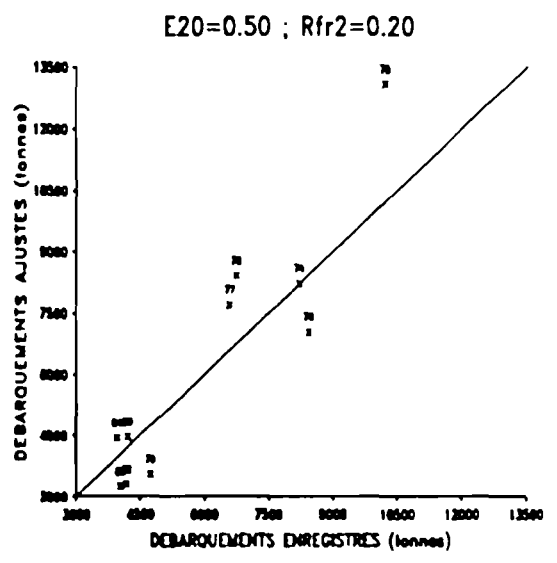
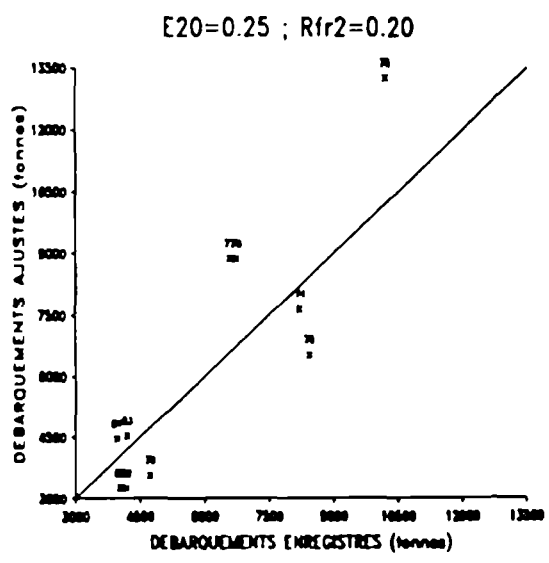
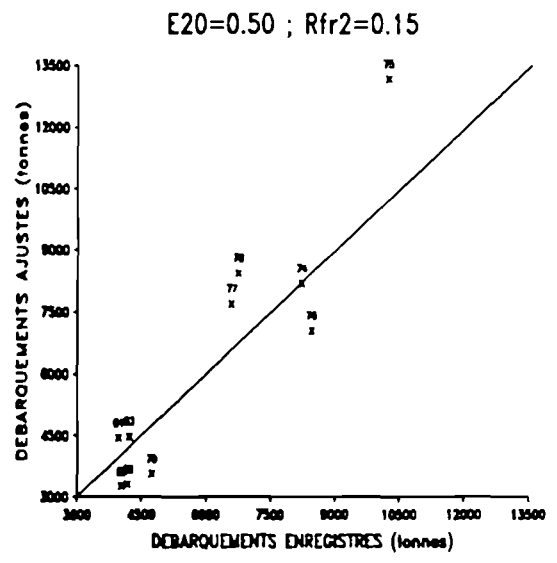
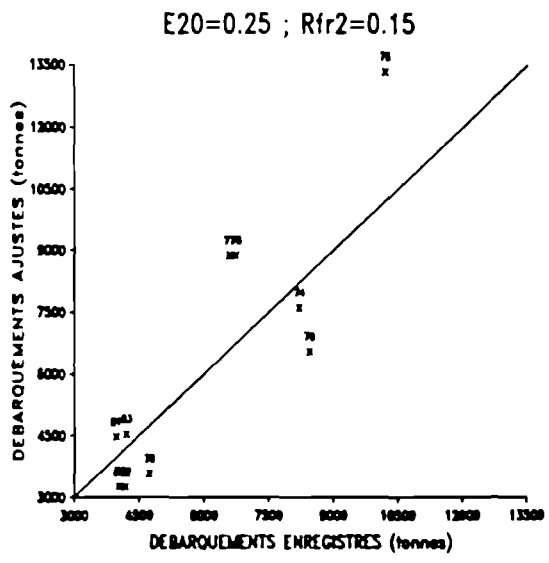
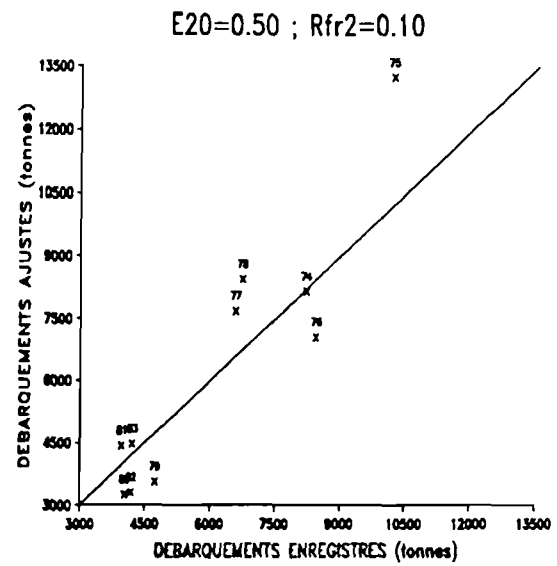
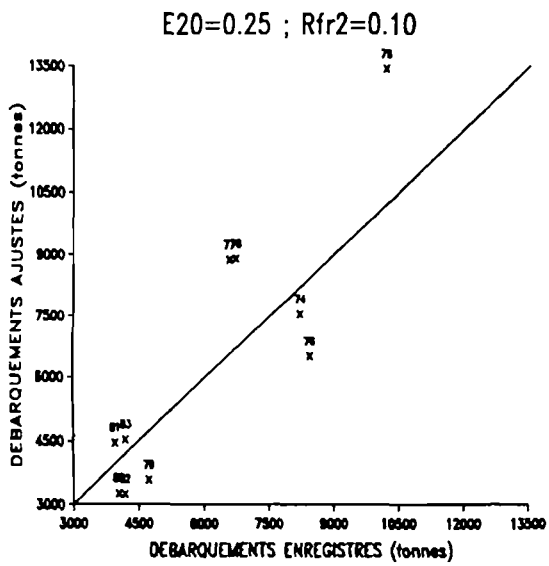


Figure 5.7. $M = 0.25$. Reconstitution des débarquements totaux pour les saisons de pêche 1974/75 à 1983/84. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes saisons sont accompagnés de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

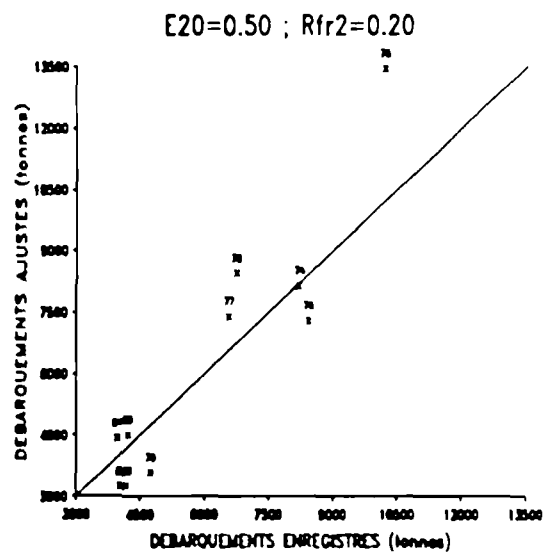
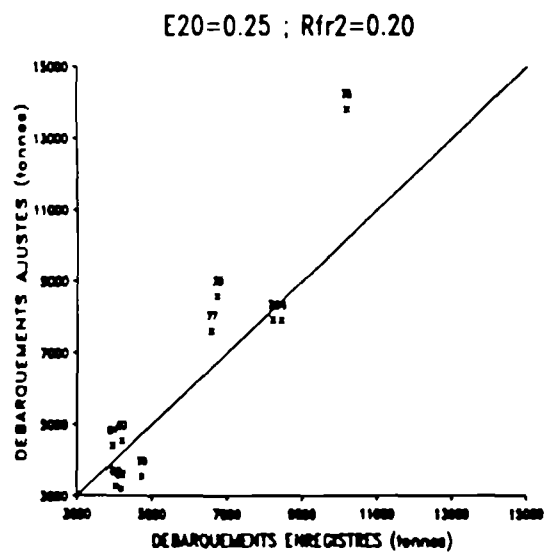
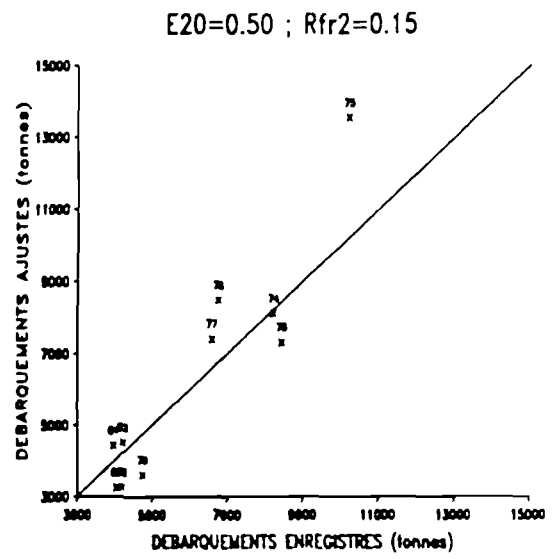
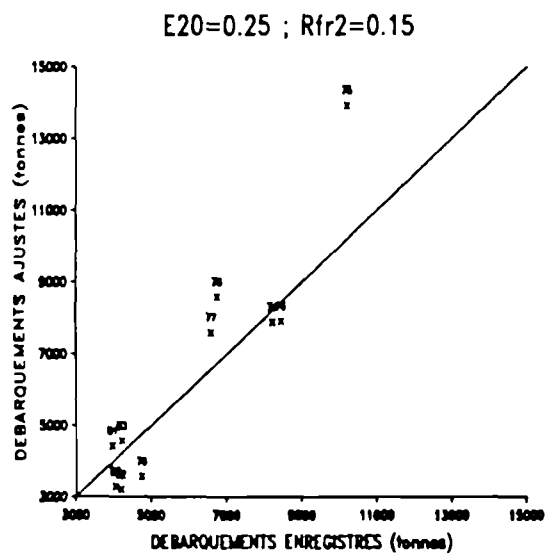
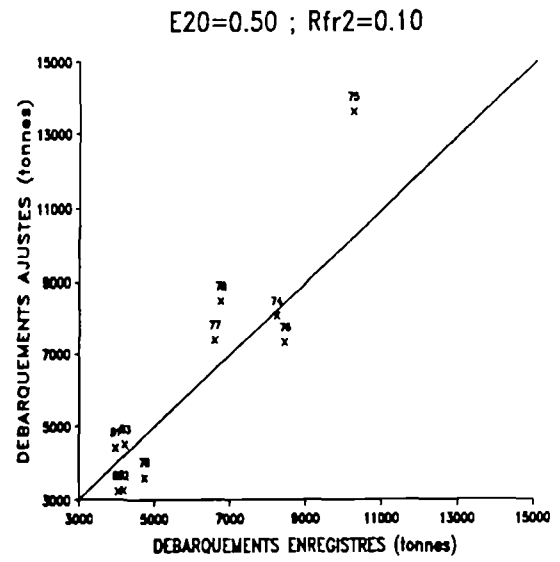
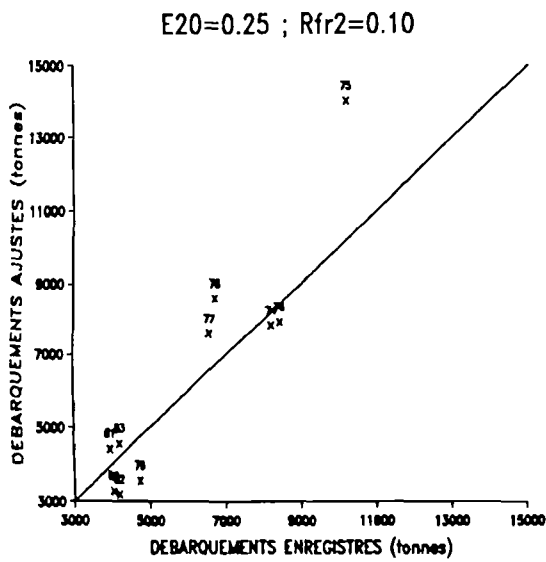


Figure 5.8. $M = 0,30$. Reconstitution des débarquements totaux pour les saisons de pêche 1974/75 à 1983/84. Sur le système des coordonnées, les points correspondant aux différentes saisons sont accompagnées de la première bissectrice des axes représentant la reconstitution optimale.

Les résultats conduisent aux conclusions suivantes :

-> Les scénarios qui conduisent à une minimisation de la somme des carrés des écarts (quantité Q_1 ; équation (5.18)) sont ceux qui donnent également la valeur minimale de biais (quantité Q_2 ; équation (5.19)).

-> Les faibles valeurs de M (0,15 et 0,20) reconstituent au mieux les captures observées.

-> Le taux d'exploitation terminal E_{20} optimise les résultats quand sa valeur devient plus forte (0,50).

-> Les valeurs élevées du coefficient multiplicatif R_{fr2} ($R_{fr2} = 0,20$) amènent à de meilleurs résultats comparativement aux plus faibles.

-> La quantité Q_2 liée au biais systématique est négative pour l'ensemble des scénarios : ceci signifie que la reconstitution des débarquements conduit toujours à une sous-estimation par rapport aux captures observées.

Il est évident que les résultats sont plus satisfaisants que ceux obtenus lors de la reconstitution des rendements par recrue. Tout au moins il n'existe pas de divergence entre les critères Q_1 et Q_2 : d'une manière générale, ces deux quantités évoluent dans le même sens et sont minimisées par les mêmes scénarios.

3.1.3. Synthèse.

La reconstitution des rendements par recrue et des débarquements poursuivie dans cette partie a permis de désigner les scénarios construits à partir des valeurs les plus plausibles des paramètres.

D'une manière générale, il semble que les scénarios les plus vraisemblables sont développés à partir des :

(I) De faibles valeurs de M (0,15 ou 0,20).

(II) Des valeurs élevées du taux d'exploitation terminal réglementaire E_{20} (0,50).

(III) De fortes valeurs du coefficient multiplicatif R_{fr2} des animaux du groupe d'âge 2 fraudés et décédés par rejet (0,20).

Toutefois, il existe des incohérences entre les deux types de reconstitution. En utilisant les débarquements, les scénarios qui minimisent la somme quadratique des écarts donnent également les plus faibles valeurs de biais. Par contre, les résultats ne vont pas dans le même sens pour les rendements par recrue.

Il est ainsi difficile de désigner un seul scénario optimal. Il est plutôt recommandé de parler d'un éventail de scénarios vraisemblables : il s'agit manifestement des versions construites à partir de faibles valeurs du coefficient M .

Pour abrégé la suite de la présentation, seuls deux scénarios sont développés :

(I) Le scénario à $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$ et $R_{fr2} = 0,20$.

(II) Le scénario à $M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$ et $R_{fr2} = 0,20$.

3.2. Les isoplètes de rendement par recrue (Y/R).

3.2.1. Généralités.

L'impact d'une modification du régime d'exploitation (effort de pêche, âge de lère capture) sur la production est étudié à l'aide des isoplètes de rendement par recrue (Y/R).

Les isoplètes sont des solutions graphiques qui présentent la production moyenne à l'équilibre. Le recrutement étant variable d'une année à l'autre, la production est exprimée par recrue. Les isoplètes sont ainsi bâties à partir des équations de Y/R (formules (5.2) et (5.4) ; paragr. 2.1.2).

En rapportant l'effort de pêche (f) sur l'axe des abscisses et l'âge de première capture (t_c) sur l'axe des ordonnées, il est possible de présenter le rendement par recrue sur un graphique bidimensionnel. Sur ce système de coordonnées, on s'aperçoit qu'une infinité de combinaisons (f, t_c) peut mener à une même valeur de Y/R : ces points sont disposés sur une ligne d'isoproduction appelée isoplète (BEVERTON et HOLT, 1957).

3.2.2. Les variables d'entrée pour le stock étudié.

Dans le cas général, le tracé des isoplètes de Y/R nécessite l'introduction de deux variables seulement (f et t_c). Ceci n'est pas le cas du stock étudié ici ; en effet, deux variables supplémentaires sont indispensables. Ces variables influent sur le régime d'exploitation car sont intégrées comme variables explicatives dans les modèles de capturabilité des groupes d'Age 2 et 3 (chapitre 4). Il s'agit :

(I) Du recrutement défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'Age de 1,5 ans.

(II) De la puissance motrice moyenne des navires de pêche.

Pour mieux illustrer l'impact d'une modification des quatre variables explicatives sur la production, il serait recommandé de tracer des graphiques à plusieurs dimensions. Cependant, pour des raisons pratiques, nous avons conservé les courbes bidimensionnelles tout en présentant, pour chaque scénario plusieurs solutions selon le niveau du recrutement et la puissance motrice moyenne. Ainsi :

-> Quatre valeurs de recrutement ont été retenues : (I) 20 ; (II) 40 ; (III) 60 et (IV) 80 millions d'individus.

-> Trois valeurs de puissance motrice moyenne ont été prises en compte : (I) 100 ; (II) 125 et (III) 150 chevaux.

Cette approche fournit $4 \times 3 = 12$ solutions de graphiques bidimensionnels (f, t_c) par scénario.

3.2.3. Présentation des résultats.

Les figures 5.9 à 5.11 (p.191 à 193) présentent les isoplètes de Y/R pour le premier scénario ($M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$). Les graphiques 5.12 à 5.14 (p. 195 à 197) donnent les isoplètes pour le second scénario ($M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$).

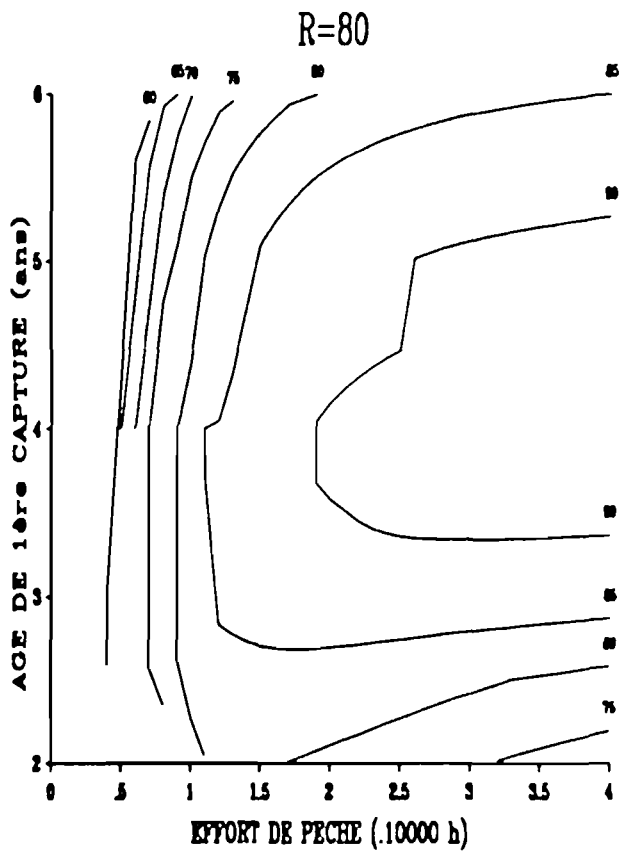
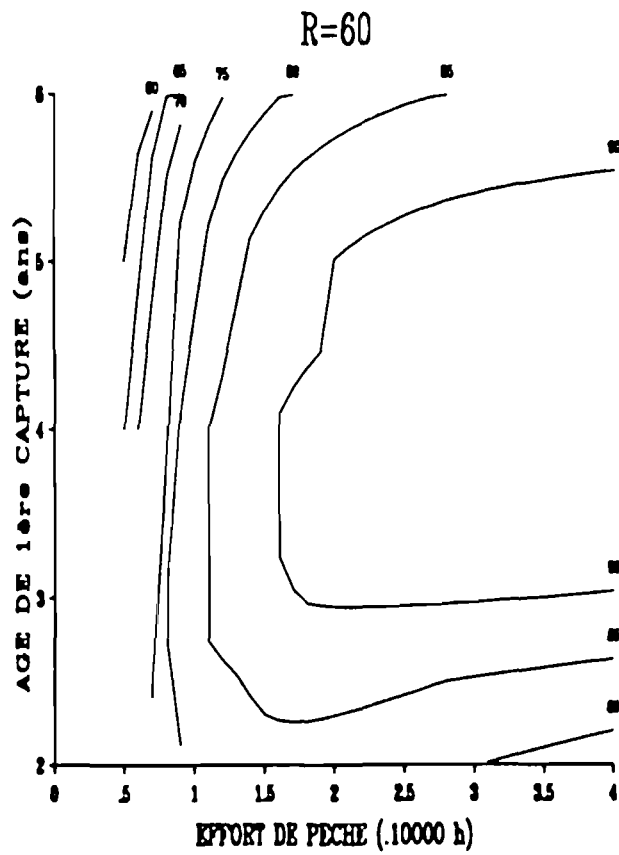
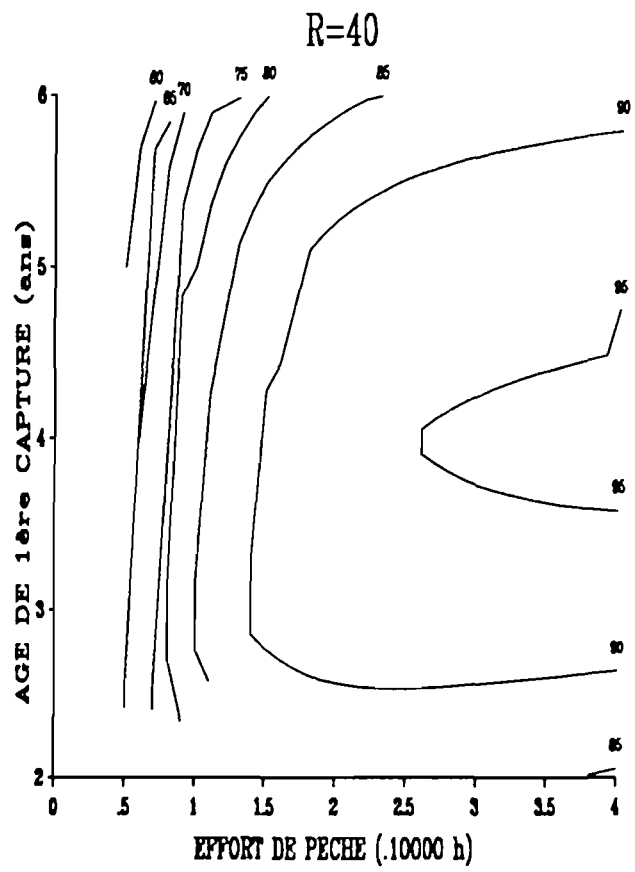
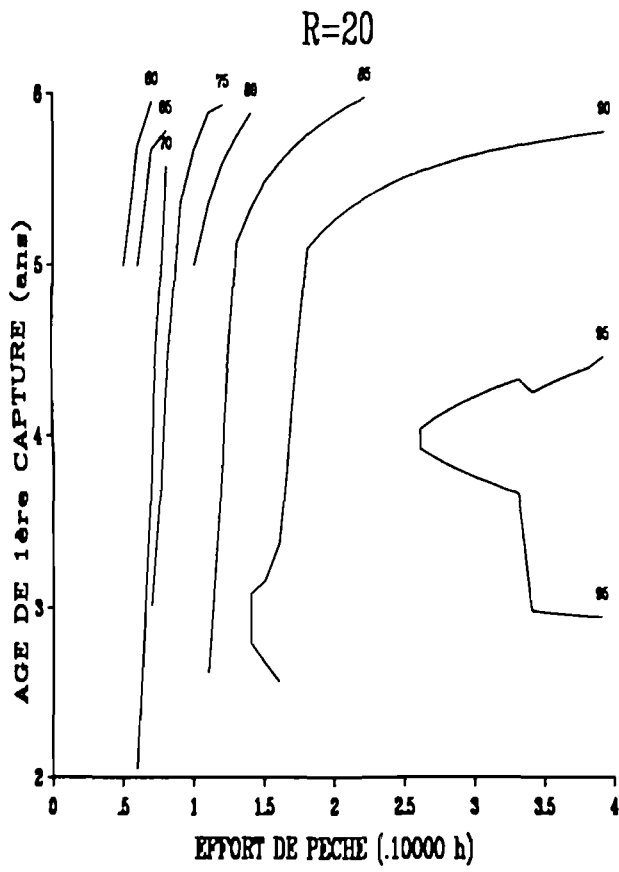


Figure 5.9. Isoplètes de rendement par recruc selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,15$. Puissance motrice moyenne = 100 chevaux.

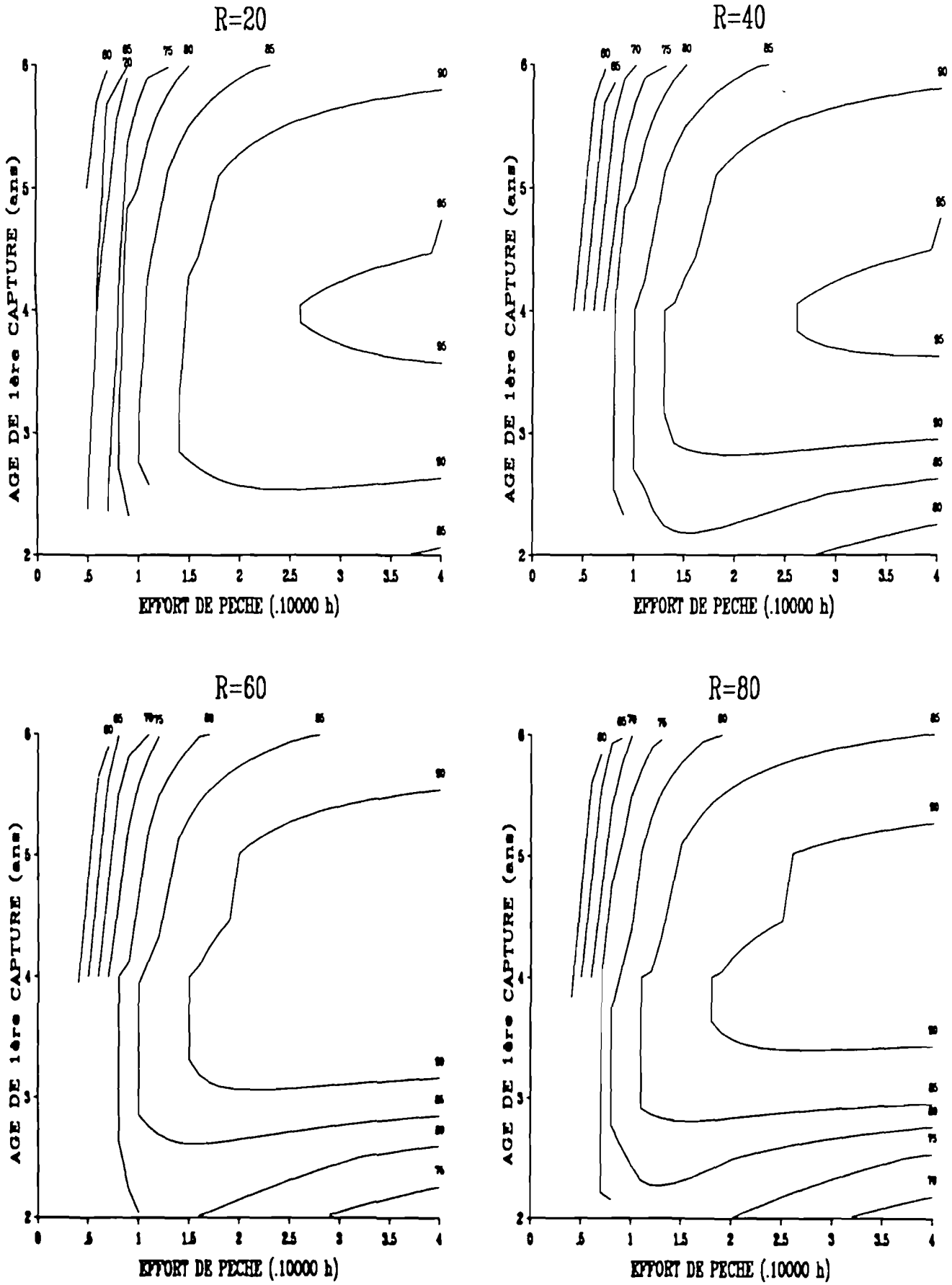


Figure 5.10. Isoplètes de rendement par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,15$. Puissance motrice moyenne = 125 chevaux.

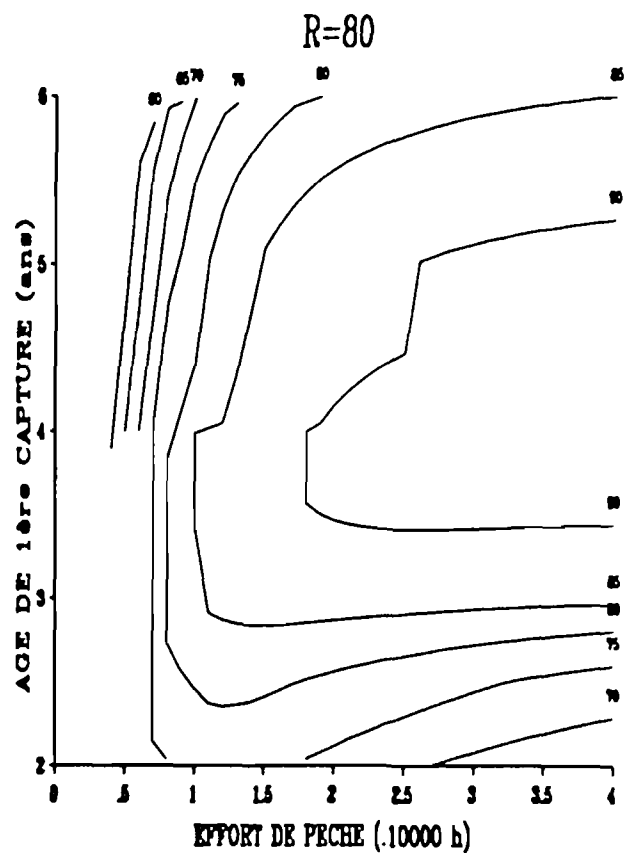
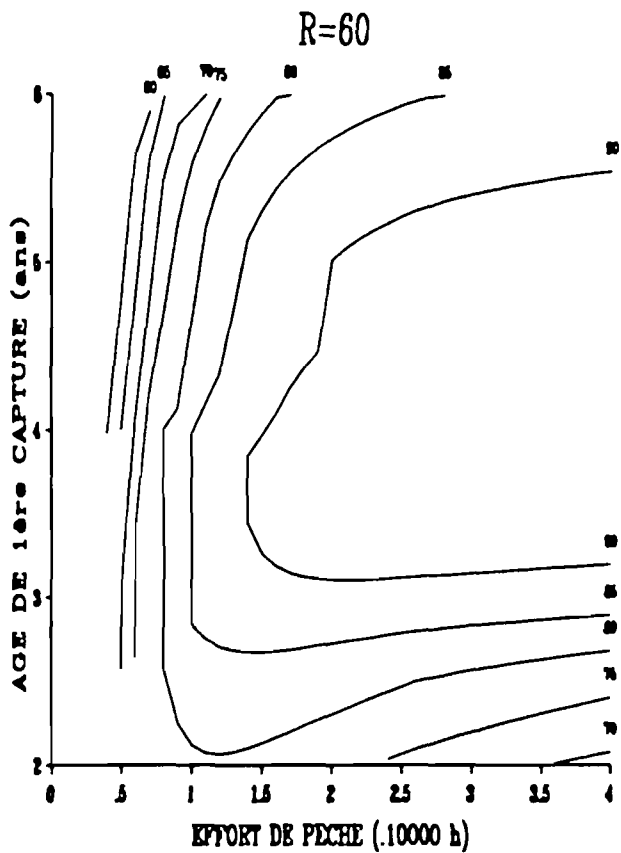
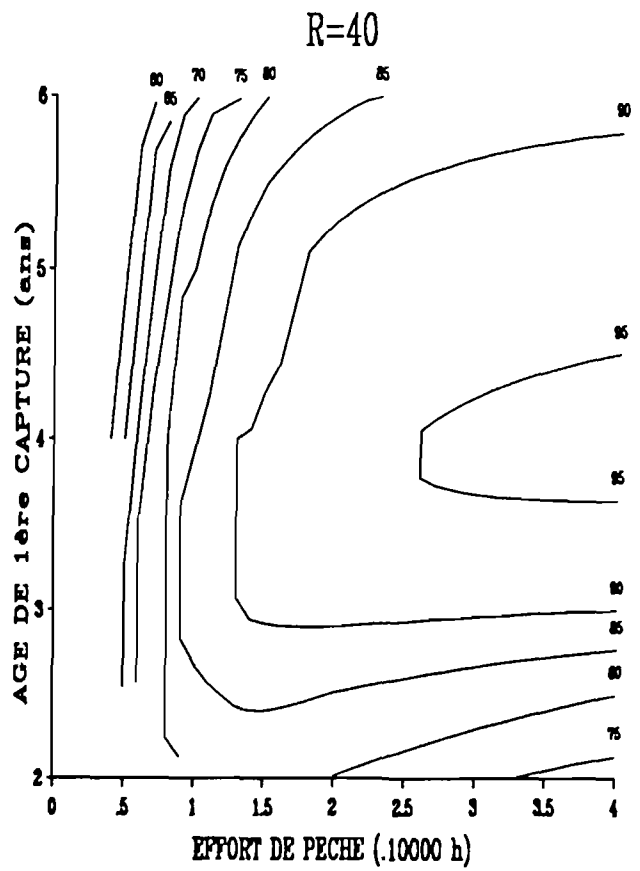
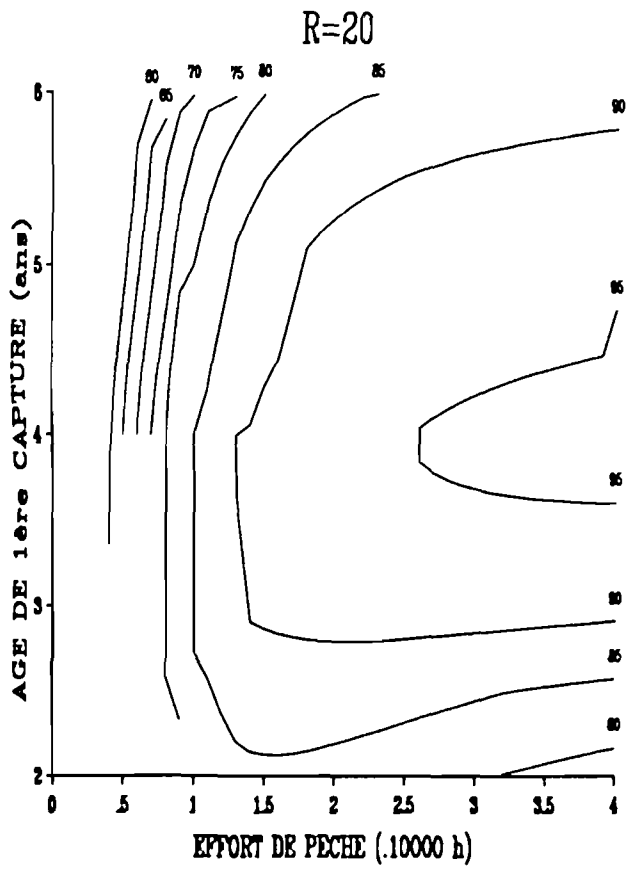


Figure 5.11. Isoplètes de rendement par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,15$. Puissance motrice moyenne = 150 chevaux.

Le modèle appliqué ici présente des particularités qui expliquent la forme irrégulière des lignes d'isoproduction. Ainsi :

(1) Contrairement au modèle de base de BEVERTON et HOLT qui considère la continuité de l'exploitation depuis l'âge de lère capture et jusqu'à l'extinction d'une cohorte, le modèle utilisé ici tient compte de l'interdiction de pêche pendant la moitié de l'année civile.

(2) Le modèle raisonne par discrétisation selon l'âge des animaux (comme le modèle introduit par RICKER, 1958) : pour chaque groupe d'âge un modèle différent de capturabilité est appliqué. On est ainsi obligé de supposer que les individus ayant, par exemple, 2,9 ans appartiennent au groupe d'âge 2 et suivent le modèle de capturabilité correspondant alors que les animaux de 3 ans font partie du groupe 3 et sont soumis à une capturabilité différente.

(3) Le modèle de BEVERTON et HOLT assimile l'âge de longévité maximale des animaux à l'infini. Par contre, dans cette étude, le calcul est développé jusqu'à un groupe d'âge terminal : nous avons arbitrairement choisi le groupe 8 en considérant la constance de la mortalité par pêche à partir d'un âge des animaux égal à 6 ans (analyse des cohortes : cf. chapitre 3).

Nous avons ensuite porté notre attention sur certaines valeurs intéressantes des variables du régime d'exploitation. Il est utile de présenter l'évolution de ces variables depuis une quinzaine d'années. Ainsi :

(I) L'effort fluctuait aux alentours de 40000 à 45000 heures par saison de pêche au début des années 70 ; il a connu ensuite une diminution pour se trouver aux environs de 20000 à 22000 heures (début des années 80). La tendance actuelle, notamment depuis la saison de pêche 1987/88, est la baisse de l'effort à 10000 heures par saison.

(II) Il a été longtemps envisagé d'épargner les animaux du groupe 2 en ramenant l'âge de lère capture à 3,5 ans (DAO et al., 1975 ; VERON, 1979 ; DUPOUY et al., 1983 ; LABBE, 1983). Cette proposition a été repoussée dans la pratique en raison d'une nécessité de réadaptation des structures du marché en aval et à cause du déséquilibre que connaît actuellement le stock par la nette dominance, dans la plupart d'années, du groupe 2. Il convient néanmoins d'examiner si cette proposition pourrait être bénéfique pour la production.

On se trouve donc devant les questions suivantes :

-> Y a-t-il un intérêt à porter l'effort à 10000 heures de pêche par saison ?

-> Est-il intéressant de capturer les animaux à partir de 3,5 ans ?

Pour répondre, un premier regard aux isoplètes confirme que :

(I) Une diminution de l'effort de pêche conduit, en général, à une réduction de la production par recrue notamment dans le cas de faibles valeurs de l'abondance du recrutement et de la puissance motrice moyenne des navires.

(II) Une augmentation de l'âge de lère capture de 2,5 à 3,5 ans n'apporte que rarement un gain de production par recrue supérieur à 5 g. Les gains sont plus importants dans le cas de $M = 0,15$ et pour de fortes valeurs du recrutement et de la puissance motrice moyenne. Les tableaux 5.3 et 5.4 donnent les résultats numériques de cette comparaison.

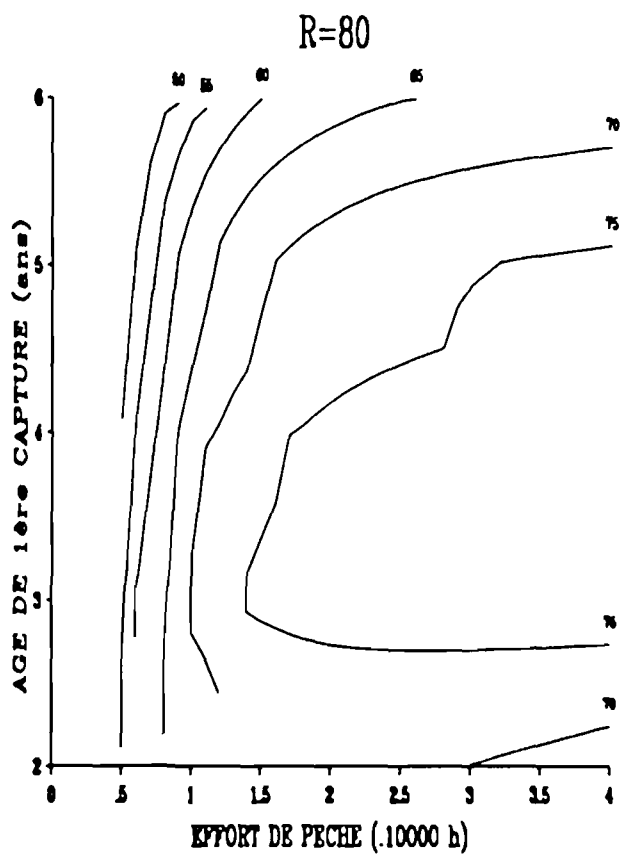
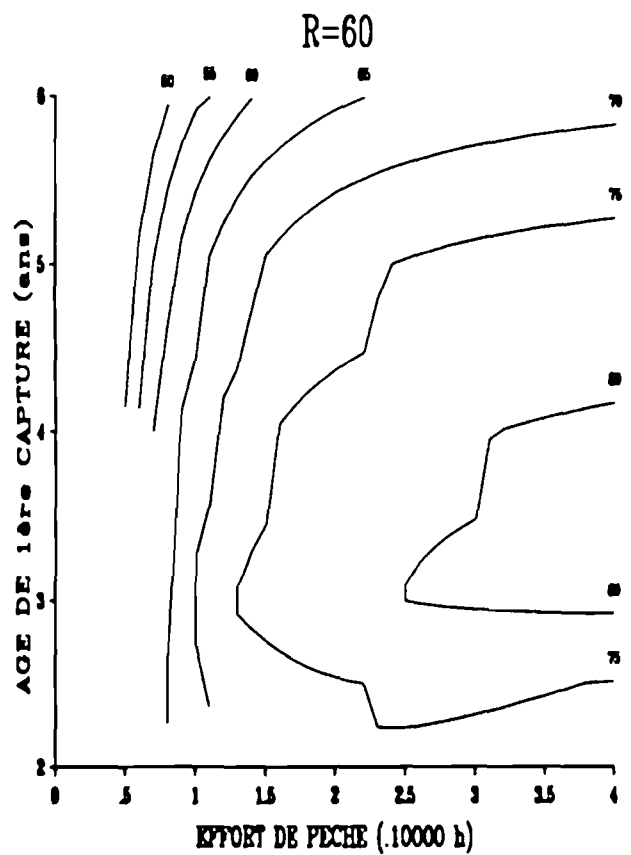
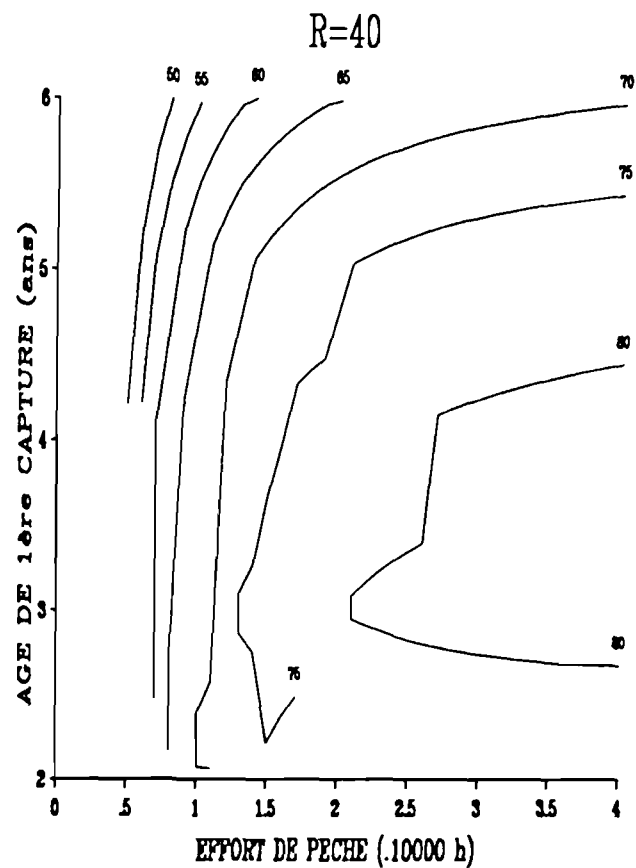
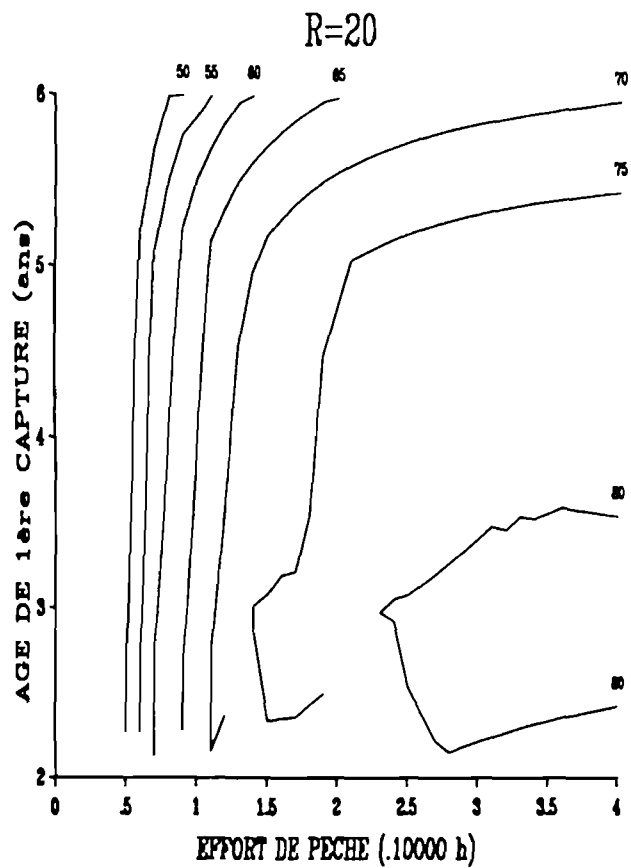


Figure 5.12. Isoplètes de rendement par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 100 chevaux.

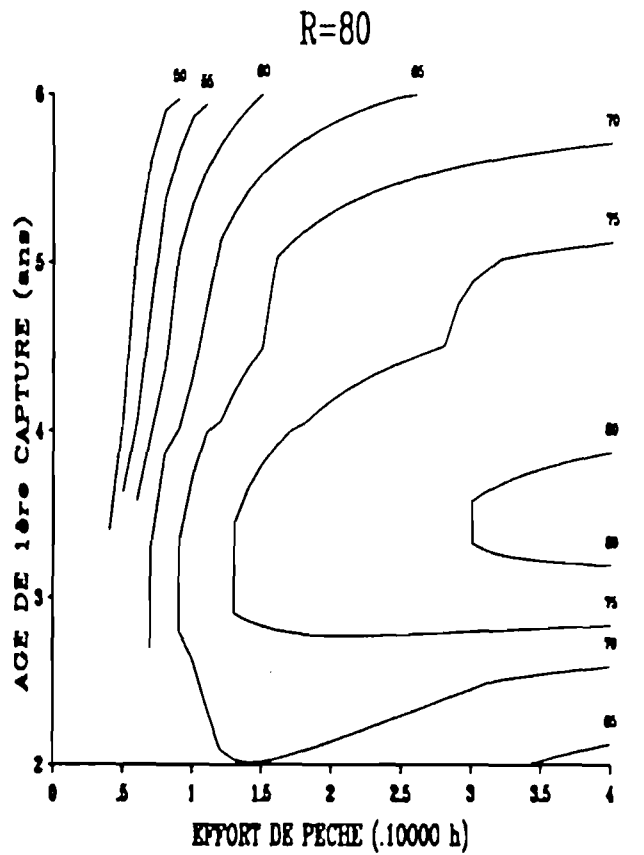
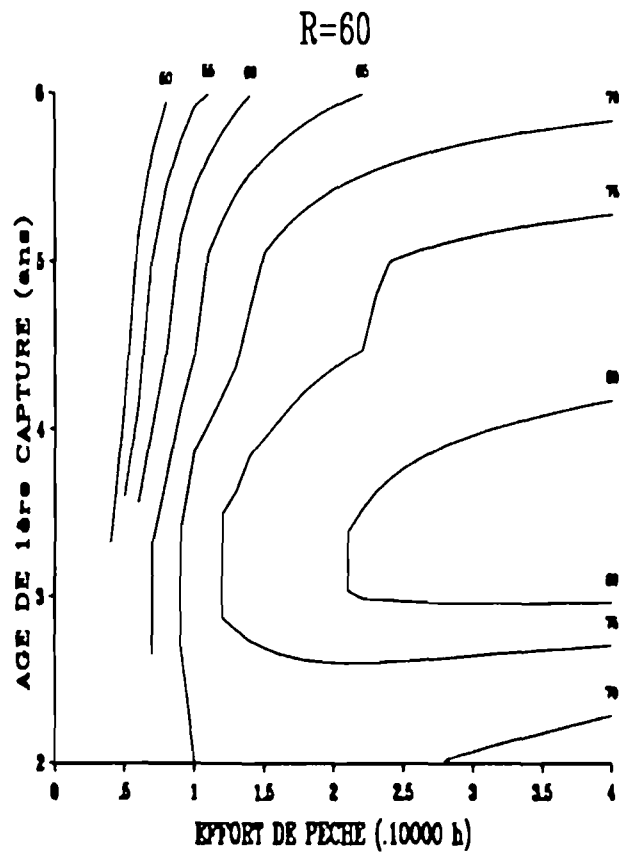
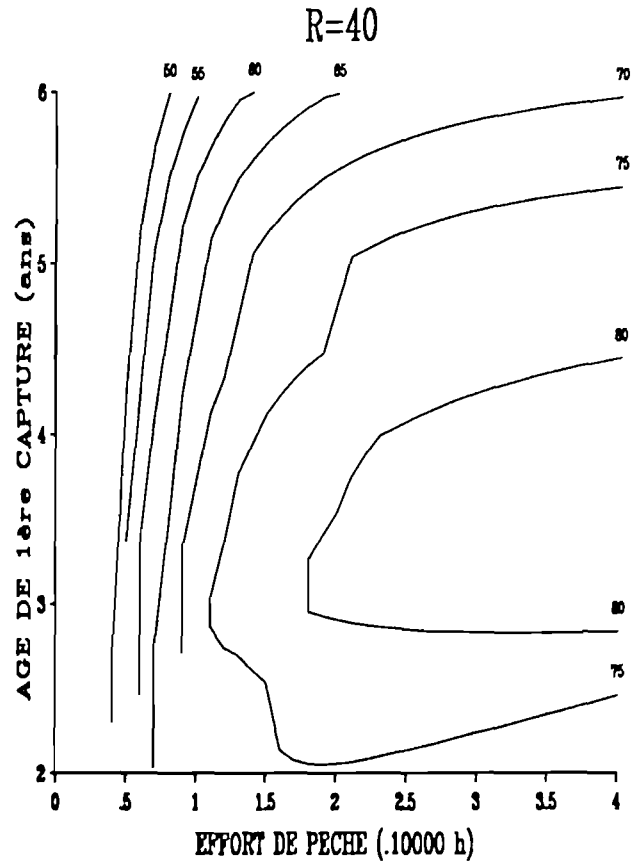
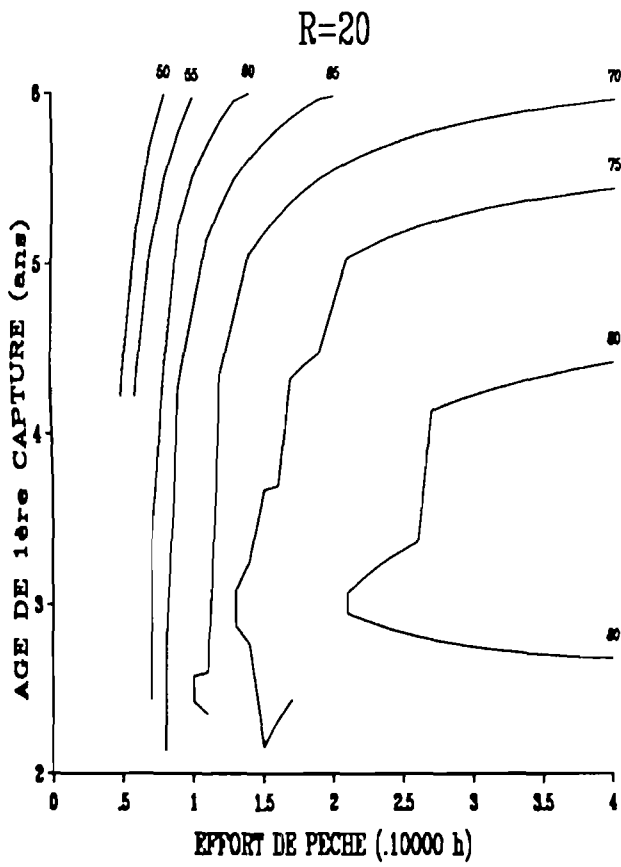


Figure 5.13. Isoplètes de rendement par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 125 chevaux.

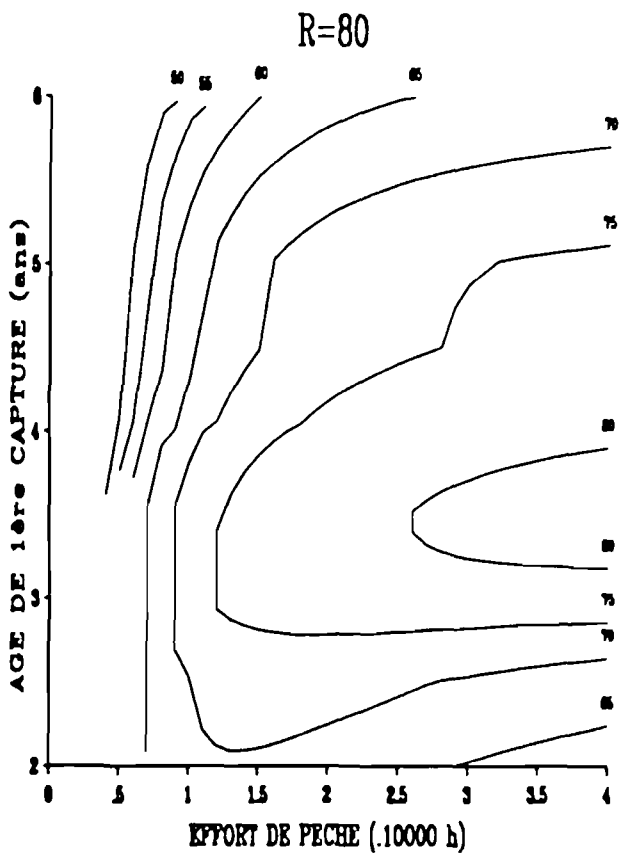
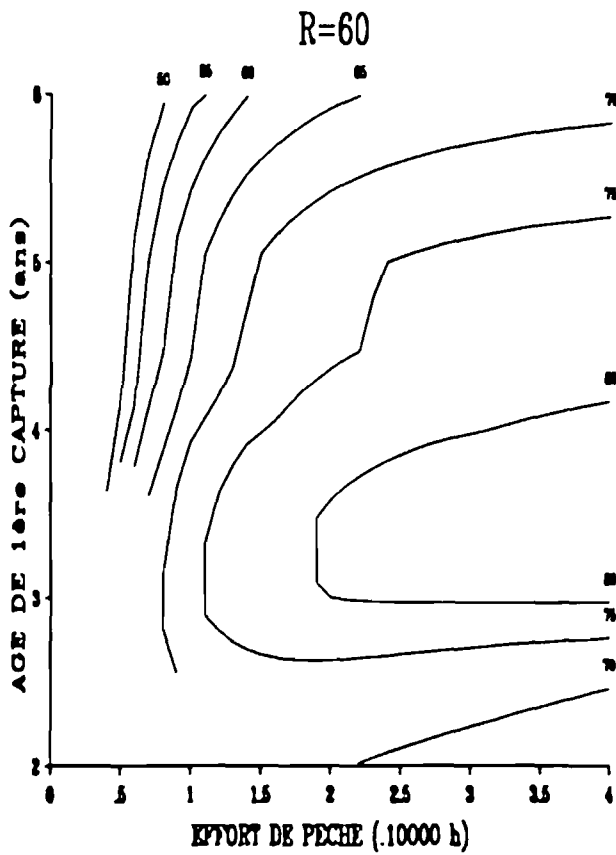
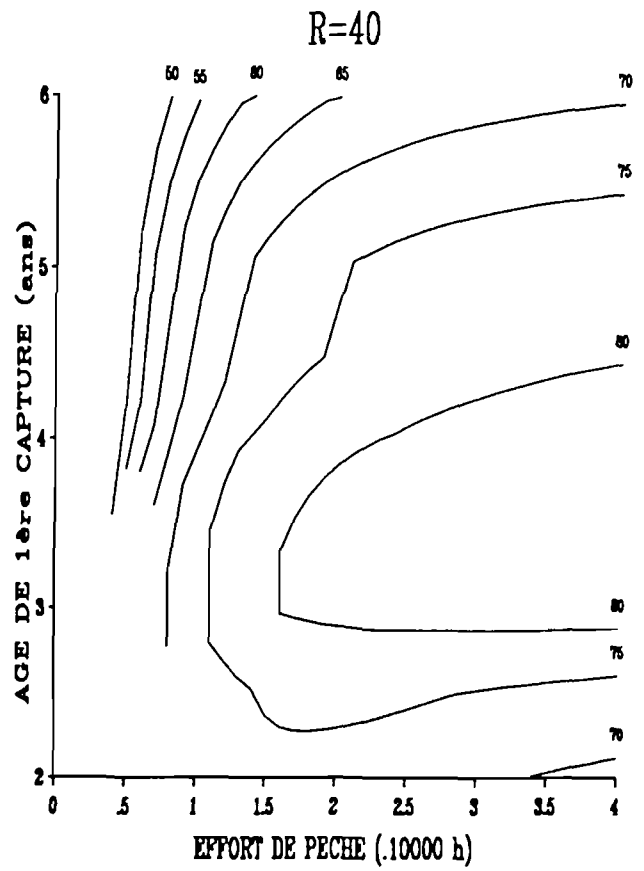
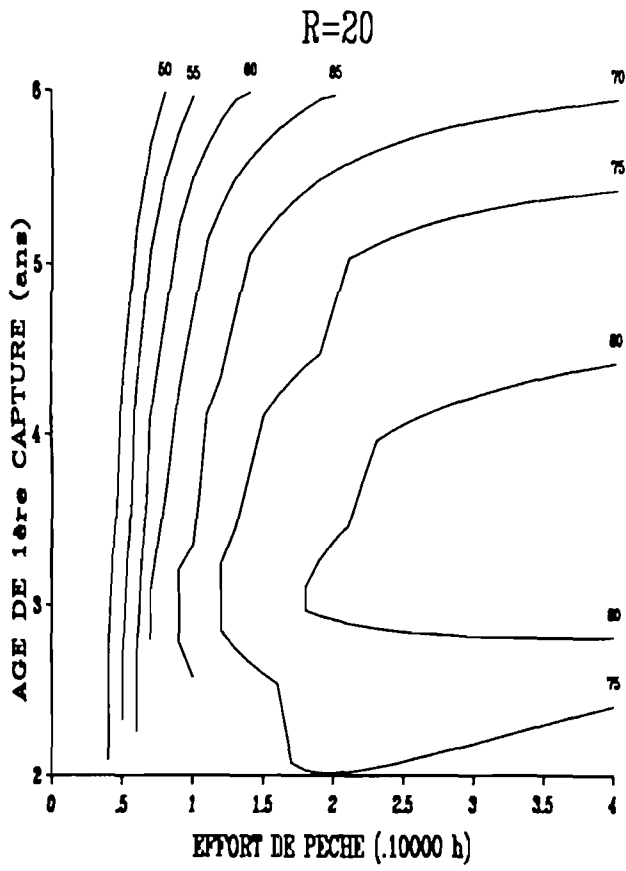


Figure 5.14. Isoplètes de rendement par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 150 chevaux.

TABLEAU 5.3						
IMPACT D'UN CHANGEMENT DE L'EFFORT ET DE L'AGE DE 1ERE CAPTURE SUR LE RENDEMENT PAR RECRUE						
SCENARIO No 1 : $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$						
R	cv	Y/R actuel $f = 20000 h$ $t_c = 2,5 ans$	modification f ($f = 10000$)		modification t_c ($t_c = 3,5$)	
			Y/R	% variation	Y/R	% variation
20	100	91,5	81,9	- 10,5	92,0	0,6
	125	89,4	82,7	- 7,5	92,7	3,7
	150	86,9	83,1	- 4,4	93,2	7,2
40	100	89,6	82,8	- 7,5	92,7	3,5
	125	86,6	83,4	- 3,7	93,3	7,8
	150	85,0	83,6	- 1,6	93,6	10,1
60	100	86,0	81,8	- 4,9	91,3	6,2
	125	83,1	81,9	- 1,5	91,7	10,3
	150	81,9	81,9	0,1	91,8	12,2
80	100	82,8	80,3	- 2,9	89,8	8,5
	125	80,1	80,2	0,1	90,0	12,3
	150	79,1	80,2	1,3	90,1	13,9

TABLEAU 5.4						
IMPACT D'UN CHANGEMENT DE L'EFFORT ET DE L'AGE DE 1ERE CAPTURE SUR LE RENDEMENT PAR RECRUE						
SCENARIO No 2 : $M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$						
R	cv	Y/R actuel $f = 20000 h$ $t_c = 2,5 ans$	modification f ($f = 10000$)		modification t_c ($t_c = 3,5$)	
			Y/R	% variation	Y/R	% variation
20	100	75,5	65,6	- 13,1	75,5	0,1
	125	76,0	67,4	- 11,3	77,3	1,8
	150	75,7	69,4	- 8,3	79,5	5,0
40	100	76,2	67,6	- 11,3	77,5	1,7
	125	76,1	70,2	- 7,7	80,0	5,2
	150	75,8	71,8	- 5,3	81,3	6,8
60	100	74,7	68,0	- 9,0	77,5	3,8
	125	74,0	70,0	- 5,4	79,5	7,5
	150	73,6	71,0	- 3,6	80,3	9,0
80	100	72,8	67,6	- 7,1	76,9	5,7
	125	71,8	69,1	- 3,8	78,4	9,2
	150	71,4	69,7	- 2,4	79,0	10,5

Ces tableaux mettent en évidence qu'un changement du régime d'exploitation conduit soit à une perte de production par recrue (quand l'effort diminue) soit à un gain marginal (quand l'âge de lère capture augmente). Il en résulte que, sous l'hypothèse d'équilibre, le système de gestion est actuellement bien posé.

La modification du régime d'exploitation est beaucoup moins recommandée si une forte valeur de M est admise : dans ce cas, il y aurait intérêt de pêcher rapidement les animaux car ceux-ci ne pourraient pas être épargnés en raison de leur décès naturel à des taux élevés. Plus particulièrement, dans le cas d'une valeur de M de 0,25 ou 0,30, un âge de lère capture de 3,5 ans amènerait à une perte aux Y/R dans la totalité des cas : comme LAUREC et LE GUEN (1981) le mentionnent, il est impossible d'obtenir un gain de Y/R par augmentation de t_c si celui-ci est supérieur à l'âge critique de l'animal (t_{cri} = âge de biomasse maximale par recrue pour un stock vierge). Par examen comparatif des scénarios de M (cf. chapitre 2), il est évident que si M est égal à 0,15 ou 0,20, un âge de lère capture égal à 3,5 ans peut encore apporter un gain aux Y/R puisque t_{cri} dans ces deux cas est égal à 4,37 et 3,81 ans, respectivement. Par contre, ceci n'est pas valable pour M égal à 0,25 ou 0,30 car ces valeurs correspondent respectivement à un âge critique de 3,38 et 3,05.

Il est enfin intéressant de noter que les cohortes de faible abondance sont beaucoup plus sensibles à la diminution de f qu'à l'augmentation de t_c ; par contre, lorsque le recrutement est abondant, les effets d'une augmentation de t_c sont plus notables que ceux provoqués par une diminution de f .

3.3. Les isoplètes de fécondité par recrue (B_f/R).

3.3.1. Généralités.

L'existence de données sur la fécondité individuelle moyenne par groupe d'âge (voir "matériels et méthodes") a permis de disposer un pondérateur O_i possible d'intégrer dans le calcul de B_f/R . Les valeurs de O_i sont présentées dans le tableau 5.5.

TABLEAU 5.5	
PONDERATEUR DE FECONDITE PAR GROUPE D'AGE	
GROUPE D'AGE (i)	O_i
2	0,185105
3	0,434629
4	0,641911
5	0,783850
6	0,872890

Les données de ce tableau permettent de parler plutôt de "fécondité par recrue" au lieu de "biomasse féconde par recrue" conformément aux remarques de LE GUEN (comm. pers.).

Il est ensuite possible de calculer les valeurs de B_f/R pour différentes combinaisons des f et t_c et de présenter les isoplètes de B_f/R sur un graphique bidimensionnel analogue à ceux de LE GUEN (1971). Selon une pratique courante, les

valeurs de B_f/R sont données en pourcentage par rapport à la fécondité par recrue du stock vierge (LAUREC et LE GUEN, 1981).

Pour mieux couvrir l'ensemble des combinaisons possibles, nous avons conservé, comme dans le cas de Y/R , l'option de présentation de plusieurs diagrammes selon l'abondance du recrutement (fixée à 20, 40, 60 et 80 millions d'individus) et la puissance motrice moyenne des navires (fixée à 100, 125 et 150 chevaux). Ainsi quand on parle de B_f/R exprimée en % par rapport à la B_f/R du stock vierge, on définit cette deuxième comme la fécondité par recrue d'une cohorte de 20, 40, 60 et 80 millions individus en l'absence d'exploitation. Les scénarios retenus ici sont identiques à ceux des isoplètes de Y/R (paragr. 3.2).

Les isoplètes de fécondité par recrue sont combinées avec celles de rendement par recrue ; elles permettent de prendre des mesures réglementaires qui visent à l'optimisation de la production moyenne équilibrée en assurant parallèlement la survie du stock par protection de sa capacité de reproduction.

3.3.2. Présentation des résultats.

Les figures 5.15 à 5.17 (p. 201 à 203) présentent les isoplètes de B_f/R pour le premier scénario ($M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$). Les graphiques 5.18 à 5.20 (p. 205 à 207) correspondent au deuxième scénario ($M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$).

Le régime moyen d'exploitation des dernières années (effort de pêche de 20000 heures environ, Age de lère capture de 2,5 ans) correspond à des valeurs de B_f/R extrêmement variables inversement proportionnelles à l'abondance du recrutement et à la puissance motrice moyenne : pour M égal à 0,15, ces valeurs sont de l'ordre de 10 à 40 % de B_f/R du stock vierge alors que si $M = 0,20$ elles sont légèrement supérieures (15 à 45 %). La situation se renverse en terme de fécondité totale d'une cohorte : en effet, celle-ci croît selon le recrutement et c'est pour la valeur de M la plus forte (0,20) qu'on obtient les fécondités les plus faibles (entre 1200 et 4500 tonnes pondérées).

D'après LAUREC (1978), il arrive souvent que le danger d'une réduction sensible du recrutement soit négligeable si la biomasse féconde n'est pas réduite à une fraction très faible (d'un ordre de 10 % par rapport au stock vierge). La valeur de 10 % correspond ainsi à un seuil minimal empirique en-deça duquel le renouvellement du stock est mis en cause. D'après nos résultats et dans une première approche, on peut considérer que le stock briochin de coquilles Saint-Jacques ne se trouve pas devant un danger immédiat d'extinction. Il faut cependant être prudent car :

-> LAUREC (1978) utilise la notion de la biomasse féconde qui diffère de la fécondité prise en compte ici.

-> Cette approche empirique se base sur la notion d'équilibre (stabilité du recrutement et du régime d'exploitation). Si le régime d'exploitation a connu une phase relativement stable pendant la première moitié des années 80, cette situation n'est pas valable pour le recrutement. Pour se référer ainsi à un pourcentage de B_f/R , il faut se rappeler que ceci est défini sur des cohortes d'abondance variant entre 20 et 80 millions animaux ; cette abondance intervient, en plus, sur le régime d'exploitation par l'intermédiaire des modèles de capturabilité.

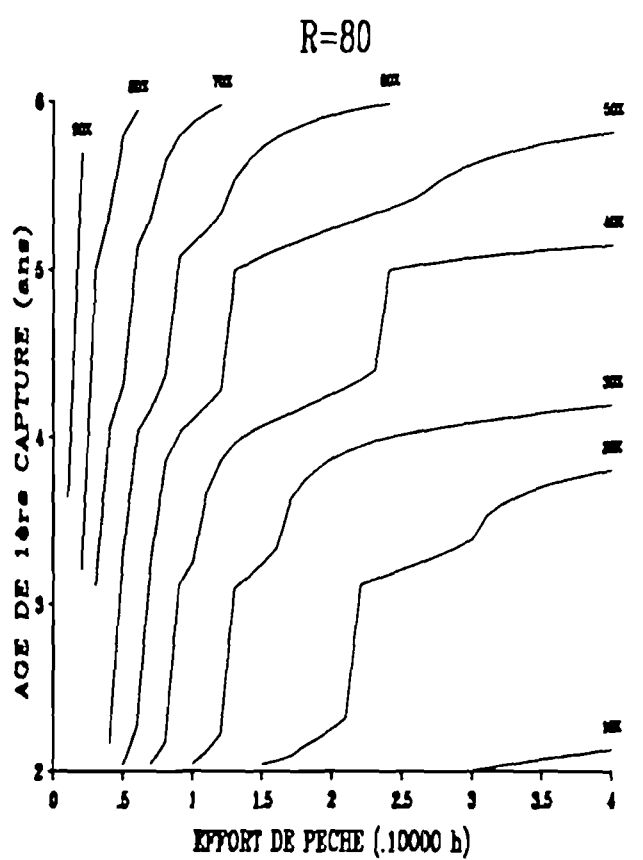
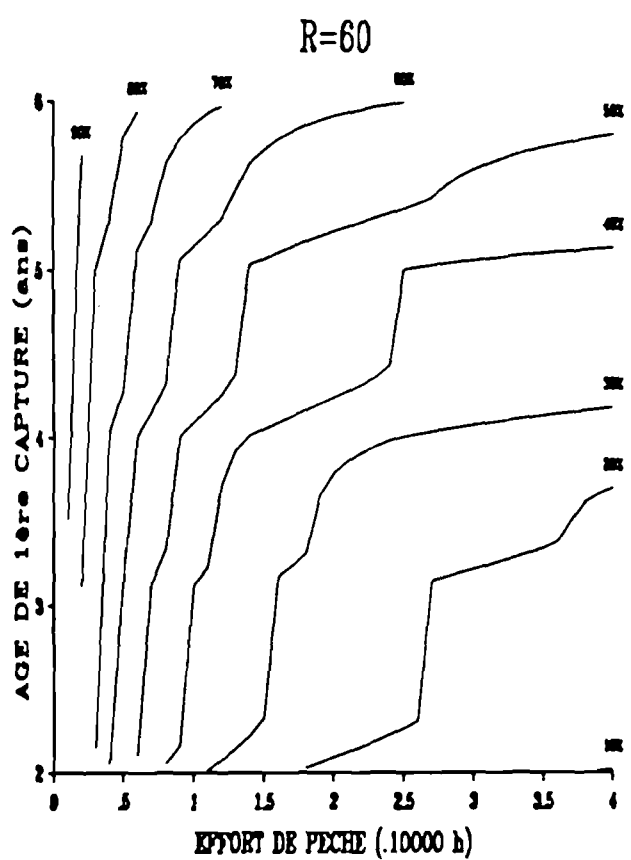
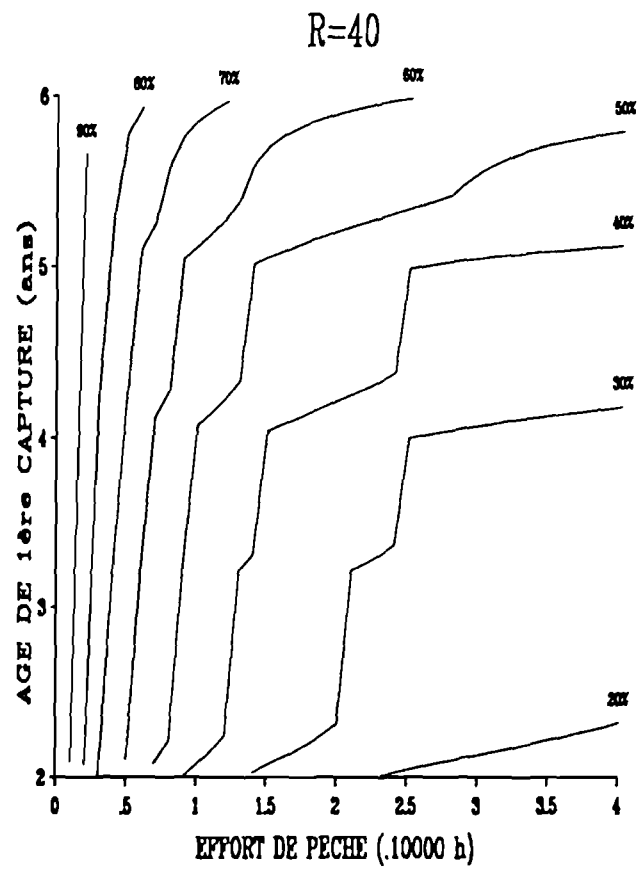
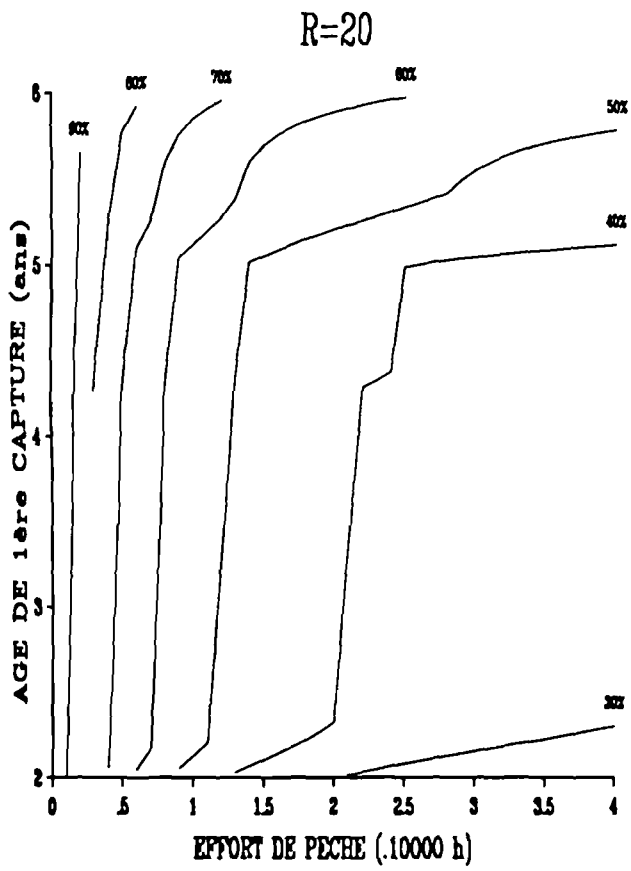
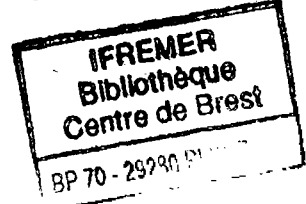


Figure 5.15. Isoplètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). M = 0,15. Puissance motrice moyenne = 100 chevaux.



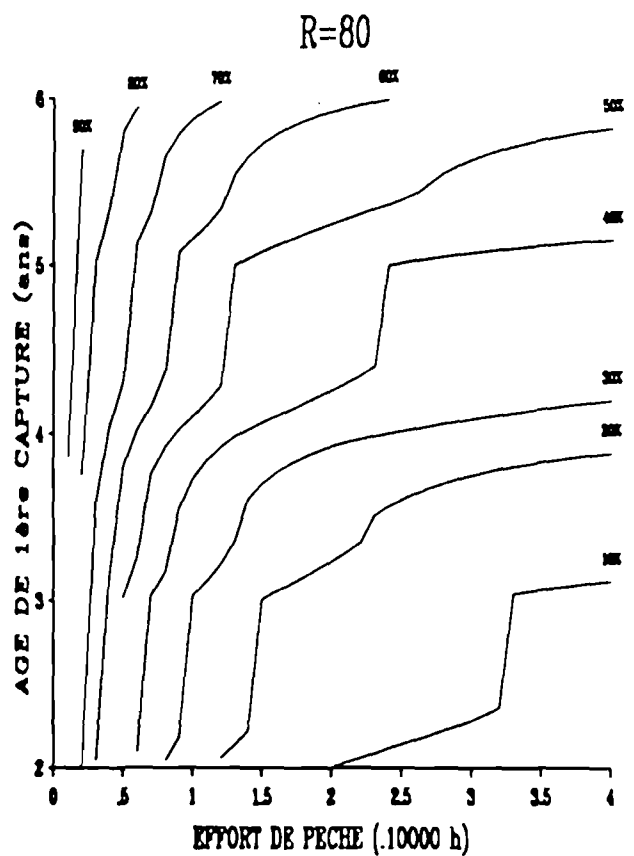
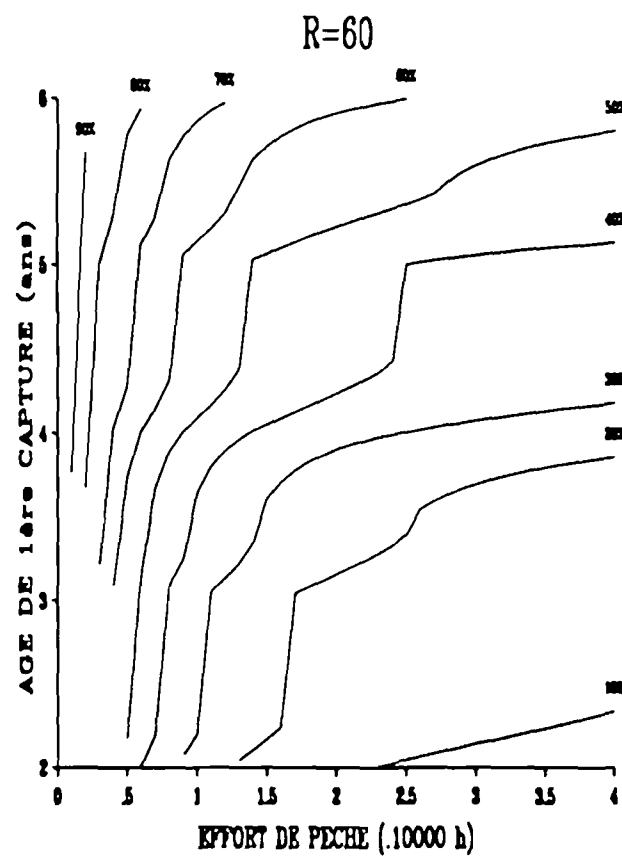
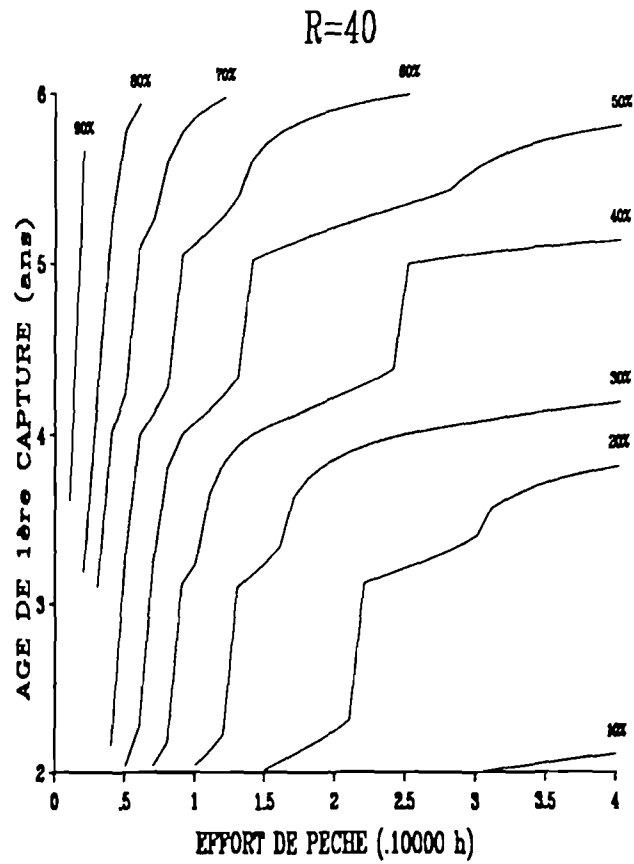
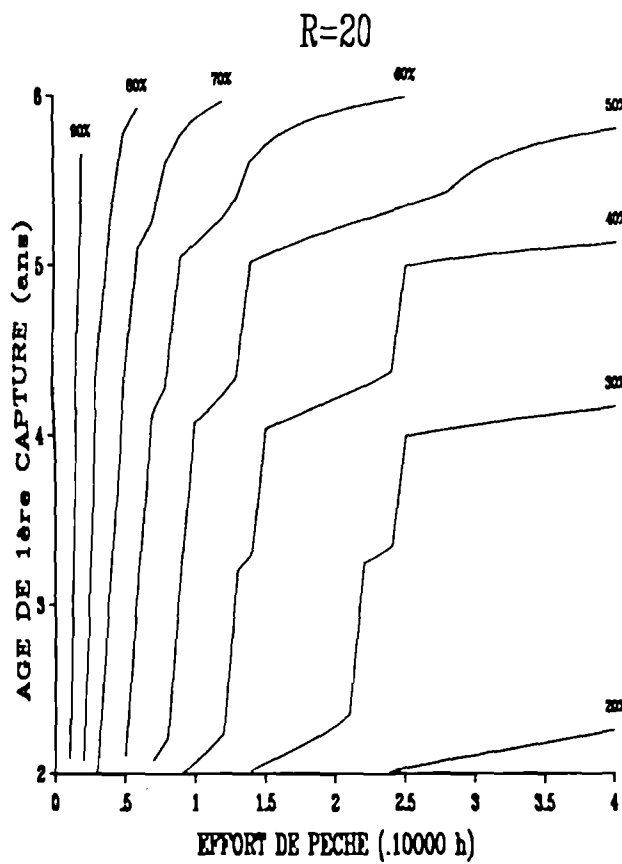
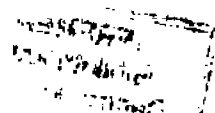


Figure 5.16. Isoplètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,15$. Puissance motrice moyenne = 125 chevaux.



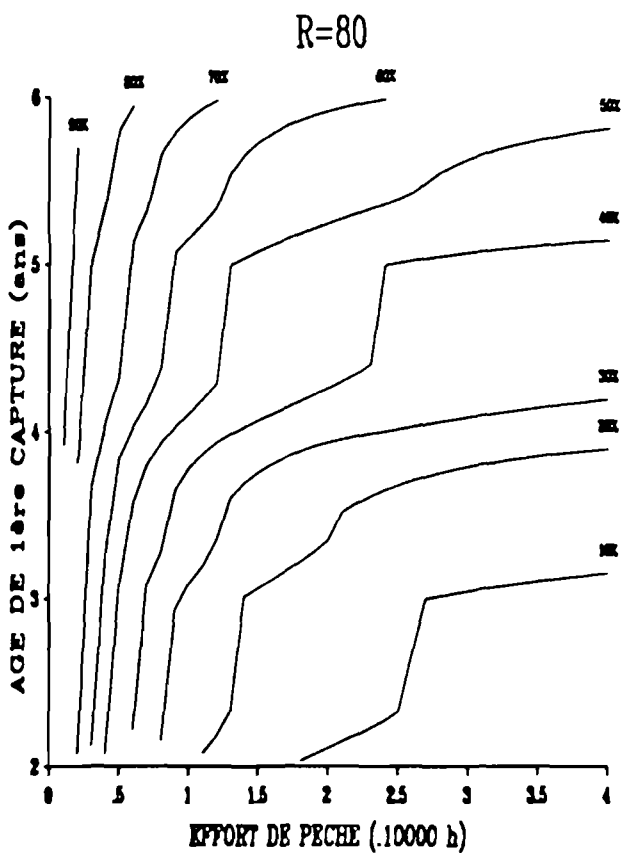
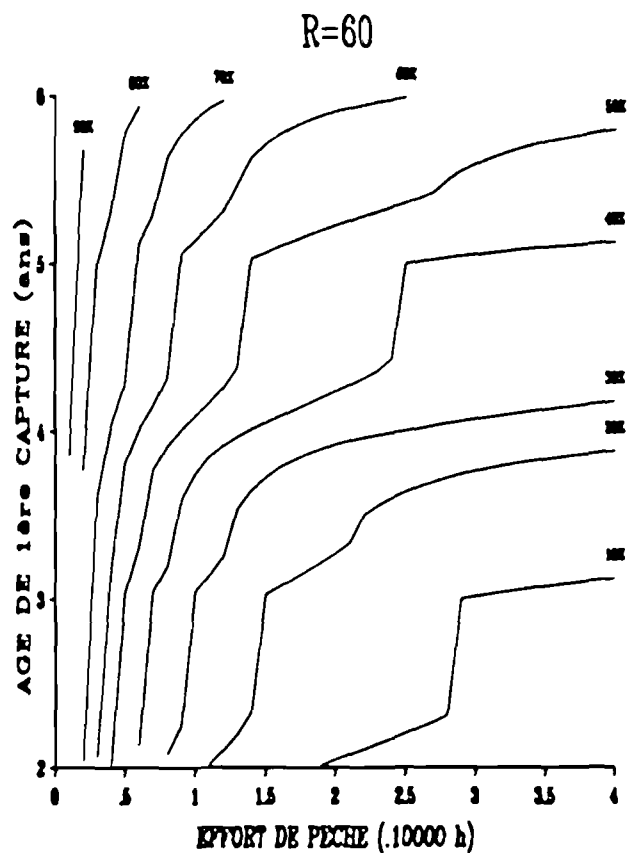
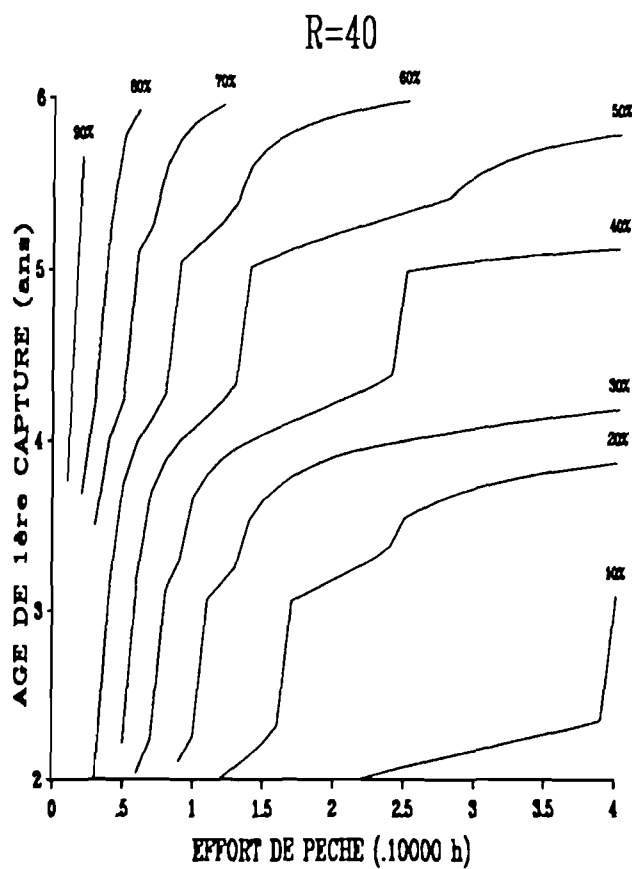
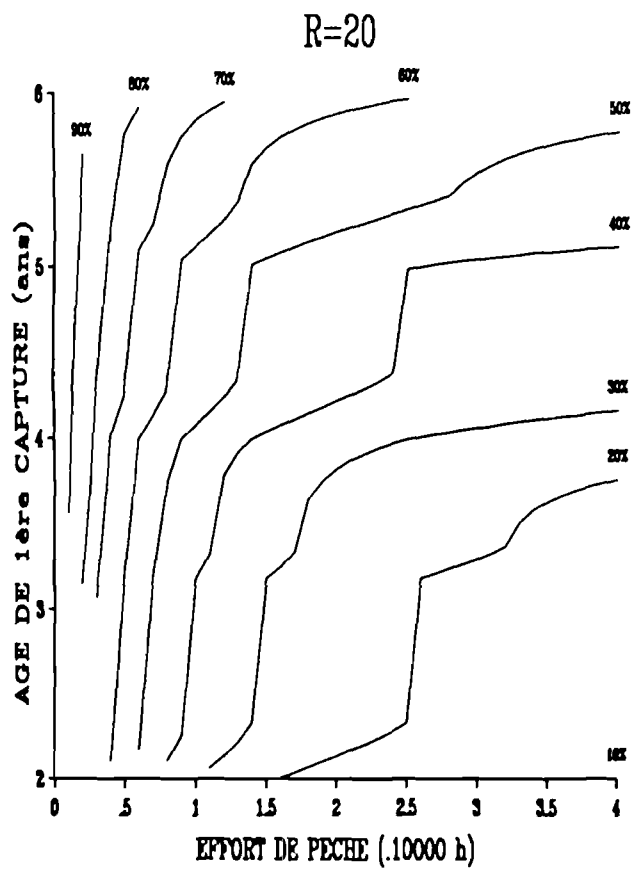


Figure 5.17. Isoflètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,15$. Puissance motrice moyenne = 150 chevaux.

-> Le calcul de la fécondité est fait par troncature à un âge de 8 ans : on peut supposer que la fraction mature du stock en l'absence d'exploitation serait représentée par un nombre de groupes d'âge plus élevé.

-> La règle de 10 % suppose la validité d'une relation entre le stock de reproducteurs et le recrutement (relation "stock-recrutement").

Pour compléter le travail, nous avons procédé de manière analogue à celle de Y/R en étudiant les questions suivantes :

-> Quel est l'impact d'une diminution de l'effort de pêche jusqu'à 10000 heures ?

-> Quel est l'effet d'une fixation d'un âge de lère capture de 3,5 ans ?

L'examen des isoplètes fournit une première réponse :

(I) Un effort de 10000 heures de pêche par saison conduit à des gains de B_f/R d'un ordre de 15 % comparativement aux 20000 heures quelle que soit la valeur de M.

(II) Les bénéfices apportés par un âge de lère capture de 3,5 ans sont moins élevés : les valeurs de B_f/R augmentent de 0 à 10 % par rapport à $t_c = 2,5$ ans et cette augmentation évolue dans le même sens que l'abondance du recrutement et la puissance motrice moyenne.

Les tableaux 5.6 et 5.7 donnent les résultats numériques de cette comparaison.

TABLEAU 5.6					
IMPACT D'UN CHANGEMENT DE L'EFFORT ET DE L'AGE DE 1ERE CAPTURE SUR LA FECONDITE PAR RECRUE (en % du stock vierge)					
SCENARIO No 1 : $M = 0,15$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$					
R	B_f du stock vierge	cv	B_f/R actuelle $f = 20000 h$ $t_c = 2,5 ans$	modification f ($f = 10000$)	modification t_c ($t_c = 3,5$)
				B_f/R modifiée	B_f/R modifiée
20	5246	100	40,1 %	53,9 %	40,9 %
		125	30,9 %	45,9 %	33,7 %
		150	23,4 %	38,0 %	27,4 %
40	10491	100	30,3 %	45,6 %	33,5 %
		125	21,1 %	36,0 %	26,1 %
		150	16,4 %	30,6 %	22,9 %
60	15737	100	24,6 %	39,8 %	29,0 %
		125	17,2 %	31,6 %	23,4 %
		150	14,0 %	27,8 %	21,3 %
80	20982	100	21,1 %	36,1 %	26,3 %
		125	15,2 %	29,1 %	22,0 %
		150	12,8 %	26,2 %	20,5 %

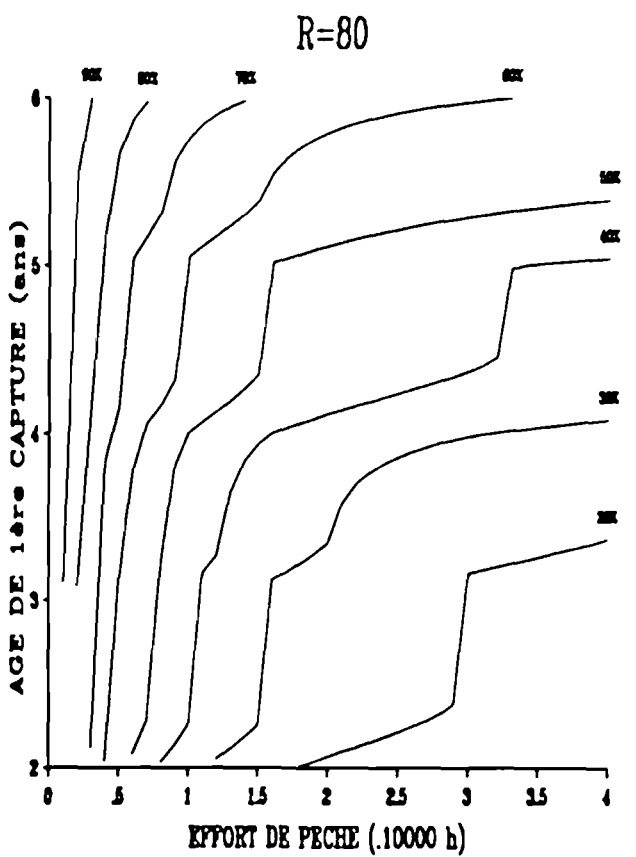
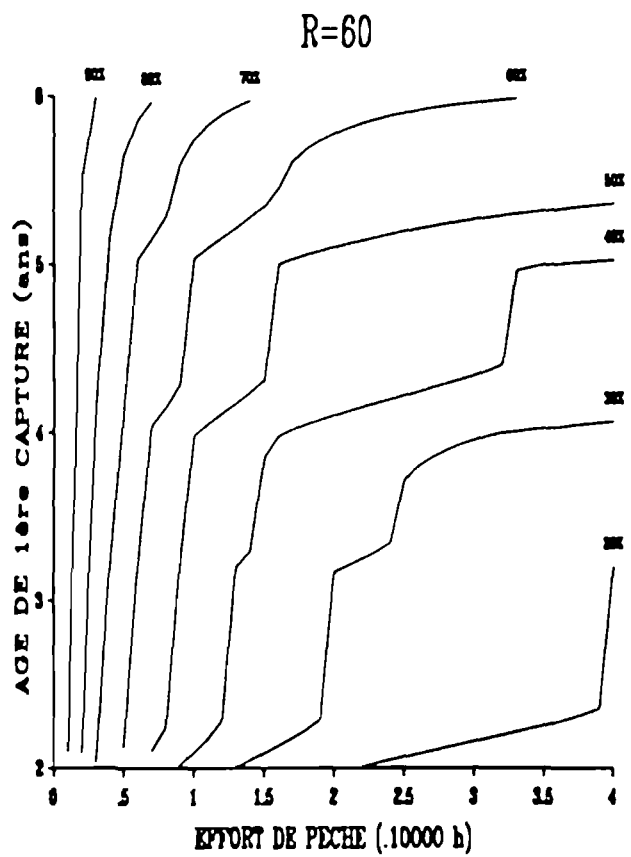
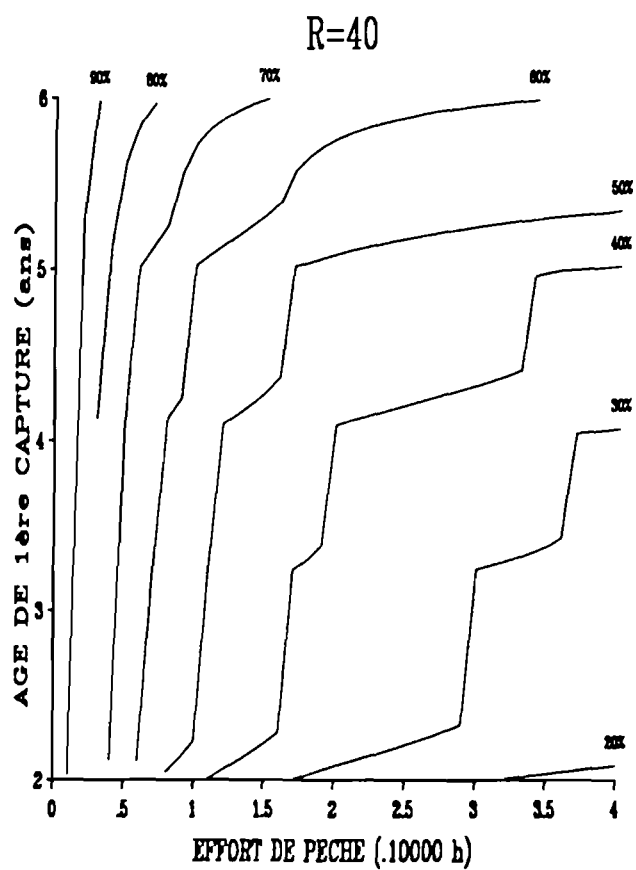
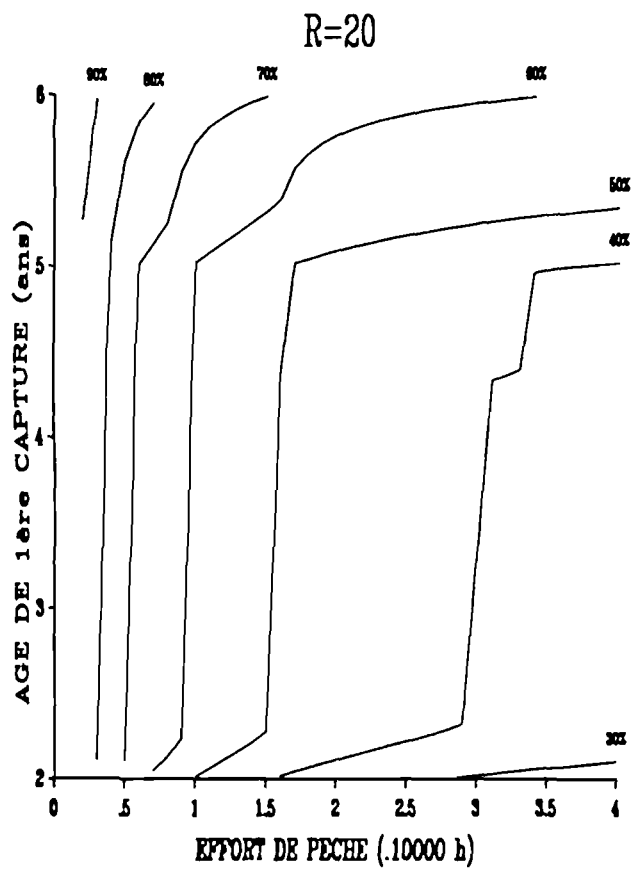


Figure 5.18. Isoplètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 100 chevaux.

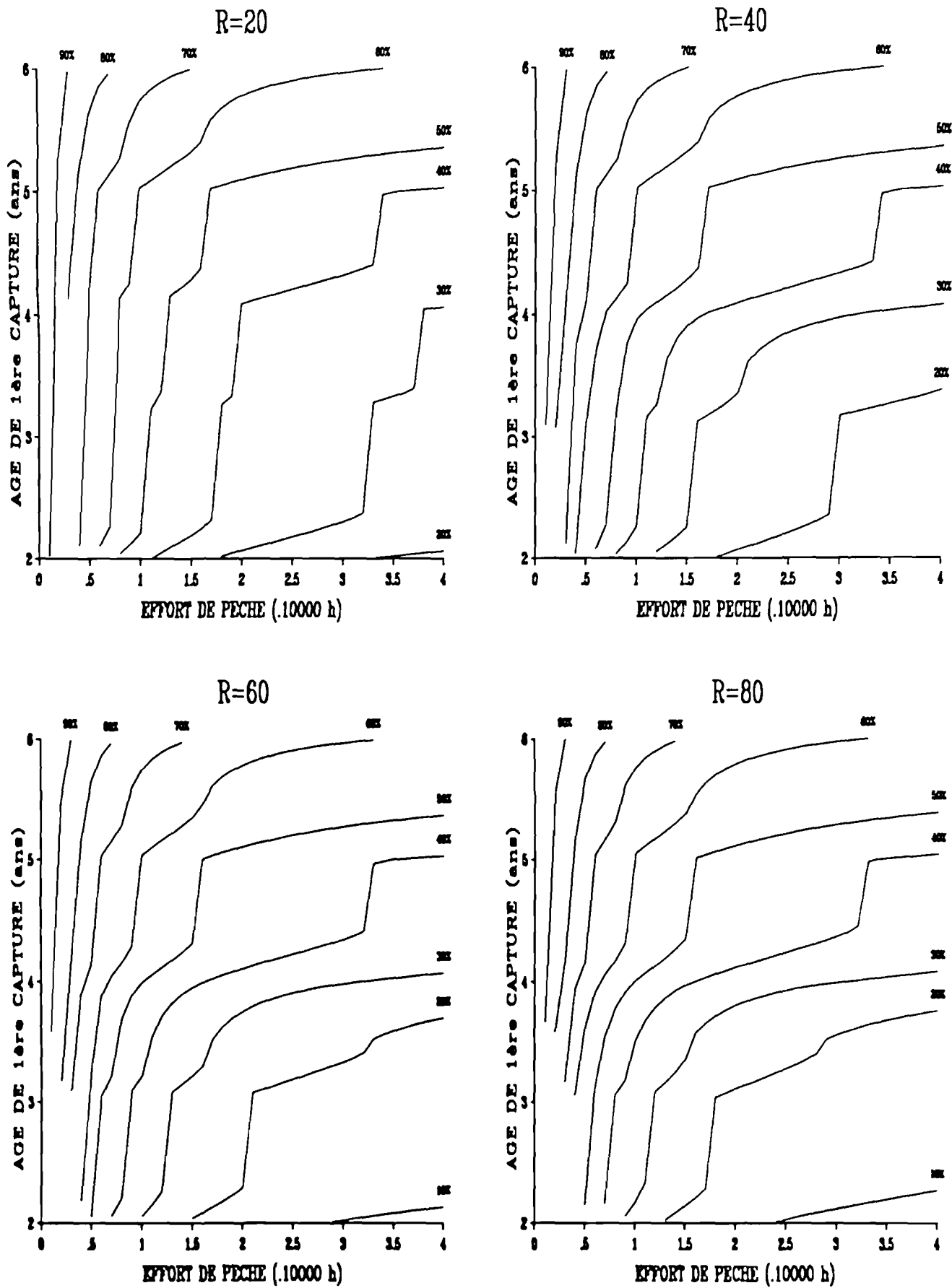


Figure 5.19. Isoplètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 125 chevaux.

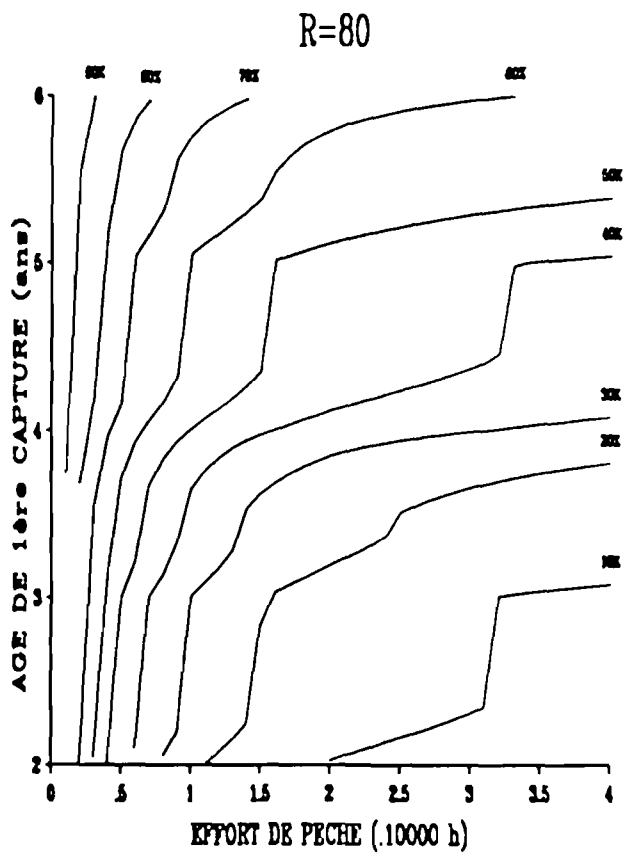
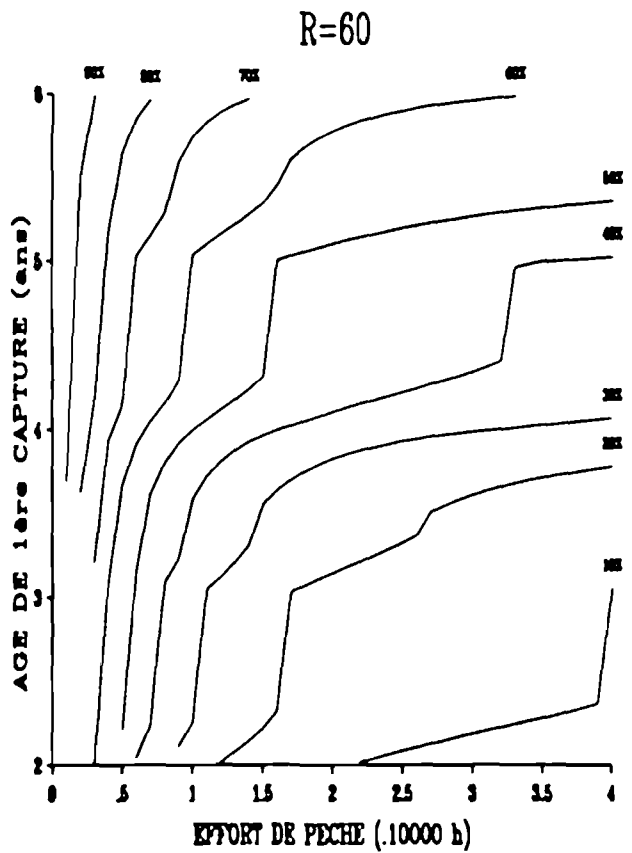
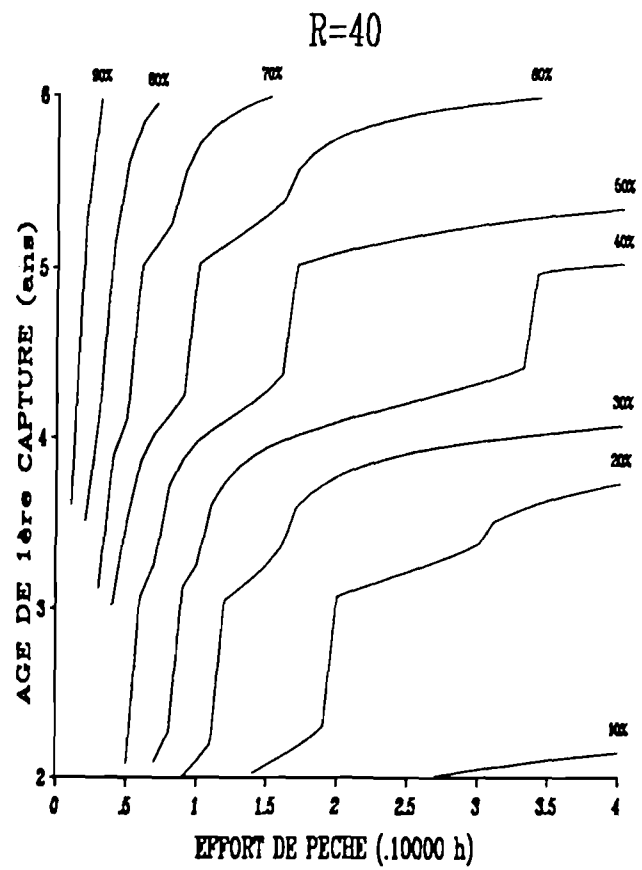
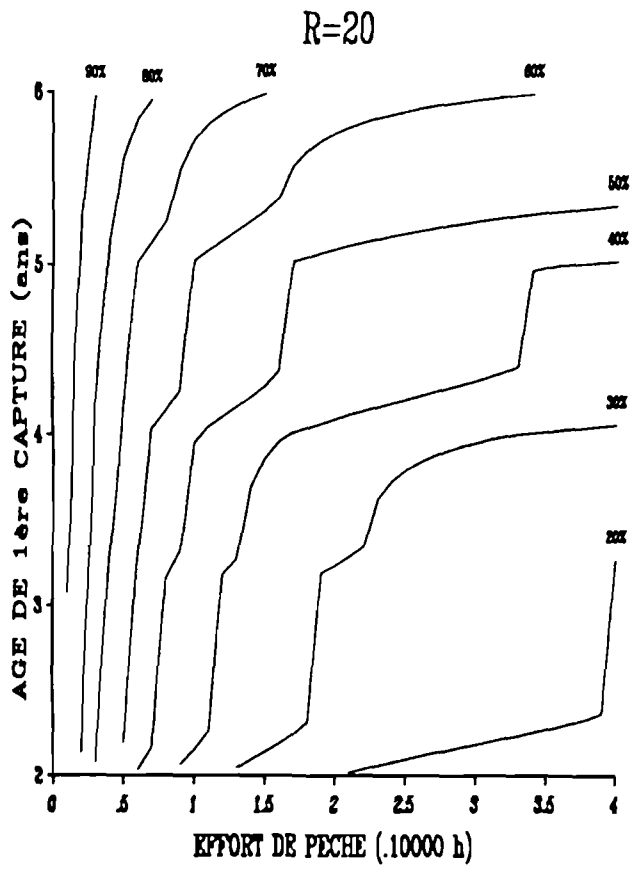


Figure 5.20. Isoplètes de fécondité par recrue selon la valeur du recrutement (R ; défini ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge de 1,5 ans). $M = 0,20$. Puissance motrice moyenne = 150 chevaux.

TABLEAU 5.7					
IMPACT D'UN CHANGEMENT DE L'EFFORT ET DE L'AGE DE 1ERE CAPTURE SUR LA FECONDITE PAR RECRUE (en % du stock vierge)					
SCENARIO No 2 : $M = 0,20$; $E_{20} = 0,50$; $R_{fr2} = 0,20$					
R	B_f du stock vierge	cv	B_f/R actuelle $f = 20000 h$ $t_c = 2,5 ans$	modification f ($f = 10000$)	modification t_c ($t_c = 3,5$)
				B_f/R modifiée	B_f/R modifiée
20	4236	100	45,5 %	58,5 %	45,8 %
		125	37,3 %	51,9 %	39,7 %
		150	28,6 %	43,4 %	32,3 %
40	8472	100	36,5 %	51,4 %	39,2 %
		125	25,6 %	40,7 %	30,4 %
		150	19,6 %	34,2 %	26,0 %
60	12709	100	29,9 %	45,2 %	33,9 %
		125	20,7 %	35,5 %	26,8 %
		150	16,5 %	30,7 %	24,0 %
80	16945	100	25,7 %	40,9 %	30,6 %
		125	18,0 %	32,5 %	25,0 %
		150	14,9 %	28,8 %	23,0 %

Ces tableaux confirment que les gains en % de B_f/R sont plus élevés à travers une diminution de f que par une augmentation de t_c .

Il faut signaler que la diminution de f apporte des bénéfices pratiquement stables. Par contre, les gains en B_f/R provoqués par l'augmentation de t_c dépendent beaucoup de l'abondance du recrutement et de la puissance motrice moyenne.

4. DISCUSSION.

4.1. Reconstitution des captures et des rendements par recrue.

La reconstitution des captures et des rendements par recrue montre que les plus faibles valeurs de M (0,15 et 0,20) sont mieux adaptées au stock briochin de coquilles Saint-Jacques. La bonne adéquation de la modélisation se manifeste aussi par le fait suivant : si on considère la situation moyenne du début des années 80 (recrutement de 40 à 60 millions d'individus, effort de pêche de 20000 à 22000 heures, Age de lère capture de 2,5 ans, puissance motrice moyenne des navires entre 125 et 150 chevaux), la production moyenne à l'équilibre varie entre 3500 à 5000 tonnes (pour $M=0,15$) ou entre 3000 à 4500 tonnes (pour $M=0,20$) : cette gamme de valeurs inclut les débarquements enregistrés au cours de cette période.

La conclusion de ce travail concorde avec ce qui fut pratiqué jusqu'ici par DAO et *al.*, 1975 ; VERON, 1979; DUPOUY et *al.*, 1983 ; DAO, 1985 qui ont, en général, considéré 0,20 comme la valeur la plus plausible de M .

Les valeurs les plus vraisemblables du taux d'exploitation terminal sont les plus fortes ($E_{20} = 0,50$). A cet égard, DAO (1985) a souligné la très faible probabilité pour qu'une coquille Saint-Jacques décède par des causes naturelles en mettant l'accent aux fortes valeurs de mortalité par pêche des vieux groupes d'âge. Les résultats de cette étude vont effectivement dans ce sens.

4.2. Les isoplètes.

4.2.1. Sensibilité des Y/R à la modification du régime d'exploitation.

Les rendements par recrue des bonnes cohortes sont beaucoup plus sensibles à l'augmentation de l'âge de lère capture qu'à la diminution de l'effort de pêche. Cette situation est due à la place prééminente du groupe d'âge 2 dans la pêcherie en raison d'une stratégie de pêche qui diffère selon l'abondance du recrutement. Ce phénomène est plus accentué quand la flottille de pêche possède une forte puissance motrice moyenne (comparer, à ce propos, les gains aux Y/R pour 100 et 150 chevaux) : un moteur puissant offre la possibilité d'une concentration plus rapide des bateaux sur les zones les plus riches et permet une traction plus efficace de la drague notamment sur les fonds plats (cf. chapitre 4). A l'opposé, les faibles recrutements manifestent une sensibilité plus nette aux changements de l'effort de pêche qu'à ceux de l'âge de lère capture : la modification de t_c ne provoque qu'un effet mineur.

Il faut toutefois signaler que cette image ne correspond pas forcément à la réalité puisque le modèle structural suppose qu'un groupe d'âge d'abondance donnée connaît la même capturabilité avant et après modification de t_c : les paramètres du modèle de capturabilité du groupe 3 sont ainsi constants indépendamment de la mise en exploitation ou non du groupe 2. Cela constitue un inconvénient du modèle puisque l'interdiction de pêche d'un groupe d'âge doit forcément affecter la stratégie de pêche vis-à-vis des autres groupes.

4.2.2. Sensibilité des B_f/R à la modification du régime d'exploitation.

En terme de fécondité par recrue, les bénéfices apportés par la diminution de f sont globalement plus élevés que ceux liés à l'augmentation de t_c : cela est vraisemblablement dû aux faibles valeurs de fécondité individuelle moyenne des animaux des jeunes groupes d'âge (tableau 5.5).

Le fait que la diminution de l'effort produise un gain en % aux B_f/R qui semble indépendant de l'abondance du recrutement et de la puissance motrice moyenne peut être expliqué comme suit :

Pendant la période de reproduction, en été, la mortalité par fraude (F_{frei}) d'un groupe d'âge i est supposée dépendante de la mortalité par pêche globale (F_{ti}) exercée sur la même cohorte au cours de l'hiver précédent (cf. chapitres 2 et 3). Les valeurs de F_{frei} sont supposées plus fortes quand le recrutement devient abondant ; toutefois, elles sont, en général, faibles quelle que soit l'abondance du groupe i et la puissance motrice des navires (cf. chapitre 3 ; annexe II). Dans tous les cas, les termes $1 - \exp(-0,5.(F_{frei}+M+nk))$ incorporés dans le calcul de la fécondité par recrue (formule (5.13)), sont relativement faibles et du même ordre de grandeur. Une diminution de f affecte donc de façon quasi-identique l'ensemble des valeurs d'abondance du recrutement et de puissance motrice moyenne en provoquant un gain relatif d'un ordre de grandeur pratiquement stable.

Par contre, l'augmentation de l'âge de lère capture apporte des bénéfices aux B_f/R qui vont dans le même sens que l'abondance du recrutement et la puissance motrice moyenne. Comme pour les Y/R , cette sensibilité est attribuée au rôle dominant du groupe 2 dans la pêcherie ; les gains relatifs en cas de cohorte abondante sont plus remarquables en raison de la particularité de la stratégie de pêche vis-à-vis de ce groupe.

4.2.3. Synthèse.

4.2.3.1. L'abondance du recrutement.

Les isoplètes de Y/R et B_f/R décrivent l'impact d'un changement du régime d'exploitation pour une pêcherie supposée à l'équilibre. Cela signifie que :

(I) La *projection verticale* des isoplètes, c'est-à-dire le suivi d'une seule cohorte sur plusieurs années, est d'une utilité pratique si le régime d'exploitation se maintient stable tout au long de la vie de la cohorte.

(II) La *projection horizontale* des isoplètes, c'est-à-dire l'étude de plusieurs cohortes sur une seule année, est valable si le recrutement ne connaît pas de variations interannuelles.

L'intérêt pratique des isoplètes dans la proposition des mesures de gestion est ainsi restreint puisque les conditions précédentes ne sont pas respectées pour le stock étudié.

Il est néanmoins possible de dégager certaines conclusions dans la mesure où notre étude a couvert une gamme relativement large de valeurs du recrutement et de la puissance motrice.

Quand le recrutement est faible, l'augmentation de l'âge de lère capture provoque des gains quasiment nuls de la production et de la fécondité (il est même possible d'avoir des pertes en terme de Y/R , sous l'hypothèse d'un coefficient M élevé). Le maintien de t_c à 2,5 ans est ainsi justifié lorsque les recrutements sont faibles comme c'est le cas actuellement.

Ce travail aboutit donc à une conclusion opposée à celle des travaux de DAO et al. (1975), VERON (1979), DUPOUY et al. (1983) et LABBE (1983). DUPOUY et al. (1983), en particulier, ont conclu qu'un t_c de 3,5 ans apporterait des bénéfices de 15 % aux Y/R pour M égal à 0,20 ; ce travail n'arrive pas à déduire des gains si élevés même sous les hypothèses extrêmes (recrutement abondant, forte puissance motrice ; cf. tableau 5.4).

Il faut néanmoins signaler que les études antérieures ont fait appel à des modèles de production plus simples ; elles n'ont pas, en général, pris en compte la mortalité indirectement induite par la pêche (fraude, "casse", rejet d'animaux) en considérant la constance de la capturabilité et (ou) en travaillant sur l'ensemble des groupes d'âge confondus. De plus, elles ont été conçues à partir des paramètres différents de croissance pondérale. En fait, si on utilise les paramètres de croissance de DUPOUY et al. (1983) et on fixe $M = 0,20$, l'âge critique, t_{cri} , est égal à 4,8 ans environ ; dans cette étude une croissance individuelle plus rapide est prise en compte et, pour la même valeur de M , t_{cri} est de 3,8 ans. La divergence des conclusions est donc expliquée par le fait qu'un

t_{cri} accru fait augmenter la limite d'âge à partir duquel la fixation du t_c ne peut plus être bénéfique pour la production.

Il ne faut cependant pas négliger que les bonnes cohortes peuvent connaître des bénéfices par une augmentation de l'âge de lère capture. Dans ce cas, un t_c ramené à 3,5 ans peut apporter des gains relatifs de Y/R jusqu'à 10 % avec un accroissement parallèle de B_f/R de 5 à 10 % environ. Il est pourtant inconcevable de procéder à une augmentation de t_c étant donné la variabilité du recrutement et la quasi-absence actuelle de cohortes pléthoriques. La mesure optimale pour profiter d'un recrutement abondant consiste plutôt à protéger pendant une saison de pêche les secteurs les plus riches en individus du groupe 2 (exemples de la zone de Caffa dans le sud-ouest de la baie en 1978/79 et du cantonnement du Petit Léjon dans le nord-est de la baie en 1987/88). Cette option doit être suivie avec circonspection étant donné qu'une apparition éventuelle de valeurs élevées de mortalité naturelle risque de mettre en cause les avantages d'une mesure conservatrice.

Pour analyser l'évolution de l'effort de pêche, DUPOUY et al. (1983) ont noté que sa réduction jusqu'aux 20000 à 22000 heures par saison, à partir de la moitié des années 70, a permis à la pêcherie de s'approcher du niveau optimal de production par recrue à l'équilibre. La situation actuelle, après une décennie 1975 - 85 relativement stable, est caractérisée par une nouvelle diminution de l'effort. Ce phénomène se produit en raison des mesures de réglementation plus en plus strictes. Les quotas-tonnages limités imposés par la raréfaction de la ressource à des niveaux jamais atteints depuis 25 ans, découragent un nombre croissant de patrons pêcheurs qui trouvent que leur participation à la campagne de pêche n'est plus si profitable qu'auparavant. Il s'agit ici des navires dont le chiffre d'affaires n'est plus assuré qu'en petite partie par l'exploitation de coquilles Saint-Jacques ; ils conservent néanmoins leur licence de pêche, devant la perspective d'un enrichissement de la ressource, pour garder leur droit d'accès à la pêcherie.

La réduction de l'effort de pêche semble être actuellement la tendance dominante de l'évolution du régime d'exploitation. Toutefois, si l'on se place à l'équilibre, on constate que cette diminution n'est pas la mesure optimale car :

(I) Actuellement, la règle dans le stock est la faible abondance de recrutements (à l'exception de la cohorte née en 1985). Or, les cohortes squelettiques sont celles qui subissent les plus grandes pertes relatives aux Y/R quand l'effort est ramené à 10000 heures.

(II) Dans la mesure où une cohorte abondante apparaît, une diminution de f permet de progresser de 10 à 15 % en valeur relative de la fécondité par recrue. Toutefois, une fécondité accrue ne donnerait pas nécessairement naissance à un recrutement riche car, pour le stock étudié, la bonne succession des cohortes ne semble pas être conditionnée uniquement par la biomasse du stock de reproducteurs.

En résumé, on peut dire :

-> Par l'interprétation des isoplètes, le système actuel de gestion n'est pas mis en cause. L'augmentation de l'âge de lère capture n'est pas recommandée et la diminution de l'effort de pêche, bien que non profitable pour la production, semble se produire d'elle-même.

-> Dans le cas d'apparition d'une bonne cohorte, il serait envisageable de procéder à une fermeture des zones les plus riches en animaux du groupe 2.

Pour compléter la discussion, il est intéressant d'analyser l'impact d'autres paramètres tels que la puissance motrice de la flottille de pêche sur les Y/R et les B_f/R .

4.2.3.2. La puissance motrice moyenne.

Il a déjà été expliqué (chapitre 4) que la moyenne des puissances motrices de l'ensemble des navires licenciés ne constitue pas un bon descripteur de la flottille et ne montre pas quelles sont les classes de puissance les plus affectées par la diminution globale du nombre de licences (LABBE, 1983). Toutefois, l'effet incontestable est actuellement l'accroissement spectaculaire de la puissance globale des bateaux titulaires d'une licence. D'où la question qui se pose : L'armement des bateaux puissants est-il justifié ? Dans quelle mesure les investissements supplémentaires imposés par des moteurs puissants sont compensés par une augmentation de la production ?

Le sujet a été, dans une première étape, abordé dans le chapitre 4 (modèles de capturabilité). Nous avons examiné, pour le groupe d'âge 2 seulement, les effets sur la production d'une augmentation de la puissance motrice ; il a été constaté que l'entrée dans la pêcherie des navires très puissants n'est pas justifiée puisque les gains acquis semblent assez faibles pour compenser les frais supplémentaires. Dans ce chapitre, nous pouvons analyser la question de manière plus complète car nous prendrons en compte l'ensemble des groupes d'âge en suivant la production ainsi que la fécondité à l'équilibre sur la totalité de la vie d'une cohorte.

Tout d'abord, examinons la question sous le régime d'exploitation actuel ($f = 20000$ h ; $t_c = 2,5$ ans). Une combinaison des résultats présentés dans les tableaux 5.3 et 5.4, permet de conclure qu'une augmentation de la puissance motrice moyenne de 125 chevaux (moyenne approximative du début des années 80) à 150 conduit toujours à une perte en terme de production équilibrée indépendamment de la valeur de M (0,15 ou 0,20) et de l'abondance du recrutement. D'un autre côté, le passage de 125 à 150 chevaux, provoque de pertes en terme de fécondité équilibrée variant entre 3 et 10 % (tableaux 5.6 et 5.7).

Par contre, sous l'hypothèse d'un effort de 10000 heures par saison, une puissance motrice moyenne de 150 chevaux apporte de très légers gains comparativement aux 125 chevaux. Ces bénéfices sont généralement inférieurs à 1 ou 2 % et n'arrivent manifestement pas à compenser les frais imposés par la puissance supplémentaire. La perte des B_f/R est du même ordre de grandeur que celle du premier cas étudié (effort de 20000 heures).

En résumé et conformément à la conclusion tirée dans le chapitre 4, l'augmentation de la puissance ne semble pas être profitable puisqu'elle conduit le plus souvent à des pertes de production à l'équilibre ; de plus, même quand on obtient des bénéfices (niveau faible de l'effort de pêche), ceux-ci sont plutôt marginaux pour justifier les frais supplémentaires imposés par un moteur puissant.

Toutefois, la pêcherie est caractérisée par une contradiction qui est la suivante : la mise en oeuvre de navires plus en plus puissants est imposée par des raisons extérieures au gisement étudié ici (cf. chapitre 4) et notamment par l'activité chalutière. Cette dernière a connu une phase croissante depuis la fin des années 70, mais aujourd'hui ne suffit pour encourager la course à la puissance: en fait, il ne s'agit pas seulement du gisement de coquilles Saint-

Jacques qui s'affaiblit de plus en plus, mais de l'ensemble des ressources exploitables qui connaissent globalement un appauvrissement.

5. CONCLUSION.

Ce chapitre constitue la dernière partie de présentation du modèle analytique de production développé à partir des résultats obtenus par l'analyse des cohortes (cf. chapitre 3) et à l'aide des modèles de capturabilité (cf. chapitre 4).

Dans un premier temps, il a été jugé utile d'examiner quels sont les scénarios construits à partir des valeurs les plus plausibles des paramètres. Pour cela deux voies ont été choisies : la première consistait à reconstituer les rendements par recrue d'un ensemble des cohortes nées entre 1972 et 1981 ; la seconde, qui a fourni finalement les résultats les plus cohérents, a été conçue par reconstitution des débarquements à la criée pour les saisons de pêche entre 1974/75 et 1983/84.

Dans ce travail, les scénarios reconstituant au mieux les captures (et les rendements par recrue) sont ceux bâtis à partir de faibles valeurs du coefficient M de mortalité naturelle (0,15 ou 0,20), de fortes valeurs du taux d'exploitation terminal réglementaire, E_{20} (0,50) et de fortes valeurs du coefficient multiplicatif, R_{fr2} , de décès par fraude et par rejet des individus du groupe d'Age 2.

Dans un deuxième temps, le modèle a permis d'étudier les effets du changement des valeurs de différentes variables liées à l'exploitation ou à la biologie de l'espèce (effort de pêche, âge de lère capture, puissance motrice moyenne des navires, abondance du recrutement, etc.) sur la production et sur la fécondité de la population. Nous nous sommes placés dans le cas de l'équilibre et nous avons tracé les isoplètes de rendement par recrue (Y/R) et de fécondité par recrue (B_f/R). Nous avons présenté par scénario plusieurs solutions selon l'abondance du recrutement et la puissance motrice moyenne de la flottille de pêche.

L'examen de ces isoplètes a conduit à la conclusion que sous l'hypothèse de l'équilibre le régime actuel d'exploitation est bien conçu. Sous cette hypothèse, les gains en production apportés par l'augmentation de l'âge de lère capture à 3,5 ans semblent faibles notamment en cas de pauvres abondances du recrutement qui constituent la règle actuelle dans le stock. D'autre part, une réduction de l'effort de pêche à 10000 heures par saison ne paraît pas comme la solution optimale ; cependant, celle-ci est actuellement imposée par la raréfaction de la ressource qui attire moins d'armements qu'auparavant.

Un dernier sujet développé est l'étude de l'opportunité de mise en oeuvre de navires plus puissants. Il en résulte qu'en terme de production, ce choix n'est pas justifié car il conduit soit à des pertes relatives des Y/R , soit à des profits marginaux. De plus, la puissance supplémentaire amène à une diminution de fécondité du stock.

Le problème relatif à la puissance de la flottille est lié au fait que son accroissement est conditionné par des causes extérieures au gisement de coquilles Saint-Jacques (chalutage). L'augmentation de la puissance ne peut plus être justifiée par la richesse d'autres ressources exploitables disponibles dans la baie car un appauvrissement global est actuellement mis en évidence. Pour sortir

de la tendance dangereuse d'augmentation de la puissance, il serait nécessaire d'envisager soit une orientation des unités puissantes vers l'extérieur de la baie, soit la mise au point d'une limite supérieure de puissance assez stricte au-delà de laquelle la licence annuelle de pêche ne serait pas délivrée.

CHAPITRE 6 :

LES CAMPAGNES D'EVALUATION DIRECTE DE 1986 A 1988.

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION. GENERALITES.</u>	219
2. <u>MATERIELS ET METHODES.</u>	219
2.1. L'engin de pêche.	220
2.2. Le système de vérification de la distance parcourue.	220
2.3. Efficacité de l'engin de pêche.	221
2.4. La méthode d'échantillonnage.	221
2.4.1. Le principe du plan et la définition des strates.	221
2.4.2. Détermination de l'effectif des échantillons.	224
2.4.3. Tirage aléatoire des points par strate.	225
2.5. Formulation mathématique.	225
2.5.1. Efficacité de la drague.	225
2.5.1.1. Calcul de la moyenne.	225
2.5.1.2. Calcul de la variance.	226
2.5.1.3. Calcul du biais de la moyenne.	227
2.5.2. Abondance de la population.	229
2.5.2.1. Calcul de la moyenne.	229
2.5.2.2. Calcul de la variance.	230
2.5.2.3. Estimation du biais de la moyenne.	232
2.5.3. Mortalité hivernale non due à la pêche réglementaire.	232
2.5.3.1. Généralités.	232
2.5.3.2. Mortalité attribuée à des causes non identifiées. Historique de l'expérience.	233
2.5.3.3. Calcul de la moyenne.	235
2.5.3.4. Calcul de la variance.	236
3. <u>RESULTATS.</u>	237
3.1. Efficacité de la drague.	237
3.2. L'abondance et la biomasse du stock.	238
3.3. La mortalité non directement liée à la pêche.	245

	page
4. <u>DISCUSSION.</u>	247
4.1. Organisation et déroulement des campagnes.	247
4.1.1. Le plan d'échantillonnage.	247
4.1.2. Le tirage des points.	248
4.1.3. La précision sur la distance parcourue.	250
4.1.3.1. Evaluation de la distance parcourue à l'aide du grappin.	250
4.1.3.2. Le suivi de l'expérience par la vidéo sous-marine.	250
4.1.3.3. Contraintes liées à la nature sédimentaire du fond et aux conditions climatiques.	251
4.2. Efficacité de la drague.	252
4.3. L'abondance et la biomasse du stock.	252
4.3.1. Variabilité temporelle du recrutement. Comparaison avec les résultats des méthodes indirectes.	252
4.3.2. La précision relative des estimateurs.	254
4.3.3. Le biais des estimateurs.	255
4.3.4. Variabilité spatiale du recrutement.	256
4.4. La mortalité naturelle de la fin d'hiver.	258
4.4.1. La vraisemblance de l'estimation obtenue.	258
4.4.2. Causes probables du phénomène.	259
4.4.3. Synthèse.	261
4.5. Impact des mortalités sur la gestion de la ressource.	261
4.5.1. Estimation de la perte due à la mortalité naturelle.	261
4.5.2. Mesures pour le suivi de la mortalité naturelle.	265
4.5.3. Revue critique du système de gestion en vigueur.	265
5. <u>CONCLUSION.</u>	266

1. INTRODUCTION. GENERALITES.

Le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc se prête à l'application des modèles de dynamique des populations exploitées (unicité de l'engin de pêche, enregistrement des captures, détermination aisée de l'âge : VERON, 1979). Toutefois, bien que ces modèles, tels ceux proposés par BEVERTON et HOLT (1957), aient prévus des variantes s'écartant de l'équilibre, ils ne peuvent pas apporter, dans leurs versions les plus simples, des réponses satisfaisantes aux projections à court terme (DURAND et al., 1983). Cela devient particulièrement contraignant si le recrutement présente de fortes fluctuations interannuelles et si les structures de gestion instaurées reposent sur une prévision annuelle comme pour la coquille Saint-Jacques.

La gestion s'est progressivement développée et repose actuellement sur un quota pondéral annuel sur l'ensemble de la campagne de pêche. Ce système rend indispensable l'évaluation systématique de la ressource par des campagnes effectuées chaque année pendant le mois de juin à bord des navires océanographiques ou de pêche commerciale (cf. introduction générale).

A la suite de l'expérience acquise lors de la mise au point d'une technique opérationnelle combinant dragage sur le fond et vidéo sous-marine, le protocole expérimental utilisé a été standardisé dans sa forme actuelle à partir de 1984 ; le plan d'échantillonnage a été entièrement revu en 1986. Dans sa conception actuelle, l'opération a trois buts principaux :

- Evaluation de l'abondance des coquilles Saint-Jacques du groupe d'âge 2 (recrutement) et des groupes d'âge déjà exploités (reliquat de pêche).
- Estimation et vérification de l'efficacité de l'engin de pêche utilisé.
- Estimation des mortalités naturelle et indirecte (coquilles cassées par l'engin de pêche commerciale, pêche frauduleuse etc.).

2. MATERIELS ET METHODES.

Le principe est de dénombrer, sur des unités d'échantillonnage de surface de 400 m², les coquilles Saint-Jacques capturées, vivantes (opération déjà appliquée par BUESTEL et al., 1985a) et mortes. La précision sur la surface réellement échantillonnée est obtenue par un double système de calibrage. Par ailleurs, une vérification de la qualité du travail réalisé par l'engin de pêche est possible par une méthode indépendante qui est développée depuis peu d'années à l'aide d'une vidéo sous-marine.

Les techniques utilisant la vidéo sous-marine ont déjà été utilisées pour étudier la répartition des espèces (*Placopecten magellanicus*, L. ; CADDY, 1970). Sur l'espèce étudiée, en baie de Saint-Brieuc et en rade de Brest, le travail de MERRIEN (1980) constitue une référence. Cette méthode, est aussi utilisée pour les coquilles Saint-Jacques juvéniles (THOUZEAU et HILY, 1986 ; THOUZEAU et LEHAY, 1988).

La méthode a été testée sur un bateau de pêche du port d'Erquy ("AQUILON") en 1984, au cours d'une expérience commune entre l'IFREMER et le Comité d'Expansion Economique des Côtes-du-Nord (C.E.E.). Les facilités opérationnelles sont dues au matériel vidéo adopté qui répondait mieux que par le passé aux

contraintes d'échantillonnage : la caméra a un encombrement réduit par rapport aux premiers essais (MERRIEN, 1980) permettant de la fixer sur une drague à peine modifiée. Il s'agit d'une caméra ultra-sensible qui permet des prises de vues à 40 mètres de profondeur sans aucun éclairage artificiel.

2.1. L'engin de pêche.

L'engin de pêche utilisé est comparable à la drague à volet de type commercial (fig. 6.1). Elle diffère de cette dernière par le diamètre des anneaux métalliques, ramené à 50 mm, pour permettre la rétention de l'ensemble des jeunes individus de deux ans. Dans ce but la drague comporte une lame à 30 dents et non à 22 comme la drague commerciale. Sa largeur est de 2 mètres.

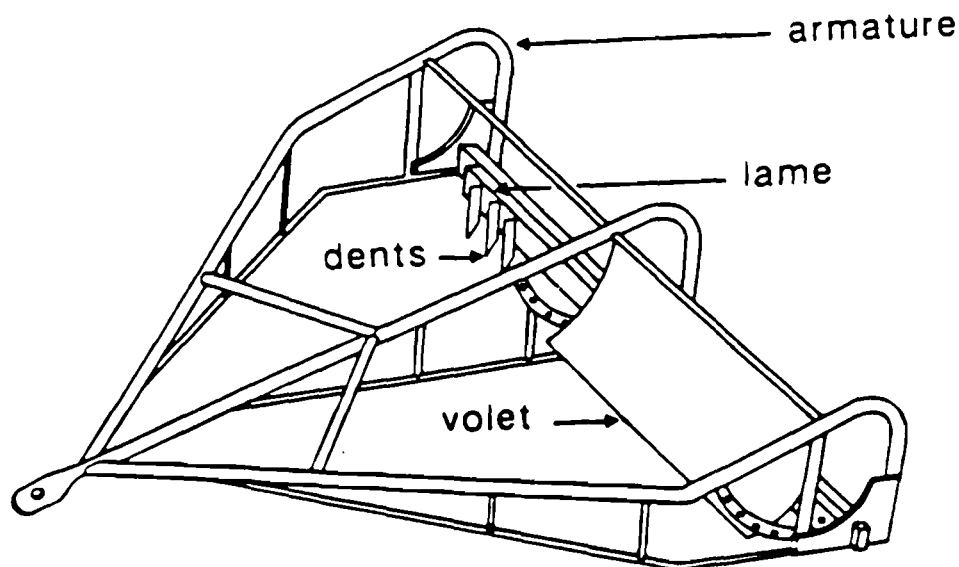


Figure 6.1. La drague expérimentale à volet.

2.2. Le système de vérification de la distance parcourue.

La vérification de la distance réellement parcourue est faite selon un double système :

- En utilisant un grappin attaché au bout d'une corde mesurant 200 m de long et lancé au moment du début du trait de la drague. Quand le filin est tendu, la distance de 200 m a été parcourue par la drague sur le fond : cela équivaut à une surface couverte de 400 m².

- Avec le suivi du parcours de la drague sur le fond à l'aide d'une caméra sous-marine. A cet effet, une roue odométrique de circonférence connue est montée sur le côté de la drague ; le rythme de rotation et le nombre de tours de celle-ci indiquent la vitesse de l'engin sur le fond indépendamment des courants et, par conséquent, la distance effective du trait. La roue odométrique est placée latéralement dans le champ de vision de la vidéo. Elle ne complique en aucune manière les manoeuvres de mise à l'eau et de relevage ; la lecture directe de la distance parcourue à l'aide de la roue élimine le recours à un compteur qui nécessiterait un capteur et un câble de transmission.

La caméra offre, de plus, la possibilité de vérifier la qualité du travail de la drague sur le fond (absence d'incidents techniques : saut de drague, colmatage, enfoncement insuffisant des dents de la drague, etc.).

2.3. Efficacité de l'engin de pêche.

Le travail accompli par la drague peut être précisément quantifié par le calcul de son efficacité.

D'après LAUREC et LE GUEN (1981) l'efficacité correspond au rapport entre le nombre d'animaux présents sur l'aire parcourue et le nombre d'animaux capturés par l'engin de pêche.

L'efficacité de la drague à coquilles Saint-Jacques a déjà fait l'objet d'autres études (BUESTEL et al., 1985a). Les animaux présents sur la trace de la drague sont récoltés en plongée une demi-heure après le passage de l'engin de pêche. L'estimation de l'efficacité se déduit pour chaque dragage en comparant le nombre d'individus à l'intérieur du sac de la drague et le nombre laissé sur la trace de la drague.

2.4. La méthode d'échantillonnage.

2.4.1. Le principe du plan et la définition des strates.

La répartition du gisement étudié sur l'aire totale n'est pas homogène. Elle dépend principalement, puisque la coquille est sédentaire, de la dispersion des larves par les courants puis de la distribution de l'effort de pêche sur le gisement ainsi que des mortalités dues à des conditions locales particulières. L'aire totale doit donc être subdivisée en zones plus homogènes appelées strates (GULLAND, 1955). D'après SCHERRER (1983b), l'échantillonnage adéquat dans ce cas est un échantillonnage stratifié.

La baie de Saint-Brieuc a été subdivisée en six strates géographiques (fig. 6.2) à partir de 1986. Le critère de stratification repose sur la répartition de l'effort de pêche ainsi que sur les connaissances de la nature sédimentaire des fonds étudiés. Dans une première approche, il a été possible de distinguer des sous-ensembles plus homogènes définis par les axes nord-sud et est-ouest.

Le sud de la baie délimité au nord par la latitude 48 40' (axe joignant les ports de Saint-Quay et d'Erquy) est principalement caractérisé par des substrats durs situés à faibles profondeurs. Cette zone était, il y a quelques années (seconde moitié des années 70), le secteur principal de concentration de l'effort de pêche. Actuellement, elle est d'un intérêt secondaire. Le nord de la baie, délimité du côté ouest par le phare de Lost Pic et vers l'est par le Grand Léjon,

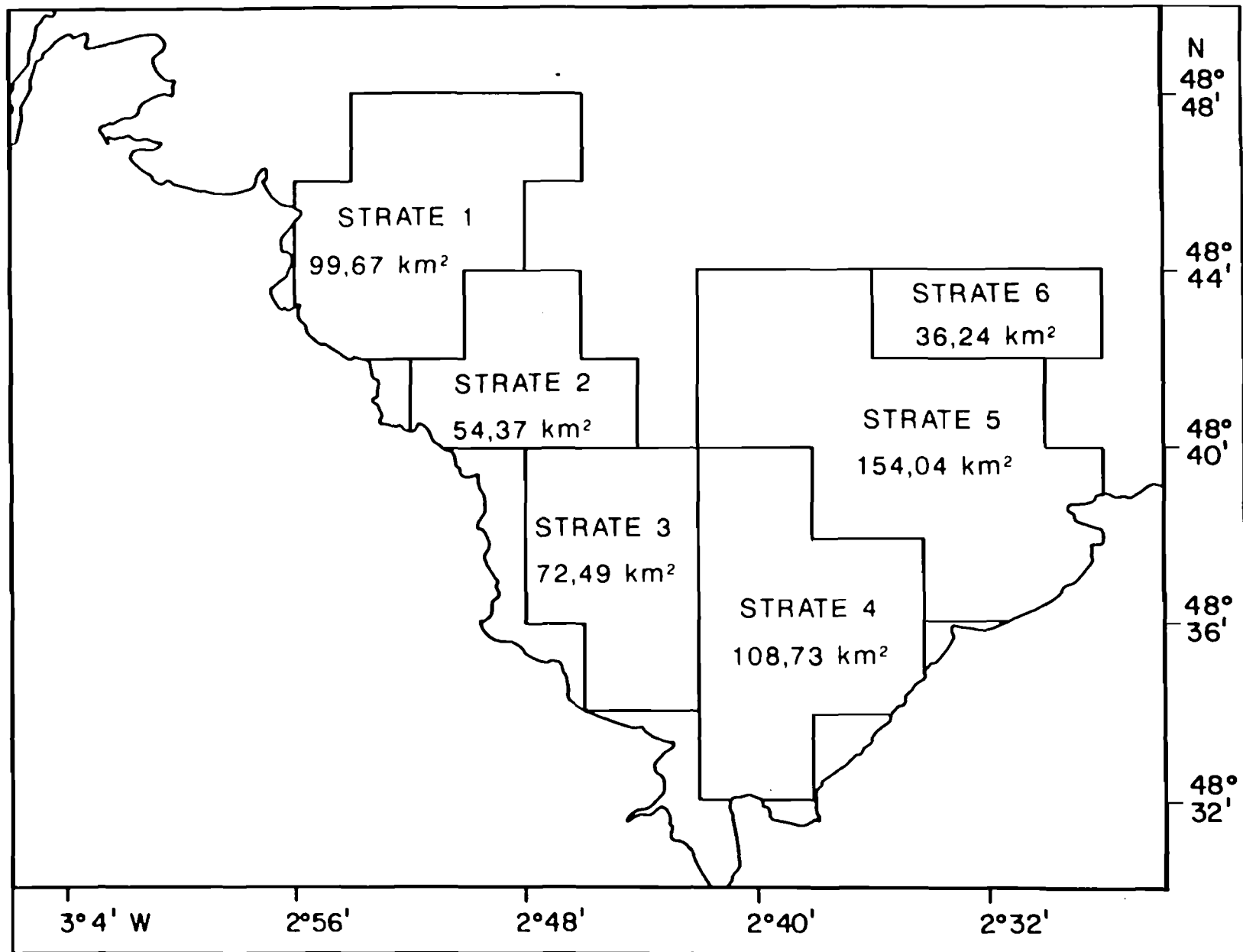


Figure 6.2. Localisation des six strates géographiques en baie de Saint-Brieuc.

est plutôt caractérisé par des substrats mous à sable fin et par des profondeurs arrivant jusqu'à 35 à 45 m environ. Cette zone attire actuellement l'essentiel de l'activité de pêche commerciale.

La subdivision dans le sens est-ouest se base sur les critères suivants :

Les flottilles suivent grossièrement une répartition est-ouest qui correspond à un critère d'éloignement des ports vis-à-vis des zones de pêche : les navires d'Erquy, de Dahouet et de Saint-Cast vont préférentiellement sur les secteurs de l'est, ceux du Légué, Binic, Saint-Quay, Paimpol restent à l'ouest.

Cette stratification est renforcée par l'existence d'une zone médiane de nord-nord ouest au sud-sud est (NNW - SSE) avec des fonds à sable dunaire à grande profondeur et avec une quasi-absence de coquilles Saint-Jacques. Le banc de coquilles se présente sous forme de deux sous-bancs. La partie ouest est plus régulièrement renouvelée et un recrutement significatif est observé chaque année. La partie est présente, au contraire, des déficiences du recrutement. Une explication est fournie par THOUZEAU et HILY (1986), THOUZEAU et LEHAY (1988) qui interprètent le phénomène comme une fonction de la variabilité saisonnière des courants côtiers.

Une autre différence entre l'est et l'ouest de la baie est liée à la nature sédimentaire de leur substrat. Dans l'ouest de la baie, il est fréquent que les dents de la drague lors de la réalisation d'un trait s'enfoncent bien dans le sédiment et cela amène à un remplissage souvent rapide du sac par des dépôts sédimentaires : les fonds sont donc "mous". Dans la partie est, la couche superficielle du sédiment se présente sous forme plus compacte : les fonds sont qualifiés de "durs".

Il s'est ensuite avéré indispensable d'affiner un peu plus la délimitation des strates, car la moitié nord de l'aire considérée est hétérogène :

-> La partie nord-ouest comporte deux sous-ensembles définissant les strates 1 et 2. La strate 1, entre la Basse de la Mauve et la bouée de la Basse Saint-Brieuc, n'est exploitée que depuis quelques années ; elle n'a pas été prise en compte dans les études antérieures aux années 80. Elle est caractérisée par des fonds vaseux dans sa partie sud devenant plutôt sableux avec une présence des affleurements rocheux vers sa limite nord. La strate 2 se distingue par des fonds sableux à petits ridins.

-> Dans la partie nord-est de la baie, il existe, d'une part, une zone à sables fins sur des substrats soit durs (Basse des Comtesses) soit mous (Petit Léjon) et d'autre part, un secteur avec des ridins de sable grossier (au nord de la bouée de Landas). Cette hétérogénéité a amené à la définition des strates 5 et 6.

Les limites entre les différentes strates sont définies de manière subjective. Il est peu vraisemblable que celles-ci puissent être représentées par des segments de lignes droites. Cependant, compte tenu des connaissances actuelles sur la nature sédimentaire des zones et pour des raisons pratiques, il s'est avéré provisoirement nécessaire d'utiliser les rectangles statistiques de dimensions 2 minutes de latitude X 2 minutes de longitude définis par DE KERGARIOU (non publié). Toutefois, nous n'avons pas retenu la stratification proposée par cet auteur car celle-ci ne permet pas de discriminer le nord de la baie.

Pour obtenir une plus grande homogénéité il serait souhaitable de subdiviser les strates et créer plus de six sous-ensembles. Cependant, il ne serait pas envisageable de procéder à une augmentation de ce nombre de strates ; cette mesure n'améliorerait peut-être pas la précision comme cela a déjà été signalé par COCHRAN (1977).

La technique adoptée au sein de chaque strate est celle de l'échantillonnage aléatoire simple (E.A.S.). Le plan stratifié a été utilisé pour l'évaluation de l'abondance par groupe d'âge ainsi que pour l'estimation de la mortalité. Par contre, la technique appliquée pour estimer l'efficacité de la drague a été un E.A.S. sur l'ensemble de la baie.

2.4.2. Détermination de l'effectif des échantillons.

La stratégie la plus simple pour fixer la taille de l'échantillon par strate, consiste à conserver dans chaque strate la même fraction d'échantillonnage (allocation proportionnelle ; SCHERRER, 1983b) : celle-ci n'a pas été adoptée dans ce travail.

L'allocation prise en compte depuis 1986 est une fonction de la répartition des captures par strate. Sur une zone régulièrement pêchée donnant lieu à de fortes captures, il convient de disposer de plus de données. La stratégie retenue est de donner un poids au volume de production des années précédentes avec référence au recrutement et aux conditions de son évolution dans la pêcherie.

Plus précisément :

Soit la strate h et S_h sa surface totale. $Y_{h,i-4}/S_h, Y_{h,i-3}/S_h, \dots, Y_{h,i}/S_h$ désignent les débarquements commerciaux (en poids) par unité de surface réalisés au sein de la strate h pendant les cinq années $i-4, i-3, \dots, i$ précédant l'année i de la campagne d'évaluation. Le nombre d'échantillons de la strate h sera une fonction du rapport r_h :

$$r_h = \frac{5 \cdot Y_{h,i} + 4 \cdot Y_{h,i-1} + \dots + Y_{h,i-4}}{S_h} \quad (6.1)$$

$$\sum_{h=1}^j \frac{5 \cdot Y_{h,i} + 4 \cdot Y_{h,i-1} + \dots + Y_{h,i-4}}{S_h}$$

s'il existe j strates.

Soit n_h le nombre d'échantillons de la strate h . Si le nombre d'échantillons de l'ensemble de strates est, a priori, fixé (en fonction des possibilités financières, du temps de disponibilité du navire etc.), nous obtenons pour la strate h :

$$n_h = r_h \cdot \sum_{h=1}^j n_h \quad (6.2)$$

$$\text{(avec } \sum_{h=1}^j n_h = \text{fixée).}$$

2.4.3. Tirage aléatoire des points par strate.

Une fois le nombre de prélèvements par strate fixé, un tirage aléatoire des coordonnées géographiques des points à échantillonner est réalisé. Ce tirage est fait à l'aide d'un programme écrit en langage FORTRAN 77 (programme 'EASSB').

D'après LIGNELET (1985), un programme informatique ne peut guère prétendre obtenir un nombre au hasard qu'une seule fois, au premier tirage, en se référant à la partie la moins significative de l'horloge interne de l'ordinateur (c'est-à-dire aux unités de temps égales aux secondes et fractions de seconde). Il est donc exclu de pouvoir reproduire l'évolution d'un phénomène purement aléatoire sans recourir à un procédé artificiel déterministe pour simuler le hasard.

La méthode habituelle de simulation est basée sur la procédure multiplicative de LEHMER (*in* LEBART et *al.*, 1982). Toutefois, dans le cas présent, un algorithme additif basé sur la suite de FIBONACCI et présenté par LIGNELET (1985) a été choisi.

2.5. Formulation mathématique.

2.5.1. Efficacité de la drague.

Soient Cv_{ij} , Fv_{ij} qui désignent les nombres de coquilles vivantes présentes dans la drague et sur le fond après le trait pour le groupe d'âge i et l'échantillon avec plongée j .

L'estimateur utilisé est, comme dans le travail de BUESTEL et *al.* (1985a), l'inverse de l'efficacité, désigné par $e'v_{ij}$ (groupe d'âge i , coup de drague j) :

$$e'v_{ij} = \frac{\text{nombre de coquilles dans la drague + fond}}{\text{nombre de coquilles dans la drague}} \quad (6.3)$$

qui est équivalent à :

$$e'v_{ij} = 1 + \frac{Fv_{ij}}{Cv_{ij}} \quad (6.4)$$

Des notations similaires sont aussi utilisées pour le calcul de l'efficacité sur les coquilles mortes. Nous obtenons ainsi (groupe d'âge i , échantillon j) :

$$e'm_{ij} = 1 + \frac{Fm_{ij}}{Cm_{ij}} \quad (6.5)$$

avec :

Cm_{ij} = nombre de coquilles mortes pêchées par la drague ; Fm_{ij} = nombre de coquilles mortes restées sur le fond.

2.5.1.1. Calcul de la moyenne.

L'estimateur "inverse de l'efficacité" est traité comme une variable quotient selon les notations introduites par COCHRAN (1977).

Soient \bar{Cv}_i , \bar{Fv}_i représentant respectivement les moyennes des variables "nombre de coquilles vivantes du groupe d'âge i présentes dans la drague et sur le fond".

Ces deux moyennes sont égales à :

$$\bar{Cv}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Cv_{ij} \quad (6.6)$$

$$\bar{Fv}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n Fv_{ij} \quad (6.7)$$

où :

n = nombre de coups de drague avec plongée ; Cv_{ij} et Fv_{ij} = notations utilisées à la formule (6.4).

La moyenne de l'estimateur "inverse de l'efficacité", désignée par $\bar{e}'v_i$, est calculée par la formule (SCHERRER, 1983b) :

$$\bar{e}'v_i = 1 + \frac{\bar{Fv}_i}{\bar{Cv}_i} \quad (6.8)$$

De manière équivalente, l'estimateur utilisé dans le cas des coquilles mortes est donné par :

$$\bar{e}'m_i = 1 + \frac{\bar{Fm}_i}{\bar{Cm}_i} \quad (6.9)$$

avec :

\bar{Cm}_i , \bar{Fm}_i correspondant aux moyennes des variables "nombre de coquilles mortes du groupe d'âge i présentes dans la drague et sur le fond".

2.5.1.2. Calcul de la variance.

Soient $V[Cv_i]$, $V[Fv_i]$ qui désignent les variances des variables mentionnées auparavant (paragr. 2.5.1.1.). Elles sont calculées comme suit :

$$V[Cv_i] = \sum_{j=1}^n \frac{(Cv_{ij} - \bar{Cv}_i)^2}{n-1} \quad (6.10)$$

$$V[Fv_i] = \sum_{j=1}^n \frac{(Fv_{ij} - \bar{Fv}_i)^2}{n-1} \quad (6.11)$$

avec les notations déjà empruntées.

Soit $Cov[Cv_i, Fv_i]$, terme qui correspond à la covariance de deux variables Cv_i , Fv_i calculée par la formule :

$$Cov[Cv_i, Fv_i] = \frac{\sum_{j=1}^n (Cv_{ij} - \bar{Cv}_i) \cdot (Fv_{ij} - \bar{Fv}_i)}{n-1} \quad (6.12)$$

La variance de "l'inverse de l'efficacité", représentée par $V[\bar{e}'v_i]$, sera donnée par la formule suivante qui dérive de celle de COCHRAN, 1977 ; SCHERRER, 1983b :

$$V[\bar{e}'v_i] = \frac{V[Fv_i] - 2 \cdot (\bar{e}'v_i - 1) \cdot cov[Cv_i, Fv_i] + (\bar{e}'v_i - 1)^2 \cdot V[Cv_i]}{n \cdot (\bar{Cv}_i)^2} \cdot (1-f) \quad (6.13)$$

avec : $f = n/N =$ taux d'échantillonnage ($N =$ nombre d'unités d'échantillonnage sur l'ensemble de la zone). S'il n'y a qu'une très faible partie de l'aire totale qui est échantillonnée, $N \gg n$ et $f \rightarrow 0$. Cela étant effectivement le cas ici, le terme $1-f$ pourra être négligé dans l'équation (6.13).

De manière équivalente, la variance de "l'inverse de l'efficacité" pour les coquilles mortes, désignée par $V[e'm_i]$, est donnée par :

$$V[e'm_i] = \frac{V[Fm_i] - 2 \cdot (\bar{e}'m_i - 1) \cdot cov[Cm_i, Fm_i] + (\bar{e}'m_i - 1)^2 \cdot V[Cm_i]}{n \cdot (\bar{Cm}_i)^2} \quad (6.14)$$

2.5.1.3. Calcul du biais de la moyenne.

Le sujet a été abordé dans le chapitre 1. Dans cette partie, le biais est estimé par application de l'approche de HARTLEY et ROSS (in COCHRAN, 1977).

L'espérance mathématique (moyenne) de l'estimateur rapport, pour les coquilles vivantes, présenté dans la formule (6.8) est donnée par :

$$E[\bar{e}'v_i] = E\left[1 + \frac{\bar{Fv}_i}{\bar{Cv}_i}\right] = 1 + E\left[\frac{\bar{Fv}_i}{\bar{Cv}_i}\right] \quad (6.15)$$

Pour le calcul approximatif de (6.15), nous remarquons que :

$$Cov\left[\bar{Cv}_i, \frac{\bar{Fv}_i}{\bar{Cv}_i}\right] = E[\bar{Fv}_i] - E[\bar{Cv}_i] \cdot E\left[\frac{\bar{Fv}_i}{\bar{Cv}_i}\right] \quad (6.16)$$

ce qui donne :

$$E[\bar{e}'v_i] = 1 + \frac{E[\bar{Fv}_i] - Cov[\bar{Cv}_i, \bar{Fv}_i/\bar{Cv}_i]}{E[\bar{Cv}_i]} \quad (6.17)$$

Dans la (6.17) nous pouvons remplacer $E[\bar{Fv}_i]$ et $E[\bar{Cv}_i]$ par \bar{Fv}_i et \bar{Cv}_i :

$$E[\bar{e}'v_i] = 1 + \frac{\bar{Fv}_i - \text{Cov}[\bar{Cv}_i, \bar{Fv}_i/\bar{Cv}_i]}{\bar{Cv}_i} \quad (6.18)$$

Pour le calcul du terme de la covariance de la (6.18), une démarche analytique ne peut pas être appliquée puisqu'un seul échantillonnage ne fournit qu'une seule valeur Fv_i (et Cv_i). Cependant, le terme $\text{Cov}[Cv_i, Fv_i/Cv_i]$ peut être remplacée par $1/n \cdot \text{Cov}[Cv_i, Fv_i/Cv_i]$. Cette approximation est exactement vérifiée pour $n = 1$ et pour $n \geq 1$ est justifiée par le fait que la covariance entre des moyennes empiriques est inversement proportionnelle à la taille de l'échantillon.

La $\text{Cov}[Cv_i, Fv_i/Cv_i]$ est calculée par l'estimateur sans biais :

$$\text{Cov} \left[Cv_i, \frac{Fv_i}{Cv_i} \right] = \frac{N-1}{N} \cdot \frac{n}{n-1} \cdot (\bar{Fv}_i - \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{Fv_{ij}}{Cv_{ij}} \right]) \cdot E[Cv_i] \quad (6.19)$$

où m est le nombre de coups de drague avec plongée avec $Cv_{ij} \neq 0$ ($m \leq n$).

En admettant :

$\frac{N-1}{N} \rightarrow 1$ et en remplaçant $E[Cv_i]$ par \bar{Cv}_i , (6.19) \rightarrow

$$\text{Cov} \left[Cv_i, \frac{Fv_i}{Cv_i} \right] = \frac{n}{n-1} \cdot \left[\bar{Fv}_i - \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \frac{Fv_{ij}}{Cv_{ij}} \right] \cdot \bar{Cv}_i \right] \quad (6.20)$$

(6.18) donc devient :

$$E[\bar{e}'v_i] = 1 + \frac{(n-2) \cdot \bar{Fv}_i - \frac{1}{m} \cdot \bar{Cv}_i \cdot \sum_{j=1}^m \frac{Fv_{ij}}{Cv_{ij}}}{(n-1) \cdot \bar{Cv}_i} \quad (6.21)$$

Le biais absolu est égal à :

$$\bar{e}'v_i - E[\bar{e}'v_i] = \frac{\bar{Fv}_i}{(n-1) \cdot \bar{Cv}_i} + \frac{\sum_{j=1}^m \frac{Fv_{ij}}{Cv_{ij}}}{m \cdot (n-1)} \quad (6.22)$$

Pour les coquilles mortes nous obtenons aussi :

$$\bar{e}'m_i - E[\bar{e}'m_i] = \frac{\bar{Fm}_i}{(n-1) \cdot \bar{Cm}_i} + \frac{\sum_{j=1}^m \frac{Fm_{ij}}{Cm_{ij}}}{m \cdot (n-1)} \quad (6.23)$$

avec : m = nombre de coups de drague avec plongée où $Cm_{ij} \neq 0$.

Ensuite, le biais relatif donné par $\frac{\bar{e}'v_i - E[\bar{e}'v_i]}{\bar{e}'v_i} \times 100$
 (ou $\frac{e'm_i - E[e'm_i]}{\bar{e}'m_i} \times 100$) peut être calculé.

2.5.2. Abondance de la population.

Deux variables sont prises en compte pour le calcul des abondances par groupe d'âge : (1) l'efficacité de la drague pour les coquilles vivantes ($e'v_i$, i = groupe d'âge) estimée à partir d'un E.A.S. et (2) le nombre de coquilles vivantes capturées par la drague, à la suite d'un échantillonnage aléatoire stratifié.

Soit la strate h ($h = 1, 2, \dots, 6$) et le groupe d'âge i ($i = 2, 3, \dots, 6$). Les estimateurs suivants sont nécessaires :

$$f_h = \frac{n_h}{N_h} ; N = \sum_{h=1}^6 N_h ; W_h = \frac{N_h}{N} ; C_{v_{ihj}}$$

où :

n_h = nombre de coups de drague réalisés dans la strate h ;

N_h = nombre d'unités d'échantillonnage pour l'ensemble de la strate h ;

f_h = taux d'échantillonnage pour la strate h ;

W_h = poids de la strate h ;

$C_{v_{ihj}}$ = nombre de coquilles vivantes du groupe d'âge i pêchées au coup de drague j de la strate h .

2.5.2.1. Calcul de la moyenne.

Conformément à la formulation de SCHERRER (1983b), les estimateurs suivants sont retenus :

(1) Nombre moyen de coquilles vivantes du groupe d'âge i capturées par 400 m² dans la strate h :

$$\bar{c}_{v_{ih}} = \frac{1}{n_h} \sum_{j=1}^{n_h} C_{v_{ihj}} \quad (6.24)$$

(2) Estimateur similaire à celui de la (6.24) se référant sur l'ensemble des strates :

$$\bar{c}_{v_i} = \sum_{h=1}^6 W_h \cdot \bar{c}_{v_{ih}} \quad (6.25)$$

(3) Effectif total capturable (Y_{ih}) dans la strate h et sur l'ensemble de la baie (Y_i) :

$$Y_{ih} = N_h \cdot \bar{Cv}_{ih} \quad (6.26)$$

$$Y_i = N \cdot \bar{Cv}_i \quad (6.27)$$

(4) Si nous acceptons l'indépendance entre les variables "inverse de l'efficacité" et "coquilles capturées", l'abondance totale par strate (X_{ih}) et sur l'ensemble de la baie (X_i) peuvent être données par :

$$X_{ih} = \bar{e}'v_i \cdot Y_{ih} \quad (6.28)$$

$$X_i = \bar{e}'v_i \cdot Y_i \quad (6.29)$$

Remarque : Il faut souligner que : $\sum_{h=1}^6 X_{ih} = X_i$.

Pour le calcul de l'abondance totale, il est ainsi indifférent d'utiliser la formule (6.29) ou une somme de termes X_{ih} obtenus à partir de la (6.28).

(5) Calcul de la biomasse par strate (B_{ih}) et sur l'ensemble de la zone étudiée (B_i) en injectant un poids individuel (w_i) par groupe d'âge i :

$$B_{ih} = X_{ih} \cdot w_i \quad (6.30)$$

$$B_i = X_i \cdot w_i \quad (6.31)$$

2.5.2.2. Calcul de la variance.

Comme SCHERRER (1983b) l'a démontré, les estimateurs servant au calcul de la variance de l'abondance de chaque groupe d'âge sont :

(1) Variance du nombre de coquilles vivantes capturées / 400 m² :

$$s^2v_{ih} = \frac{\sum_{j=1}^{n_h} (Cv_{ihj} - \bar{Cv}_{ih})^2}{n_h - 1} \quad (6.32)$$

(2) Variance de la moyenne des effectifs des coquilles / 400m² au sein de la strate ($V[\bar{Cv}_{ih}]$) et sur l'aire totale ($V[\bar{Cv}_i]$) :

$$V[\bar{Cv}_{ih}] = \frac{s^2v_{ih} \cdot (1-f_h)}{n_h} \quad (6.33)$$

$$V[\bar{Cv}_i] = \sum_{h=1}^6 V[\bar{Cv}_{ih}] \cdot W_h^2 \quad (6.34)$$

(3) Variance de l'effectif total capturable par strate h ($V[Y_{ih}]$) et sur l'ensemble de la zone ($V[Y_i]$) :

$$V[Y_{ih}] = N_h^2 \cdot V[\bar{Cv}_{ih}] \quad (6.35)$$

$$V[Y_i] = N^2 \cdot V[\bar{Cv}_i] \quad (6.36)$$

(4) Variance de l'abondance (après introduction de l'efficacité) par strate h ($V[X_{ih}]$) et sur l'aire totale étudiée ($V[X_i]$) :

$$V[X_{ih}] = V[Y_{ih}] \cdot V[\bar{e}'v_i] + V[Y_{ih}] \cdot (\bar{e}'v_i)^2 + (Y_{ih})^2 \cdot V[\bar{e}'v_i] \quad (6.37)$$

$$V[X_i] = \sum_{h=1}^6 V[X_{ih}] \quad (6.38)$$

Remarque : La (6.37) a été calculée à l'aide de la propriété suivante : la variance du produit de deux variables aléatoires indépendantes Z_1, Z_2 est égale à :

$$v(z_1 \cdot z_2) = v(z_1) \cdot v(z_2) + v(z_1) \cdot (\bar{z}_2)^2 + v(z_2) \cdot (\bar{z}_1)^2$$

La $V[Z_1 \cdot Z_2]$ se minimise quand Z_1 (ou Z_2) est une constante : cela n'est pas le cas de cette étude car l'"inverse de l'efficacité" est traitée comme une variable aléatoire et non comme une constante.

Selon la formule citée par SCHERRER (1983b), la variance de l'abondance sur l'ensemble de la zone devrait être calculée comme suit :

$$V[X'_i] = N^2 \cdot V[Y_i]$$

formule analogue à celle présentée pour le Y_i (6.36).

Cette équation ne sera pas utilisée ici. En fait, en comparant la (6.38) à la formule présentée par SCHERRER, nous constatons que :

$$V[X_i] < V[X'_i]$$

contrairement à l'égalité valable pour les moyennes (paragr. 2.5.2.1). En réalité, la différence entre les deux variances donne :

$$V[X'_i] - V[X_i] = V[\bar{e}'v_i] \cdot \left[\left(\sum_{h=1}^6 N_h \cdot \bar{Cv}_{ih} \right)^2 - \sum_{h=1}^6 N_h^2 \cdot \bar{Cv}_{ih}^2 \right]$$

quantité strictement positive lorsque $V[\bar{e}'v_i] \neq 0$. Cela est dû à la présence d'un estimateur commun sur l'ensemble des strates ($\bar{e}'v_i$). L'indépendance entre les six strates ne serait donc pas respectée en appliquant la formule de la $V[X'_i]$.

(5) Variance de la biomasse totale par strate h ($V[B_{ih}]$) et sur l'ensemble de la baie ($V[B_i]$) :

$$V[B_{ih}] = V[X_{ih}] \cdot w_i^2 \quad (6.39)$$

$$V[B_i] = V[X_i] \cdot w_i^2 \quad (6.40)$$

Des intervalles de confiance autour des estimateurs peuvent ensuite être construits. Cv_i, X_i suivent une loi de t-Student à ne_i degrés de liberté. Selon SATTERTHWAITTE (in COCHRAN, 1977) ne_i sont approximativement égaux à :

$$ne_i = \frac{\left[\sum_{h=1}^6 g_h \cdot s^2 v_{ih} \right]^2}{\sum_{h=1}^6 \frac{g_h^2 \cdot s^4 v_{ih}}{n_h - 1}} \quad (6.41) \quad \text{avec : } g_h = \frac{N_h \cdot (N_h - n_h)}{n_h}$$

Nous avons donc :

$$P(Cv_i - t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[Cv_i]} < Cv_i < Cv_i + t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[Cv_i]}) = 1 - \alpha \quad (6.42)$$

$$P(X_i - t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[X_i]} < X_i < X_i + t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[X_i]}) = 1 - \alpha \quad (6.43)$$

(avec : α = seuil d'erreur de lère espèce)

et la précision relative est égale à :

$$\frac{t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[Cv_i]}}{\bar{Cv}_i} \times 100 \quad (6.44) \quad \text{et} \quad \frac{t_{\alpha/2} \cdot \sqrt{V[X_i]}}{X_i} \times 100 \quad (6.45)$$

2.5.2.3. Estimation du biais de la moyenne.

La prise en compte de l'efficacité au calcul des abondances et biomasses conduit à des estimations biaisées.

Pour un groupe d'âge i et sur l'ensemble des strates, nous obtenons :

$$X_i - E[X_i] = Y_i \cdot \bar{e}'v_i - E[Y_i \cdot \bar{e}'v_i] = Y_i \cdot \bar{e}'v_i - E[Y_i] \cdot E[\bar{e}'v_i]$$

Y_i est un estimateur sans biais (SCHERRER, 1983b), c'est-à-dire : $E[Y_i] = Y_i$. Le biais absolu est, en conséquence, égal à :

$$X_i - E[X_i] = Y_i \cdot (\bar{e}'v_i - E[\bar{e}'v_i]) \quad (6.46)$$

avec l'expression entre les parenthèses égale au biais de l'efficacité pour les coquilles vivantes (paragr. 2.5.1.3). Une formulation équivalente est valable aussi pour la biomasse.

2.5.3. Mortalité hivernale non due à la pêche réglementaire.

2.5.3.1. Généralités.

En dynamique de populations marines exploitées, les animaux sont considérés comme étant soumis à deux types de mortalité : (I) par pêche et (II) naturelle, représentées par les coefficients instantanés F et M .

Il existe des techniques permettant une estimation du coefficient instantané de mortalité par pêche telle que l'analyse des cohortes (cf. chapitre 3). Il est ensuite souvent possible d'exprimer F en fonction de l'effort de pêche et (ou) d'autres variables comme la biomasse du stock, la puissance motrice des navires de pêche, etc. (cf. chapitre 4).

Il est, par contre, difficile voire impossible de parvenir à évaluer le coefficient M. Même en tenant compte de la situation propice des stocks vierges, il n'est pas facile de déterminer une valeur surtout en l'absence de données sur une longue série d'années (DIOP, 1988).

L'exploitation intensive du stock briochin de coquille Saint-Jacques ne permet pas d'estimer une valeur de M. C'est pourquoi, le travail effectué ici (cf. chapitre 2) a consisté à fixer une plage des valeurs plausibles de M définies à partir des hypothèses vraisemblables sur les caractéristiques biologiques de l'espèce (longévité moyenne apparente, âge de première maturité sexuelle, âge critique d'une cohorte inexploitée, etc.). Il a ensuite été constaté (cf. chapitre 5) que les valeurs de 0,15 à 0,20 (correspondant à des taux annuels de mortalité de 14 à 18 %) sont les plus réalistes sans pouvoir, toutefois, exclure l'apparition des valeurs plus fortes.

L'évaluation des mortalités devient encore plus délicate car certaines particularités doivent être prises en compte pour le stock étudié :

(I) Entre la mortalité naturelle et la mortalité par pêche réglementaire correspondant aux animaux pêchés et présentés à la criée, il existe des mortalités indirectement induites par la pêche ("par casse", par rejet et par fraude : cf. chapitre 2 et 3).

(II) La saison de pêche est d'une durée de 4 à 6 mois : cela implique que la mortalité indirectement provoquée par la pêche n'est pas la même pendant l'hiver (ouverture de la pêche) ou l'été (fermeture).

2.5.3.2. Mortalité attribuée à des causes non identifiées. Historique de l'expérience.

A partir du mois de mars 1986, les pêcheurs ont signalé de nombreuses coquilles vides avec des valves attachées. Cette observation n'avait pas été révélée lors des dragages expérimentaux réalisés pendant l'interruption de la pêche en fin janvier. Ainsi a-t-il été décidé de porter une partie des efforts d'échantillonnage durant la campagne scientifique de juin 1986 sur la mise en évidence et l'évaluation de cette mortalité qui s'étendait vraisemblablement sur une période entre février et mai. Les mesures sont devenues systématiques depuis la constatation de répétition de cette mortalité en 1987 et 1988.

Le problème suivant se posait : comment était-il possible de distinguer les coquilles mortes à partir de la fin d'hiver de celles provenant d'une mortalité antérieure ? existe-t-il un critère objectif à ce propos ? Sur ce dernier point, il faut préciser que (selon DAO, comm. pers.) :

-> Par opposition à la mortalité provoquée par la pêche, une grande partie de coquilles mortes à partir de la fin d'hiver se présente avec des valves encore attachées. Ce dernier élément indique qu'il s'agit d'individus soumis à la mortalité naturelle.

-> Les coquilles soumises à une mortalité à partir de la fin de l'hiver le plus récent sont d'une couleur encore blanche dans la partie intérieure de leurs valves. La présence de balanes, *Balanus sp.*, fixées aux environ du 15 mars peut également être visible lorsque ces dernières atteignent une taille suffisante (à partir de mai-juin). Il est connu que les balanes se fixent sur des surfaces vierges non colonisées par d'autres animaux.

-> Les valves provenant d'une mortalité antérieure ont un aspect différent. D'une part, des éponges, des bryozoaires et des algues y sont présents (ils se développent rapidement à partir du mois de juillet) et donnent une couleur rougeâtre au support de leur fixation. D'autre part, l'existence d'anomies, de crépidules et de tubes calcaires blancs de "vers" (Pomatoceros sp.) peut être observée.

L'estimation basée sur l'étude des valves vides et des animaux vivants a déjà été appliquée chez les Pectinidés : MERRILL et POSGAY (1964) arrivent à fixer une valeur du coefficient instantané de la mortalité naturelle chez Placopecten magellanicus, en étudiant comparativement les distributions des fréquences de tailles des individus vivants et morts sur des données d'une période de cinq ans.

L'expérience menée dans le cadre de ce travail est différente de celle accomplie par ces auteurs. En effet :

(I) L'étude actuelle ne prétend pas d'établir une valeur de coefficient instantané sur un long intervalle de temps (5 ans chez les chercheurs Canadiens) ; elle essaie de mettre en évidence l'existence d'un intervalle critique sur une échelle inférieure à l'année civile.

(II) Ce travail ne suppose pas que la mortalité susceptible d'intervenir est uniquement composée de la mortalité naturelle (paragr. 2.5.3.1).

En effet, les types de mortalité intervenant au cours de l'intervalle critique sont :

(I) Mortalité naturelle.

(II) Mortalité due à la fraude après la fermeture de la saison de pêche.

(III) Mortalité "par casse" pendant la dernière partie de la saison de pêche.

(IV) Mortalité des coquilles qui n'atteignant pas la taille marchande sont rejetées dans l'eau durant la dernière période des pêches réglementaires (principalement sur les individus des groupes d'âge 2 et 3).

(V) Par contre, la mortalité due au passage de l'engin de pêche utilisé pour la fraude après la fermeture de la saison de pêche a été négligée (il s'agit vraisemblablement du chalut de fond qui balaye la surface au lieu de s'enfoncer comme la drague à coquilles).

Les résultats de la première année ne sont pas présentés ici car la distinction des animaux soumis à une mortalité récente de ceux décédés au cours des années précédentes n'était pas encore basée sur des critères fiables. Cette opération est répétée sur la base d'un protocole plus précis en 1987 et 1988.

Parmi les coquilles mortes, les valves attachées indiquent incontestablement l'action d'une mortalité naturelle. Par contre, les valves séparées, inférieures ou supérieures, peuvent également être le résultat d'autres causes de décès (coquilles cassées lors du passage de la drague, pêche frauduleuse etc.). L'estimation la plus fiable se situerait donc entre celle prenant en compte uniquement les coquilles entières et celle raisonnant sur l'ensemble de valves.

Deux valves séparées, une creuse et une plate, amenées à bord du navire peuvent provenir du même individu après séparation par l'action de la drague. En règle générale, le nombre de coquilles mortes d'un groupe d'âge donné est considéré égal à l'effectif des valves attachées plus l'effectif du type de valve (inférieure ou supérieure) le plus élevé.

Ainsi pour un contenu de drague de : x valves entières (attachées), y valves creuses et z valves plates, le nombre de coquilles mortes capturées sera considéré égal à :

$$\begin{array}{ll} x + y & \text{si } y > z \\ x + z & \text{si } y \leq z \end{array}$$

Pour le traitement des données quatre variables déjà présentées sont nécessaires :

(1) Le nombre de coquilles vivantes capturées et (2) l'efficacité correspondante de la drague ; (3) le nombre de coquilles récemment mortes pêchées par la drague et (4) l'efficacité de la drague vis-à-vis de ces dernières.

2.5.3.3. Calcul de la moyenne.

L'estimateur retenu est celui de la survie des coquilles entre l'hiver et la date de la campagne ; comme l'"inverse de l'efficacité", il s'agit d'un estimateur rapport avec néanmoins deux différences : (1) le plan d'échantillonnage pour l'efficacité est un E.A.S., ici il est stratifié et (2) une variable (coquilles vivantes) est introduite deux fois, au numérateur et au dénominateur.

La survie est donnée par :

$$\text{survie} = \frac{\text{nombre de coquilles vivantes}}{\text{nombre de coquilles vivantes + mortes}}$$

L'estimateur rapport retenu fait appel aux moyennes de coquilles capturées corrigées par l'efficacité. Soit le groupe d'âge i et la strate h. La survie par strate (R_{ih}) est égale à :

$$R_{ih} = \frac{\bar{C}_{v_{ih}} \cdot \bar{e}'v_i}{\bar{C}_{v_{ih}} \cdot \bar{e}'v_i + \bar{C}_{m_{ih}} \cdot \bar{e}'m_i} \quad (6.47)$$

si nous acceptons l'indépendance entre $\bar{C}_{v_{ih}}$ et $\bar{e}'v_i$ d'une part, $\bar{C}_{m_{ih}}$ et $\bar{e}'m_i$ de l'autre.

En réalité, le début et la fin de l'intervalle critique ne peuvent pas être précisément fixés ; si nous considérons grossièrement comme bornes de cet intervalle le début de l'année civile et la date de la campagne, celui-ci est d'une durée de six mois environ. Le coefficient instantané correspondant (M_{ih}) est exprimé par :

$$M_{ih} = -2 \cdot \text{Log}(R_{ih}) \quad (6.48)$$

Suivant les notations de COCHRAN (1977) un estimateur par groupe d'âge sur l'ensemble de la zone (R_i) est ensuite calculé :

$$R_i = \frac{\bar{e}'v_i \cdot \sum_{h=1}^6 W_h \cdot \bar{Cv}_{ih}}{\bar{e}'v_i \cdot \sum_{h=1}^6 W_h \cdot \bar{Cv}_{ih} + \bar{e}'m_i \cdot \sum_{h=1}^6 W_h \cdot \bar{Cm}_{ih}} \quad (6.49)$$

qui donne une estimation du coefficient instantané (M_i) :

$$M_i = -2 \cdot \text{Log}(R_i) \quad (6.50)$$

2.5.3.4. Calcul de la variance.

Soit, encore, le groupe d'âge i et la strate h . la variance intra-strate ($V[R_{ih}]$) est calculée par :

$$V[R_{ih}] = \frac{V[\text{num}] - 2 \cdot R_{ih} \cdot \text{Cov}[\text{num}, \text{dén}] + R_{ih}^2 \cdot V[\text{dén}]}{(\text{dén})^2} \quad (6.51)$$

num, dén correspondant aux variables du numérateur et dénominateur de la (6.47).

Pour le développement de cette équation, et en admettant l'indépendance entre toutes les variables introduites, sauf entre Cv_{ih} et Cm_{ih} , nous remarquons que :

- (I) $V[\text{num}] = V[\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih}]$
- (II) $\text{Cov}[\text{num}, \text{dén}] = V[\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih}] + \bar{e}'v_i \cdot \bar{e}'m_i \cdot \text{Cov}[\bar{Cv}_{ih}, \bar{Cm}_{ih}]$
- (III) $V[\text{dén}] = V[\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih}] + V[\bar{e}'m_i \cdot \bar{Cm}_{ih}] + 2 \cdot \bar{e}'v_i \cdot \bar{e}'m_i \cdot \text{Cov}[\bar{Cv}_{ih}, \bar{Cm}_{ih}]$

Le numérateur de (6.51) devient donc :

$$(1 - R_{ih})^2 \cdot V[\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih}] - 2 \cdot R_{ih} \cdot (1 - R_{ih}) \cdot \bar{e}'v_i \cdot \bar{e}'m_i \cdot \text{Cov}[\bar{Cv}_{ih}, \bar{Cm}_{ih}] + R_{ih}^2 \cdot V[\bar{e}'m_i \cdot \bar{Cm}_{ih}] \quad (6.52)$$

et le dénominateur :

$$\bar{e}'v_i^2 \cdot \bar{Cv}_{ih}^2 + \bar{e}'m_i^2 \cdot \bar{Cm}_{ih}^2 + 2 \cdot \bar{e}'v_i \cdot \bar{e}'m_i \cdot \bar{Cv}_{ih} \cdot \bar{Cm}_{ih} \quad (6.53)$$

avec :

$$V[\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih}] = V[\bar{e}'v_i] \cdot V[\bar{Cv}_{ih}] + (\bar{e}'v_i)^2 \cdot V[\bar{Cv}_{ih}] + V[\bar{e}'v_i] \cdot (\bar{Cv}_{ih})^2$$

$$V[\bar{e}'m_i \cdot \bar{Cm}_{ih}] = V[\bar{e}'m_i] \cdot V[\bar{Cm}_{ih}] + (\bar{e}'m_i)^2 \cdot V[\bar{Cm}_{ih}] + V[\bar{e}'m_i] \cdot (\bar{Cm}_{ih})^2$$

$$\text{Cov}[\bar{Cv}_{ih}, \bar{Cm}_{ih}] = \frac{\sum_{j=1}^{n_h} (Cv_{ihj} - \bar{Cv}_{ih}) \cdot (Cm_{ihj} - \bar{Cm}_{ih})}{n_h \cdot (n_h - 1)}$$

La variance sur l'ensemble de la baie peut être donnée par la formule (COCHRAN, 1977) :

$$V[R_i] = \frac{\sum_{h=1}^6 \left[W_h^2 \cdot (V[\text{num}] - 2 \cdot R_i \cdot \text{Cov}[\text{num}, \text{dén}] + R_i^2 \cdot V[\text{dén}]) \right]}{\left[\sum_{h=1}^6 \left[W_h \cdot (\bar{e}'v_i \cdot \bar{Cv}_{ih} + \bar{e}'m_i \cdot \bar{Cm}_{ih}) \right] \right]^2} \quad (6.54)$$

3. RESULTATS.

Les trois campagnes d'évaluation présentées par la suite, ont été réalisées en juin 1986 et 1987 (navire océanographique "GWEN DREZ") et en juin 1988 (navire océanographique "THALIA").

L'étude de l'efficacité de la drague a été effectuée pendant les deux premières campagnes (pour les coquilles mortes uniquement en 1987).

L'évaluation de la mortalité naturelle de la fin d'hiver concerne uniquement les résultats de deux dernières campagnes.

Pendant ces trois années, il y a eu des répétitions de coups de drague sur certains points de la liste tirée au hasard. Cela pouvait provenir soit d'un incident technique constaté, soit de l'absence de matériel de vidéo sous-marine (cas fréquent en 1986). Pour le traitement de ces prélèvements deux solutions étaient possibles :

-> Soit de prendre toujours en compte le premier ou le second des deux coups de drague.

-> Soit de ne retenir que le coup de drague présentant l'effectif capturé le plus élevé : cette deuxième technique supposerait, donc, que les coquilles soient toujours présentes sur le fond, la prise ou la non prise d'elles dépendant uniquement de la qualité de travail de l'engin de pêche. Cette deuxième idée a été suivie ici.

3.1. Efficacité de la drague.

L'estimateur retenu est calculé comme suit : une première estimation est obtenue pour les coquilles du groupe d'âge 2 (Gr 2), une autre pour les plus vieux groupes d'âge (Gr 3+) regroupées. Les groupes d'âge les plus âgés (5 ou 6) ne présentent qu'occasionnellement des effectifs différents de zéro : une estimation indépendante par groupe d'âge s'est avérée donc délicate. Cette simplification n'entraîne pas d'erreurs graves : selon DAO (comm.pers.), l'efficacité de la drague est liée à l'écartement entre les dents et à leur longueur et à la taille des mailles du sac. Elle se présente pour les premiers groupes d'âge sous forme d'une fonction croissante et se stabilise pour les groupes plus âgés une fois acquis la taille de rétention.

Les résultats sont présentés dans le tableau 6.1.

TABLEAU 6.1				
EFFICACITE DE LA DRAGUE 50				
	Coquilles vivantes		Coquilles mortes	
	Gr 2	Gr 3+	Gr 2	Gr 3+
n	18	18	7	7
estimateur	1,793103	1,480519	2,277778	1,153846
variance	0,028747	0,008203	0,425797	0,005819
écart type	0,169549	0,090570	0,652531	0,076282
C.V. (%)	9,456	6,117	28,638	6,611
biais absolu	0,111100	0,081925	0,512963	0,148066
biais relatif (%)	6,196	5,534	22,520	12,832

(avec C.V. : coefficient de variation = écart type/moyenne x 100)

L'estimation de l'efficacité de la drague pour les coquilles vivantes est le résultat d'un regroupement sur l'ensemble de deux années (1986 et 1987) : il ne s'agit donc pas d'un E.A.S., mais d'un échantillonnage à différentes occasions renouvelé puisque les occasions de prélèvement sont définies, plus ou moins, arbitrairement (SCHERRER, 1983b). En effet, le respect du plan aléatoire s'avère impossible : d'une part, cela dépasse les capacités humaines disponibles et, d'autre part, le tirage au hasard ne pourrait pas être strictement appliqué (existence des zones non échantillonnables par plongeur).

L'approximation qui consiste à assimiler ce plan d'échantillonnage à un E.A.S se base sur l'hypothèse vraisemblable considérant comme négligeables les variations interannuelles de l'efficacité de la drague.

Les résultats du tableau 6.1 indiquent la présence des coefficients de variation relativement faibles, de l'ordre de 5-10% (exception faite des coquilles mortes du groupe d'Age 2), mais les biais sont forts, avec des valeurs de l'ordre de grandeur des écarts type, notamment pour les coquilles mortes. Le biais d'un estimateur rapport dépend, en fait, du nombre de points échantillonnés (équations (6.22) et (6.23) ; paragr. 2.5.1.3) : la faible taille d'échantillon serait donc mise en cause.

3.2. L'abondance et la biomasse du stock.

L'abondance et la biomasse du stock sont exprimées en millions d'individus et en tonnes, respectivement. Pour convertir les abondances en biomasses, les paramètres de croissance proposés par ANTOINE (1979) et par VERON (1979) ont été utilisés. Les tableaux 6.2 à 6.4 donnent les éléments essentiels de la stratification et les résultats d'évaluations de juin 1986 ; la figure 6.3 présente pour la même année la structure selon l'âge de la population dans les six strates et dans l'ensemble de la baie. Les mêmes informations sont rapportées dans les tableaux 6.5 à 6.7 et la figure 6.4 pour la campagne de 1987 et dans les tableaux 6.8 à 6.10 et la figure 6.5 pour la campagne de 1988.

TABLEAU 6.2			
CARACTERISATION DES STRATES EN 1986			
STRATE	N_h	n_h	W_h
1	226524	14	0,1695
2	181219	24	0,1356
3	181219	24	0,1356
4	249177	11	0,1864
5	407743	19	0,3051
6	90610	5	0,0678

TABLEAU 6.4					
ESTIMATION GLOBALE 1986					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
ABONDANCE	47,978	16,101	9,363	2,642	1,547
ECART TYPE	6,748	1,546	0,961	0,296	0,340
BIAIS	2,973	0,891	0,518	0,146	0,086
D.D.L.	57	64	55	64	32
%PRECISION	28,180	19,190	20,572	22,360	44,803
BIOMASSE	4502	2294	1692	550	351
ECART TYPE	633	220	174	62	77

ABONDANCE	47,978	16,101	9,363	2,642	1,547
ECART TYPE	6,748	1,546	0,961	0,296	0,340
BIAIS	2,973	0,891	0,518	0,146	0,086
D.D.L.	57	64	55	64	32
%PRECISION	28,180	19,190	20,572	22,360	44,803
BIOMASSE	4502	2294	1692	550	351
ECART TYPE	633	220	174	62	77

TABLEAU 6.5			
CARACTERISATION DES STRATES EN 1987			
STRATE	N_h	n_h	W_h
1	249177	19	0,1897
2	135914	25	0,1034
3	181219	19	0,1379
4	271829	6	0,2069
5	385091	21	0,2931
6	90610	8	0,0690

TABLEAU 6.7					
ESTIMATION GLOBALE 1987					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
ABONDANCE	79,921	16,580	4,555	2,366	1,027
ECART TYPE	11,100	2,278	0,956	0,377	0,202
BIAIS	4,952	0,917	0,252	0,131	0,057
D.D.L.	19	34	7	34	39
%PRECISION	29,081	27,934	49,641	32,430	39,746
BIOMASSE	7499	2362	823	493	233
ECART TYPE	1041	324	173	79	46

ABONDANCE	79,921	16,580	4,555	2,366	1,027
ECART TYPE	11,100	2,278	0,956	0,377	0,202
BIAIS	4,952	0,917	0,252	0,131	0,057
D.D.L.	19	34	7	34	39
%PRECISION	29,081	27,934	49,641	32,430	39,746
BIOMASSE	7499	2362	823	493	233
ECART TYPE	1041	324	173	79	46

TABLEAU 6.3					
ABONDANCES 1986 (10^6 animaux)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	14,01	4,38	2,18	0,43	0,24
2	12,00	3,20	1,46	0,58	0,26
3	7,14	2,05	1,34	0,55	0,17
4	3,53	1,78	1,31	0,50	0,10
5	10,39	4,32	2,83	0,44	0,54
6	0,91	0,38	0,24	0,13	0,24

BIOMASSES 1986 (tonnes)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	1315	624	394	90	54
2	1126	455	265	121	58
3	670	291	242	114	38
4	332	253	236	104	23
5	975	616	511	93	122
6	85	54	44	28	55

TABLEAU 6.6					
ABONDANCES 1987 (10^6 animaux)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	10,51	5,46	1,13	0,87	0,52
2	7,92	2,10	0,29	0,17	0,06
3	8,16	1,68	0,45	0,32	0,10
4	24,70	2,75	1,81	0,40	0,07
5	24,92	2,71	0,62	0,46	0,16
6	3,72	1,88	0,25	0,13	0,12

BIOMASSES 1987 (tonnes)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	986	777	204	182	119
2	743	299	52	35	13
3	765	239	82	68	22
4	2317	392	327	84	15
5	2339	387	113	96	37
6	349	268	45	28	27

TABLEAU 6.8			
CARACTERISATION DES STRATES EN 1988			
STRATE	N_h	n_h	W_h
1	249177	25	0,1897
2	135914	24	0,1034
3	181219	21	0,1379
4	271829	5	0,2069
5	385091	18	0,2931
6	90610	7	0,0690

TABLEAU 6.9					
ABONDANCES 1988 (10^6 animaux)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	3,50	7,17	2,43	0,24	0,52
2	0,77	4,59	1,30	0,28	0,08
3	5,14	5,16	0,68	0,09	0,08
4	1,56	4,83	0,24	0,40	0,24
5	0,88	17,48	1,68	0,41	0,41
6	0,35	3,60	0,67	0,23	0,13

TABLEAU 6.10					
ESTIMATION GLOBALE 1988					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
ABONDANCE	12,202	42,844	7,002	1,646	1,456
ECART TYPE	1,700	5,854	0,813	0,307	0,335
BIAIS	0,756	2,371	0,387	0,091	0,081
D.D.L.	30	31	58	13	36
%PRECISION	28,458	27,884	23,274	40,255	46,681
BIOMASSE	1145	6103	1266	343	331
ECART TYPE	159	834	147	64	76

BIOMASSES 1988 (tonnes)					
STR	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	329	1022	440	49	117
2	72	655	235	58	17
3	482	735	122	19	17
4	146	688	44	84	55
5	83	2491	303	86	94
6	33	513	121	48	30

Des modifications ont été apportées sur la taille de certaines strates géographiques pendant les deux dernières années (tableaux 6.2, 6.5 et 6.8) : ce fait n'est que d'une ampleur négligeable et, par conséquent, la comparaison des résultats de trois années successives est possible.

Les campagnes 1986 à 1988 illustrent les caractéristiques typiques d'un stock à longue histoire d'exploitation intensive : la présence dans les captures des individus âgés de plus de 5 ou 6 ans n'est qu'exceptionnelle.

Nous pouvons greffer les intervalles de confiance des abondances des groupe d'âge dominants (2 et 3) (seuil de confiance : $1-\alpha = 0,95$) :

GROUPE D'AGE 2		cohorte 1984 : $P[34,458 < X_1 < 61,498] - 0,95$
		cohorte 1985 : $P[56,680 < X_1 < 103,163] - 0,95$
		cohorte 1986 : $P[8,730 < X_1 < 15,675] - 0,95$
GROUPE D'AGE 3		cohorte 1983 : $P[13,011 < X_1 < 19,191] - 0,95$
		cohorte 1984 : $P[11,949 < X_1 < 21,212] - 0,95$
		cohorte 1985 : $P[30,897 < X_1 < 54,791] - 0,95$

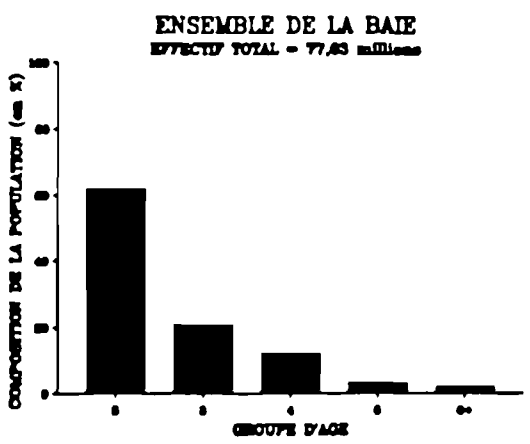
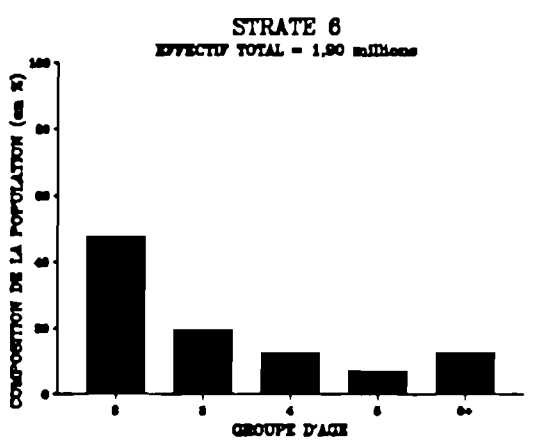
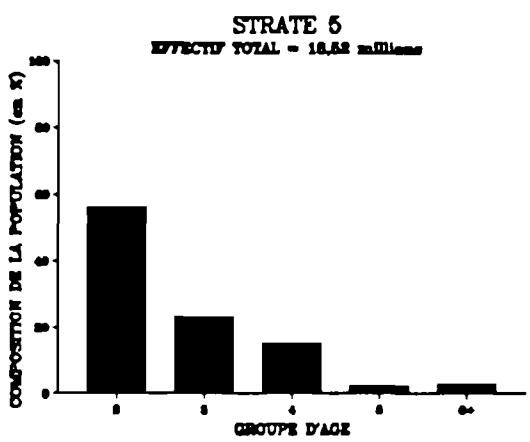
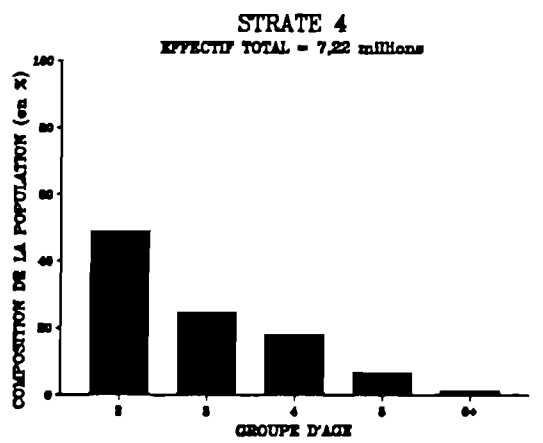
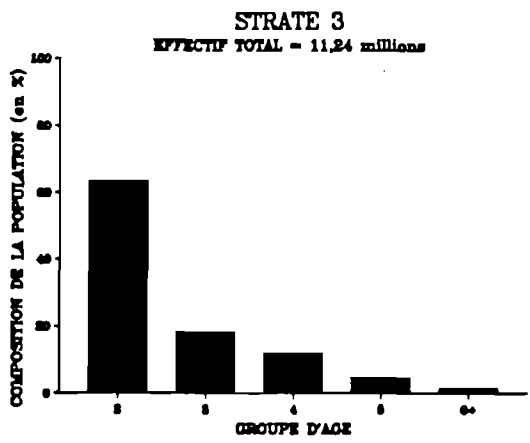
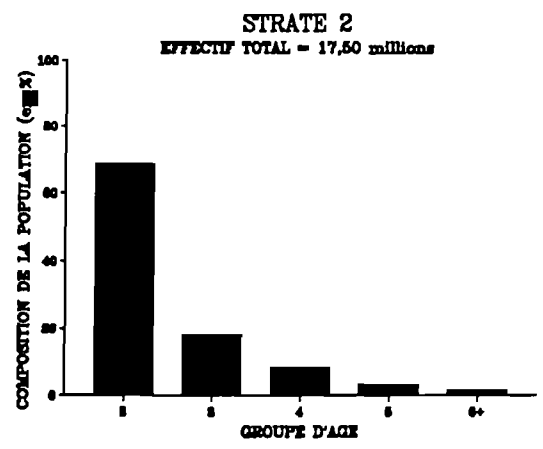
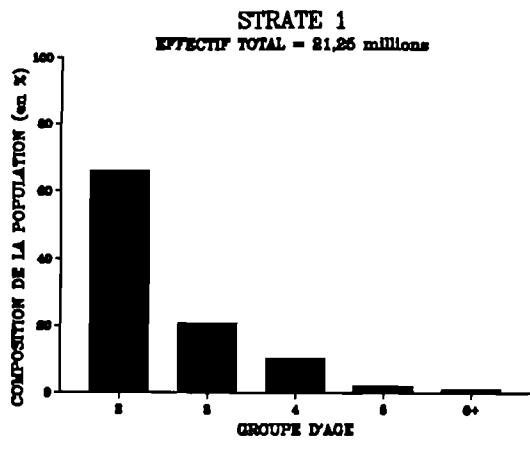


Figure 6.3. Histogrammes de structure en âge (en %) de la population évaluée en 1986 (après correction par l'efficacité).

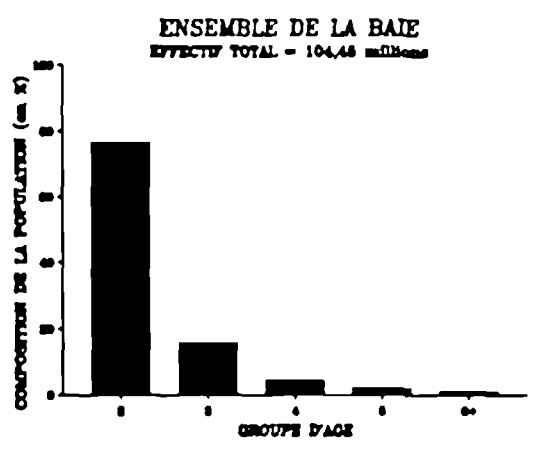
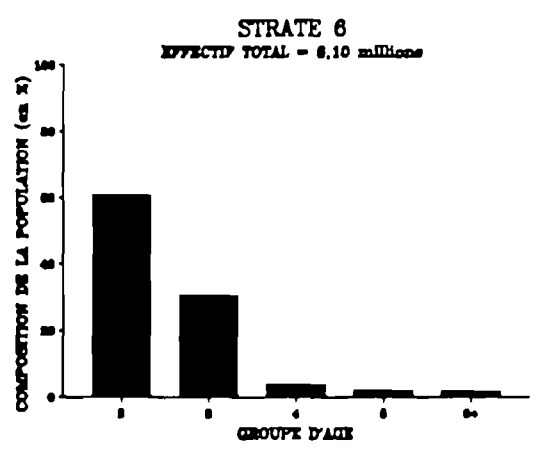
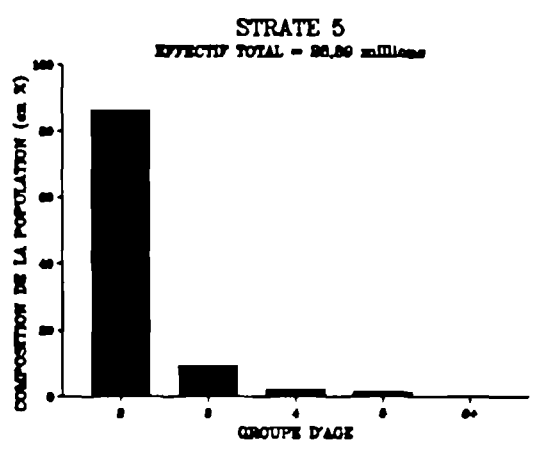
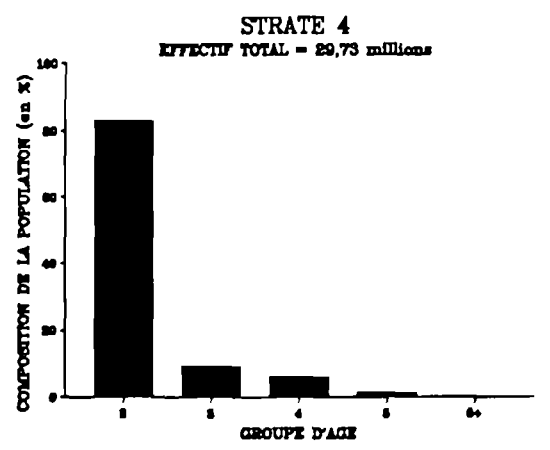
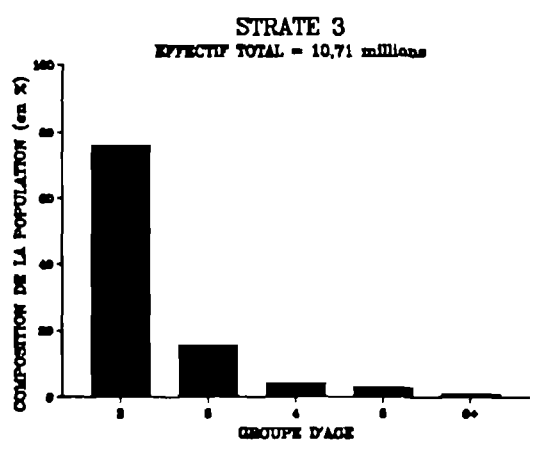
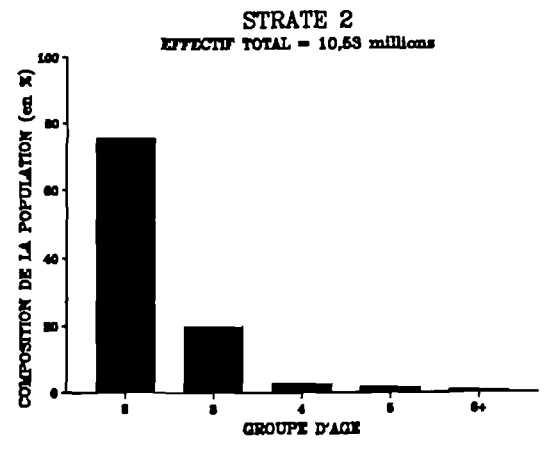
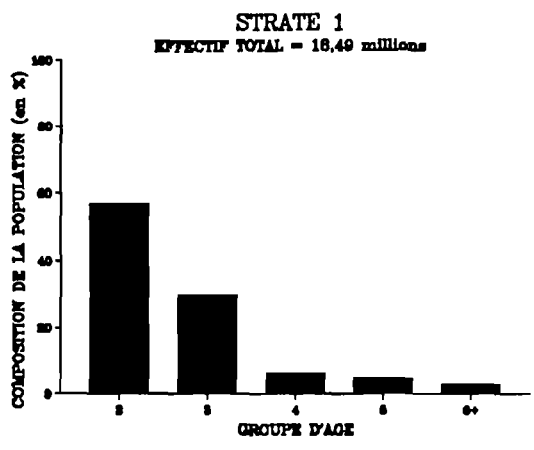


Figure 6.4. Histogrammes de structure en âge (en %) de la population évaluée en 1987 (après correction par l'efficacité).

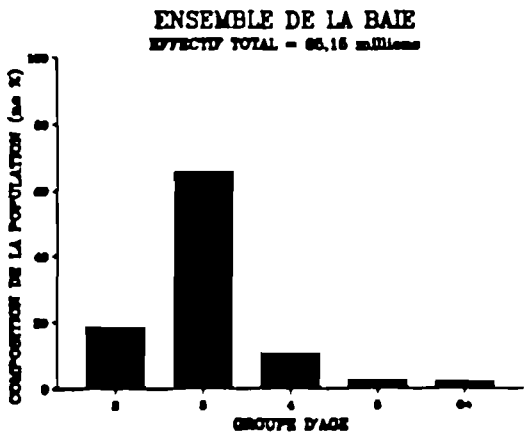
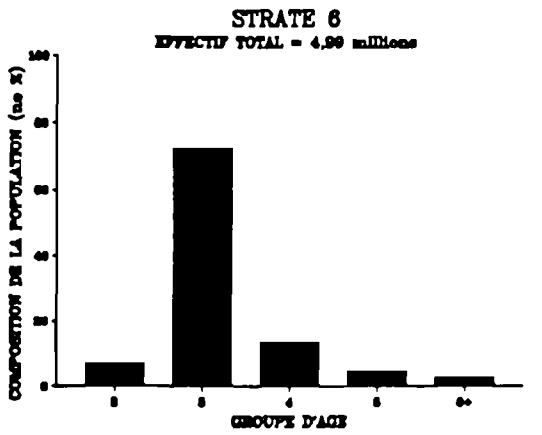
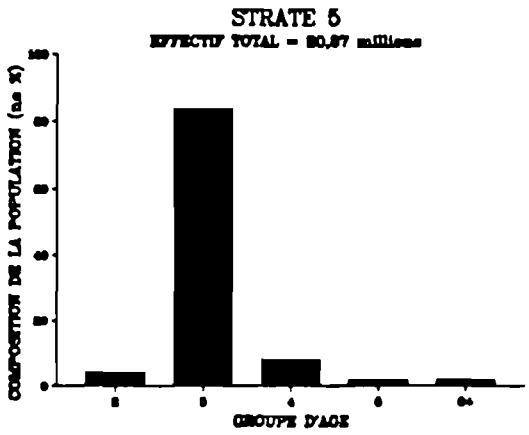
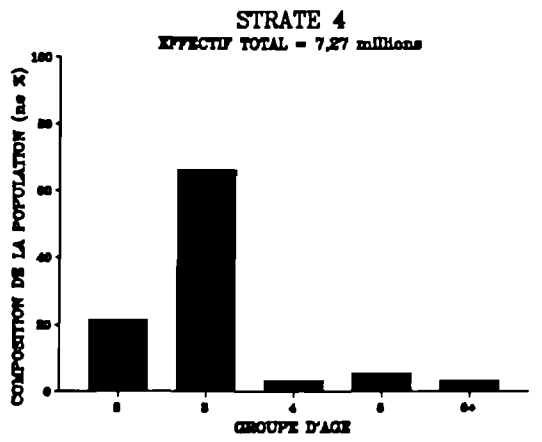
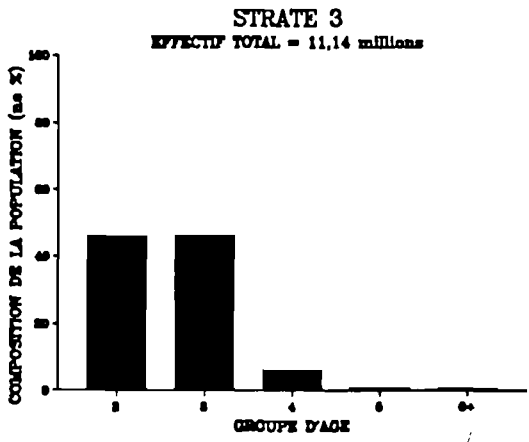
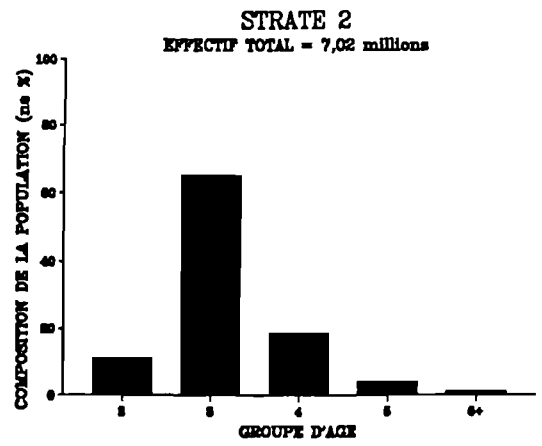
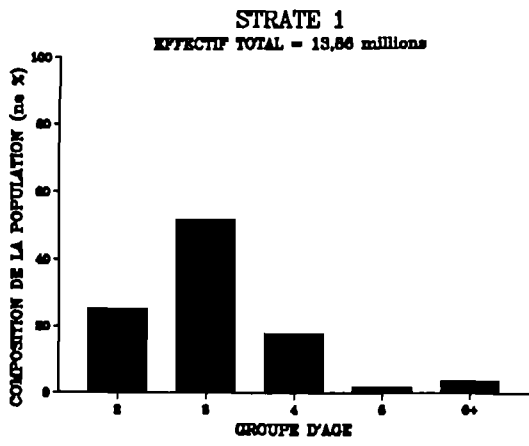


Figure 6.5. Histogrammes de structure en âge (en %) de la population évaluée en 1988 (après correction par l'efficacité).

Les résultats soulignent l'existence d'une variabilité notable de recrutement pour les cohortes 1984 à 1986 : cette constatation concerne également les effectifs totaux et la répartition des animaux par secteur géographique. Il est intéressant de signaler la présence d'une forte abondance des coquilles de la cohorte de 1985 dans l'est de la baie (strates 4, 5 et 6), contrairement aux cohortes de 1984 et 1986 (tableau 6.11).

TABLEAU 6.11

REPARTITION DU GROUPE D'AGE 2 PAR STRATE (en %)						
ANNEE	STRATE No					
	1	2	3	4	5	6
1986	29,2	25,0	14,9	7,4	21,7	1,9
1987	13,2	9,9	10,2	30,9	31,2	4,7
1988	28,7	6,3	42,1	12,8	7,2	2,9

A la suite des résultats de la campagne de 1987 et en raison de la faible représentativité des vieux groupes d'âge sur le gisement, des mesures conservatrices de gestion ont été prises pour la saison de pêche 1987-1988 (faible effort de pêche, fermeture d'une zone de 60 km² faisant partie des strates 5 et 6). Ces mesures se sont révélées, d'un premier point de vue, profitables. Cela est constaté par la forte abondance de coquilles du groupe d'âge 3, constituant l'essentiel de la ressource pour l'année 1988, d'autant plus que le recrutement de la cohorte 1986 était le plus pauvre de ces dernières années. Ces propositions de gestion ont déjà fait l'objet d'une première analyse (DAO, non publié).

Les estimateurs utilisés, abondances et biomasses, présentent, dans la plupart, des valeurs de précision relative de l'ordre de 25-30% : cette imprécision n'est pas négligeable, mais permet toujours de dégager des conclusions quantitativement valables sur la comparaison des différentes cohortes. Les variances des abondances et des biomasses ne sont qu'en faible partie dues à celles des efficacités de la drague (tableau 6.12).

TABLEAU 6.12

	PRECISION RELATIVE DE L'ABONDANCE(%)				
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
	CAMPAGNE (1) 1986 (2)	28,180 26,606	19,190 18,302	20,572 19,750	22,360 21,692
CAMPAGNE (1) 1987 (2)	29,081 27,347	27,934 27,318	49,641 49,009	32,430 31,815	39,746 39,060
CAMPAGNE (1) 1988 (2)	28,458 26,398	27,884 27,153	23,274 22,469	40,255 39,757	46,681 46,183

(avec efficacité : (1) => traitée comme variable aléatoire, cas retenu dans ce travail ; (2) => considérée comme constante).

Par contre, les biais proviennent entièrement de l'introduction de l'efficacité. Leurs valeurs sont de 2 à 4 fois inférieures à celles des écarts type correspondant.

3.3. La mortalité non directement liée à la pêche.

Les résultats obtenus en 1987 et 1988 sont présentés dans les tableaux 6.13 à 6.16.

TABLEAU 6.13					
TAUX DE SURVIE PENDANT LA PERIODE CRITIQUE 1987					
STR	MOYENNES				
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	0,8782	0,7775	0,8113	0,8829	0,7116
2	0,9142	0,7701	0,5689	0,6274	0,8179
3	0,9103	0,8450	0,7738	0,8310	0,8179
4	0,9193	0,7898	0,7427	0,6063	1,0000
5	0,9491	0,7954	0,6484	0,6648	0,6063
6	0,9796	0,8569	0,8279	0,9112	0,8998
STR	VALEURS DE M				
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	0,260	0,503	0,418	0,249	0,680
2	0,179	0,523	1,128	0,932	0,402
3	0,188	0,337	0,513	0,370	0,402
4	0,168	0,472	0,595	1,001	0,000
5	0,104	0,458	0,866	0,817	1,001
6	0,041	0,309	0,378	0,186	0,211

TABLEAU 6.14					
ESTIMATION DE LA SURVIE EN 1987					
ENSEMBLE DE LA BAIE					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
ESTIMATEUR	0,9238	0,7965	0,7388	0,7516	0,7383
ECART TYPE	0,0166	0,0315	0,0588	0,0554	0,0655
C.V. (%)	1,792	3,950	7,966	7,367	8,865
M	0,1584	0,4552	0,6055	0,5711	0,6067

TABLEAU 6.15					
TAUX DE SURVIE PENDANT LA PERIODE CRITIQUE 1988					
STR	MOYENNES				
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	0,8194	0,7163	0,7792	0,5778	0,7254
2	0,8104	0,6872	0,6837	0,7792	0,5620
3	0,9423	0,7146	0,7010	0,7496	1,0000
4	0,5121	0,7700	0,7938	0,7623	0,6581
5	0,6221	0,7894	0,6733	0,6026	0,8929
6	0,7974	0,9130	0,8331	0,8850	0,8998
STR	VALEURS DE M				
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1	0,398	0,667	0,499	1,097	0,642
2	0,421	0,750	0,760	0,499	1,153
3	0,119	0,672	0,710	0,576	0,000
4	1,339	0,523	0,462	0,543	0,837
5	0,949	0,473	0,791	1,013	0,227
6	0,453	0,182	0,365	0,244	0,211

TABLEAU 6.16					
ESTIMATION DE LA SURVIE EN 1988 ENSEMBLE DE LA BAIE					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
ESTIMATEUR	0,7832	0,7612	0,7299	0,6994	0,7663
ECART TYPE	0,0449	0,0218	0,0283	0,0540	0,0729
C.V.(%)	5,733	2,860	3,876	7,718	9,511
M	0,4887	0,5458	0,6298	0,7151	0,5324

Un premier examen des résultats montre l'existence d'une variabilité du taux de survie, d'une strate à l'autre, pour un groupe d'âge donné ; cela est confirmé par le résultat significatif d'un test non-paramétrique effectué (KRUSKAL-WALLIS) sur l'année 1987.

En comparant les résultats obtenus pendant les deux années successives, nous constatons que le taux de survie des groupes d'âge déjà exploités reste du même ordre de grandeur, d'une campagne à l'autre. Cela n'est pas le cas pour le groupe 2.

Les coefficients de variation (tableaux 6.14, 6.16) varient de 2-10% environ: ils sont inférieurs à ceux des variables du numérateur et dénominateur et cela pourrait être dû aux fortes corrélations entre ces deux dernières.

4. DISCUSSION.

4.1. Organisation et déroulement des campagnes.

La campagne d'évaluation directe est la première méthode qui peut donner une information quantitative relativement fiable sur le groupe d'âge 2 ; toute autre méthode (telle que captage du naissain, abondance des juvéniles du groupe d'âge 1) ne fournit qu'une estimation d'intérêt qualitatif. De plus, l'évaluation directe garde son intérêt pour les groupes d'âge déjà exploités : les estimations de ces derniers, à l'aide des méthodes indirectes basées sur l'analyse des cohortes, ne peuvent être acquises qu'avec quelques années de retard (FARRUGIO et al., 1981 ; LAUREC et al., 1983).

4.1.1. Le plan d'échantillonnage.

Pour définir le plan d'échantillonnage les informations suivantes sont, a priori, connues :

(1) La population n'est pas répartie uniformément, sur l'ensemble de la baie;

(2) Il existe un moyen pour décrire approximativement la répartition du gisement, tout au moins en ce qui concerne les groupes d'âges déjà exploités : il s'agit de la répartition de l'effort de pêche et des débarquements au cours des années précédentes. Celle-ci constitue une information précieuse étant données la sédentarité de l'espèce et l'existence de "tâches" de micro-répartition des animaux.

Il a été donc considéré indispensable de combiner un plan d'échantillonnage stratifié à une allocation prenant en compte les informations des saisons de pêche précédentes. Le poids par strate a été défini par une expression pondérée des débarquements commerciaux des cinq années précédentes. Cette prise en compte de plusieurs années conduit à éviter les grandes variations du taux d'échantillonnage d'une strate donnée, d'une année à l'autre. Dans l'hypothèse où une seule saison de pêche serait utilisée, le taux d'échantillonnage par strate dépendrait presque exclusivement de l'abondance d'un seul groupe d'âge (Gr 3) et le plan serait incapable de répondre à une simple situation d'interdiction temporaire de la pêche dans une strate donnée (p.ex. fermeture d'une zone de pêche pour la saison 1987/88).

En comparant cette méthode à celle d'allocation proportionnelle (paragr.2.4.2), deux inconvénients apparaissent :

(1) L'information sur les débarquements commerciaux, donne une image uniquement pour les groupes d'âge déjà exploités : le nombre d'échantillons par strate est donc indépendant de la répartition du groupe 2. Si deux cohortes successives sont réparties différemment sur l'ensemble de la baie (p.ex. cohortes de 1984 et 1985), il y aura un faible taux d'échantillonnage dans une zone riche en individus de deux ans : cela peut amener à sous-échantillonner une strate de grande surface (p.ex. strate 4) avec des conséquences sur la précision relative des estimateurs calculés. Le tableau 6.17 montre les résultats d'une simulation théorique de comparaison entre les deux plans d'échantillonnage stratifié. Par simplification, la moyenne et la variance de la population par strate sont considérées égales aux valeurs observées en 1987 et 1988, le nombre total d'échantillons étant fixé.

TABLEAU 6.17					
PRECISION RELATIVE (en %)					
COMPARAISON DE DEUX PLANS D'ECHANTILLONNAGE					
	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1987 (A)	29,081	27,934	49,641	32,430	39,746
(B)	23,101	27,183	26,335	27,962	38,273
1988 (A)	28,458	27,884	23,274	40,255	46,681
(B)	29,483	23,361	23,946	27,764	40,570

(avec : (A) = > allocation en fonction des débarquements ; (B) = > allocation proportionnelle).

Nous constatons donc qu'en général, la précision apportée par le plan à allocation proportionnelle est meilleure que celle de l'allocation retenue.

(2) Une hypothèse simplificatrice est admise : les caractéristiques de la flottille fréquentant les différentes strates sont considérées identiques. En réalité, la capacité à détecter les "tâches" et, par conséquent, le rendement d'une saison de pêche sont liés à certains facteurs pouvant changer d'une strate à l'autre selon le type de bateaux qui les fréquentent.

Malgré ces inconvénients, le plan d'échantillonnage ainsi défini donne la possibilité de centrer plus l'intérêt sur certaines strates que sur d'autres. Dans la mesure où une stratégie de gestion se base sur des connaissances plus fines pour certains secteurs, il paraît profitable d'accorder plus de poids aux zones qui attirent "traditionnellement" l'essentiel de l'effort de pêche (p.ex. la réglementation décidée pour la saison de pêche 1987/88).

4.1.2. Le tirage des points.

Il a été signalé qu'en informatique tout générateur des nombres tirés au hasard ne peut donner que des valeurs pseudo-aléatoires. Cela est surtout vrai pour le premier nombre d'une série générée et pose des problèmes si le tirage se fait pour obtenir une série relativement courte. Pour surmonter cette difficulté, nous n'avons pas retenu la série tirée à partir du premier nombre, mais seulement après avoir laissé tourner le programme jusqu'à un incrément de générateur suffisamment grand : cette procédure a des conséquences sur la rapidité d'exécution du programme, mais élimine pratiquement le risque d'une tendance non-aléatoire.

Une simulation théorique effectuée a démontré que les nombres d'une série suffisamment longue (p.ex. $n = 100$), tirée par le programme, ont été approximativement distribués selon une loi uniforme (tableau 6.18), en accord avec LIGNELET (1985).

TABLEAU 6.18		
RESULTATS COMPARATIFS DE LA SIMULATION		
	MOYENNE	ECART TYPE
Cas théorique	0,5000	0,2887
Série générée(n=100)	0,4888	0,2951

Un autre aspect intéressant est celui de l'absence de périodicité constatée lors de l'étude des autocorrélations entre $x_i, x_{i+\delta_i}$ (où : $x_i, x_{i+\delta_i}$ = nombres de la série tirée ; δ_i = décalage). La figure 6.6 montre que les fluctuations obtenues ne constituent qu'un "bruit blanc".

Le générateur présente un inconvénient lié à la reproduction du tirage en deux étapes : une pour la latitude, une autre pour la longitude. Cela signifie que la simulation, dans les deux cas, doit être initialisée par l'introduction des nombres relativement différents, sinon il y aurait la tendance d'évolution des coordonnées géographiques des points dans un même sens (p.ex. les points retenus iraient du nord-ouest au sud-est, etc.).

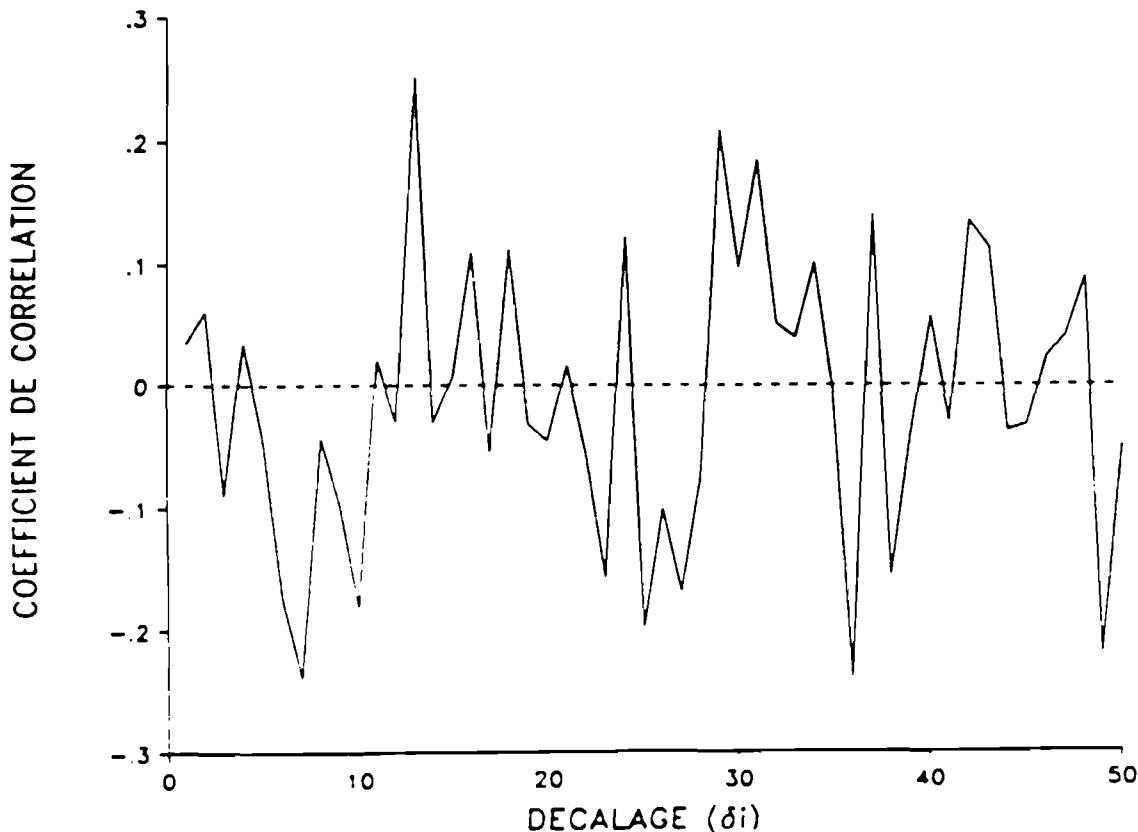


Figure 6.6. Etude des autocorrélations entre les nombres aléatoires tirés par le générateur selon une suite de FIBONACCI.

4.1.3. La précision sur la distance parcourue.

Malgré le double système de vérification de la distance parcourue par la drague sur le fond, le risque de biais n'est pas complètement éliminé : cela peut entraîner donc une imprécision sur le taux d'échantillonnage par strate ($f_h = n_h/N_h$) avec des conséquences sur les calculs des variances et des degrés de liberté.

Le problème posé est triple, lié aux conditions d'échantillonnage (taille du bateau et inertie, nature du fond, adéquation entre les manoeuvres et les décisions, conditions météorologiques) : (1) imprécision sur la méthode du grappin où celui-ci peut être traîné sur le fond. Le cas inverse existe avec un filage trop rapide et une résistance du filin lancé donnant l'illusion que celui-ci est tendu ; (2) imprécision sur le suivi par la vidéo sous-marine et (3) difficulté de respecter l'équiprobabilité des coups de drague sur certaines zones particulières (secteurs à fort colmatage).

4.1.3.1. Evaluation de la distance parcourue à l'aide du grappin.

La distance évaluée à l'aide du grappin n'est pas celle réellement parcourue sur le fond : elle correspond plutôt à celle entre la drague et le bateau au moment de l'arrêt. La distance réelle serait, donc, égale à $[(200)^2 - (h)^2]^{1/2}$ (h = profondeur). Cette erreur ne deviendrait supérieure à 5% que si les profondeurs dépassaient les 60 m, condition jamais rencontrée dans la zone étudiée.

4.1.3.2. Le suivi de l'expérience par la vidéo sous-marine.

L'utilisation de la roue odométrique soudée sur la drague ne doit pas modifier le comportement de cette dernière vu son poids faible. Toutefois : (1) il arrive parfois, sur des fonds à "ripple-marks", d'observer que la roue-témoin ne tourne pas régulièrement et la distance est donc mal estimée ; (2) au début du coup de drague, lors de la montée en vitesse du bateau, et à la fin, à cause de l'inertie due au poids du navire, les conditions de dragage sont particulières : cela pourrait induire, selon BUESTEL et al. (1985a), un changement de l'efficacité de l'engin de pêche.

Une comparaison des deux estimations différentes (grappin, vidéo sous-marine) de la distance parcourue a été tentée : une différence significative indiquerait qu'une information commune ne puisse pas être acquise à partir de ces deux méthodes. Pour cela, un test non-paramétrique des signes a été effectué au seuil de confiance $1-\alpha = 0,95$ (tout en considérant la distance estimée à l'aide du grappin toujours égale à 200 m). L'hypothèse nulle (H_0) est formulée comme suit : "il n'y a pas de différence significative entre les distances calculées à partir des deux méthodes". Elle est testée contre l'hypothèse alternative (H_1) : "les deux méthodes donnent des estimations significativement différentes". Nous avons obtenu :

TABLEAU 6.19

TEST SUR LES DISTANCES ESTIMEES PAR LES DEUX METHODES					
ANNEE	DISTANCE (CAMERA)			RESULTATS DU TEST DES SIGNES	
	N	MOY	E.T.	VALEUR CRITIQUE	DECISION
1986	31	185,42	26,28	0,184	H ₀ CONSERVEE
1987	70	192,30	23,17	0,226	"
1988	91	190,89	19,68	0,204	"

La comparaison statistique a confirmé que les deux méthodes ne donnent pas de résultats significativement différents : il n'y a donc pas introduction d'un biais (sous- ou surévaluation systématique) dans l'unité de distance de 200 m et dans l'estimation de la taille exacte et du poids des strates. Cependant, une conclusion générale ne peut être tirée ; d'une part, le test des signes appliqué n'est pas suffisamment puissant et, d'autre part, les fortes valeurs des écarts type des estimations obtenues par la caméra (tableau 6.19) indiquent qu'il y a une incertitude non négligeable autour de la distance moyenne. A noter, en outre, que la tendance générale de l'estimation à l'aide de la caméra sur les trois campagnes est l'obtention de distances plus courtes que celles évaluées par la méthode du grappin. Il n'est donc pas exclu que, lors de la réalisation de la double expérience, le filin soit jugé tendu avant que les 200 m ne soient réellement parcourus en raison de la profondeur ou de la force du courant. La roue odométrique mesure la distance indépendamment de ces deux facteurs (profondeur, courant).

4.1.3.3. Contraintes liées à la nature sédimentaire du fond et aux conditions climatiques.

Lorsque les points d'échantillonnage sont réalisés dans des zones à fort colmatage (principalement dans la partie sud-est de la strate 1), la drague ne travaille de manière efficace que sur une partie de la distance totale du trait ; le sac se remplit trop vite. Lorsque ce dernier est plein, il devient inutile de continuer à pêcher. Il est alors nécessaire de prévoir des traits plus courts pour maintenir l'équiprobabilité des observations.

Selon BAIRD et GIBSON (1956), pour les zones à fort colmatage, un changement de l'écartement entre les dents amènerait à réduire les débris entrant dans la drague : mais cela modifierait l'efficacité vis-à-vis des coquilles de petite taille et manquerait, en plus, de souplesse étant donné le caractère aléatoire du plan d'échantillonnage.

Un dernier point à signaler est lié aux variations des facteurs climatiques et marégraphiques pouvant, selon BAIRD (1959), affecter l'efficacité de la drague ; en adoptant une orientation et une vitesse du bateau en fonction du courant et du vent et en modulant la longueur du câble filé selon les circonstances, le rôle de ces composantes n'est qu'aléatoire.

Dans la pratique les traits sont tous réalisés en remontant le courant et la vitesse recherchée est d'environ 2 noeuds sur le fond. Ces conditions sont contrôlées par la vitesse de rotation de la roue et la pénétration des dents de la drague dans le sédiment.

4.2. Efficacité de la drague.

Le fait que le biais des estimateurs utilisés est principalement affecté par le nombre d'observations (plongées), n'est pas surprenant : selon COCHRAN (1977), l'estimateur rapport est sensible à la taille de l'échantillon (devant dépasser les 30 observations) ainsi qu'aux coefficients de variation de variables du numérateur et dénominateur (ne devant pas excéder le 10% environ). Si ces conditions ne sont pas satisfaites, le biais augmente et le coefficient de dissymétrie ("skewness") de l'estimateur, de valeur positive, est loin d'être négligeable. Dans notre cas, comme cela a déjà été expliqué, le nombre d'observations est limité par la particularité de la technique et les moyens existants.

La valeur positive du biais est due à la corrélation positive entre les nombres de coquilles dans la drague et sur sa trace. L'existence d'une forte covariance positive entre les deux variables contribue à la diminution rapide de la variance de l'efficacité (formules (6.13) et (6.14)), mais cela n'est pas le cas en terme de biais de l'estimateur rapport.

Une amélioration serait obtenu si un plan stratifié était appliqué par subdivision en strates sédimentaires selon des critères qualitatifs (BUESTEL et al., 1985a). Cette suggestion est difficilement applicable en raison de la morphologie compliquée des unités biosédimentaires et du manque de critères objectifs pour créer des strates homogènes. En tout état de cause, cela revient à multiplier le nombre de plongées sur la trace de la drague qui constitue déjà, à l'heure actuelle, un facteur limitant.

Les résultats obtenus mettent en évidence une relation entre l'efficacité et la taille et, par conséquent, l'Age des individus : l'efficacité se manifeste donc comme une sélectivité des coquilles à travers les dents qui s'ajoute à l'échappement des animaux en-dessous des dents lorsque la drague travaille irrégulièrement. Le rôle de la taille est nettement plus accentué chez les coquilles mortes. Une première explication peut être donnée (DAO, comm. pers.) : les individus vivants sont légèrement enfouis dans le sédiment. Si les dents de la drague sont bien enfoncées (fonds mous), la quasi-totalité des animaux, dérangée par le passage de l'engin, est amenée à la surface du sédiment et capturée ; toutefois, une partie d'individus, de taille plus faible, peut toujours échapper à travers les dents. Les coquilles mortes restent à la surface du sédiment et sont plus facilement ramassées par la drague surtout si elles sont de grande taille ; cependant, étant donnée leur légèreté, il se trouve que les plus petites d'entre elles peuvent passer entre les dents, dans une proportion plus grande que les individus vivants de la même taille.

4.3. L'abondance et la biomasse du stock.

4.3.1. Variabilité temporelle du recrutement. Comparaison avec les résultats des méthodes indirectes.

Les estimations obtenues mettent l'accent sur la variabilité du recrutement. Les résultats des campagnes, pour l'abondance du groupe 2, sont comparés aux estimations obtenues par application du modèle de capturabilité sur les débarquements correspondant pour les saisons de pêche 1986/87 et 1987/88 (cf. chapitre 4). Les calculs ont été appliqués aux cohortes de 1984 et 1985, celle de 1986 n'étant pas encore entrée en phase exploitée au moment de la rédaction de ce

chapitre. Le résultat de la comparaison apparaît dans le tableau 6.20 ; les abondances sont exprimées en millions d'individus.

TABLEAU 6.20

ABONDANCE DE COQUILLES ST-JACQUES DE 2 ANS		
COHORTE	CAMPAGNE DE JUIN	MODELE DE CAPTURABILITE
1984	47,978 ± 13,520	40,013 ≤ Gr2 ≤ 54,925
1985	79,921 ± 23,242	44,083 ≤ Gr2 ≤ 59,930

Les bornes de l'intervalle, dans le cas de l'utilisation de la méthode indirecte, correspondent aux scénarios extrêmes selon les valeurs des paramètres injectés (cf. chapitres 2,3,4,5). Pour que les résultats des deux méthodes soient comparables, les abondances calculées à l'aide du modèle de capturabilité correspondant à l'âge de 2,5 ans, sont ramenées par extrapolation à celles à 2 ans.

Nous pouvons constater une concordance de l'ordre de grandeur des deux estimations pour la cohorte 1984, mais cela n'est pas le cas pour celle de 1985. Le modèle de capturabilité aurait en effet, tendance à diminuer l'écart entre les deux cohortes évalué lors des campagnes de 1986 et 1987. Pour cela, trois hypothèses différentes reposant surtout sur les résultats calculés en juin 1987 dans la strate 4 (sud-est de la baie), peuvent être formulées :

(I) L'évaluation de juin 1987 a conduit à une surestimation de l'abondance du Gr 2. L'abondance des 25 millions d'individus de la strate 4 paraît en effet peu vraisemblable. Cela pourrait probablement provenir d'un sous-échantillonnage dû au système d'allocation proposé (paragr. 4.1.1). Cette forte valeur n'a pas été vérifiée lors de la saison de pêche suivante (1987/88) où les prises dans cette zone ont été faibles. Son ordre de grandeur n'a pas été justifié, non plus, lors de la campagne de juin 1988 (effectif du Gr 3, tableau 6.9).

(II) La valeur évaluée pour la strate 4 n'a pas été surestimée. Cependant, si les coquilles de la cohorte 1985 étaient d'une taille moyenne plus petite qu'habituellement (effet probable d'une ponte tardive), une fraction moins grande d'individus atteindrait la taille marchande au début de la saison de pêche 1987/88. Par conséquent, le modèle de capturabilité ne serait pas capable de donner une estimation fiable de l'abondance. Il faut tout de même signaler que ce scénario paraît peu probable car une bonne abondance de la cohorte 1985 dans la strate 4 devrait être identifiée, non seulement en juin 1987, mais aussi en 1988 ; de plus, les comparaisons de croissance selon les strates et les cohortes n'ont pas révélé l'existence de faible taille (chapitre 7).

(III) Il n'y pas eu une surestimation lors de la campagne de 1987 et les coquilles n'étaient pas de petite taille non plus. Toutefois, la prise des mesures de gestion très restrictives pour la saison de pêche 1987/88 pourrait aboutir à une situation s'écartant de l'équilibre des années précédentes sur lequel est fondé le modèle de capturabilité. Cela aurait pour effet une mauvaise estimation de l'abondance par la méthode indirecte.

A ces trois interprétations possibles, il faut ajouter que la zone devant le port de Dahouet (strate 4) ne se prête pas favorablement à la fixation des post-larves (THOUZEAU et LEHAY, 1988). Les mêmes auteurs ne signalent aucune présence remarquable des post-larves de la cohorte de 1985 dans ce secteur.

Il faut plutôt envisager comme hypothèse la plus plausible celle d'une surestimation de l'abondance lors de la campagne de 1987. Cette constatation privilégie l'adoption d'une allocation proportionnelle bien qu'il ait été vu que cette solution n'apporte pas un gain notable du point de vue de la précision relative (paragr. 4.1.1 ; tableau 6.17). Par ailleurs, l'allocation proportionnelle, imposée par la force des choses en 1990 (absence des données relatives à la répartition des captures pour la saison de pêche 1989/90), est mieux adaptée au cas des recrutements exceptionnels : la cohorte pléthorique de 1989 est notamment concentrée dans des secteurs du sud - sud ouest de la baie où aucun recrutement notable n'a été observé depuis quinze ans.

4.3.2. La précision relative des estimateurs.

La précision relative des estimateurs n'est pas négligeable, mais se situe au niveau moyen acquis lors des prospections réalisées par un navire isolé conformément aux références bibliographiques (LAUREC, 1977 ; DIOP, 1988). Selon LAUREC et al. (1983) ce type d'expérience conduit à des résultats extrêmement variables et, en l'absence d'une taille d'échantillon très élevée, les estimations obtenues seront très imprécises. Ce fait est lié à des phénomènes d'agrégation (formation des "tâches"), observables même sur une petite échelle de surface (micro-répartition). Un premier remède serait l'augmentation du nombre de prélèvements. Cependant, pour apporter un gain significatif, il aurait fallu effectuer un nombre considérable de coups de drague ; un calcul fait par BUESTEL (cité par LAUREC et al., 1983), sur le même stock, a montré que pour l'obtention d'une précision de $\pm 10\%$, avec un intervalle de confiance à 95%, 300 coups de drague de cinq minutes chacun seraient nécessaires. Dans ce travail, cet inconvénient est encore plus grave (tableau 6.21).

TABLEAU 6.21

POURCENTAGES DE PRECISION RELATIVE

ANNEE	NOMBRE D' ECHANTILLONS	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1986	200	20,16	13,65	14,46	15,57	30,13
	300	17,11	11,52	12,13	12,95	24,50
	400	15,41	10,33	10,82	11,47	21,29
	500	14,31	9,55	9,97	10,49	19,13
1987	200	20,17	19,04	30,36	22,10	27,30
	300	17,01	15,67	24,05	18,15	22,43
	400	15,30	13,75	20,64	15,89	19,62
	500	14,22	12,48	18,45	14,39	17,75
1988	200	20,50	19,25	16,49	26,16	31,89
	300	17,52	15,87	13,75	21,03	25,96
	400	15,90	13,99	12,21	18,20	22,55
	500	14,86	12,73	11,20	16,34	20,27

Pour la simulation théorique du tableau 6.21 et par souci de simplification, nous avons conservé une valeur constante de la variance de la population par strate (même technique que pour la comparaison de différents types d'allocation) : il est donc supposé que la description de la variance de la population obtenue par les trois campagnes est fiable. Le seuil de confiance est considéré égal à 95 %.

Des simulations de ce type ont été appliquées à d'autres techniques d'échantillonnage : dans une procédure de double échantillonnage, BERTHOU (1983) a montré qu'en augmentant le nombre de prélèvements, la variance totale en fonction du nombre d'individus mesurés et âgés par allocation proportionnelle diminue rapidement au début, mais le gain de sa réduction devient ensuite faible.

Il a déjà été expliqué que la part de la variance des estimateurs due à la prise en compte de l'efficacité est faible (tableau 6.12). Par contre, avec l'augmentation considérable du nombre d'échantillons, la contribution de l'efficacité à l'imprécision totale devient très forte (d'où la différence avec le calcul de BUESTEL qui traite l'efficacité comme une constante). A cet égard, en poursuivant la simulation théorique jusqu'à un nombre d'échantillons trop grand, la précision relative ne tend pas vers zéro. L'efficacité est, donc, le facteur qui contribue le plus à la diminution lente de la variance des abondances/biomasses.

En résumé, une augmentation du nombre de prélèvements serait loin d'être bénéfique du point de vue de l'amélioration de la précision. Cela est dû à l'hétérogénéité de la répartition de la population (phénomènes d'agrégation) et à l'imprécision qui caractérise l'efficacité, le nombre d'unités d'échantillonnage pour l'estimer pouvant difficilement dépasser 25 à 30 plongées par campagne d'évaluation.

4.3.3. Le biais des estimateurs.

Le biais est entièrement dû à l'efficacité et sa valeur reste constante quelle que soit l'allocation retenue pour la stratification. Nous allons étudier par la suite les effets d'une augmentation du nombre de plongées sur sa valeur. Les résultats de la simulation apparaissent dans le tableau 6.22.

TABLEAU 6.22						
EVOLUTION DU BIAIS						
ANNEE	NOMBRE DE PLONGEES	Gr 2	Gr 3	Gr 4	Gr 5	Gr 6+
1986	30	1,74	0,52	0,30	0,09	0,05
	40	1,30	0,39	0,23	0,06	0,04
	50	1,03	0,31	0,18	0,05	0,03
1987	30	2,90	0,54	0,15	0,08	0,03
	40	2,16	0,40	0,11	0,06	0,02
	50	1,72	0,32	0,09	0,05	0,02
1988	30	0,44	1,39	0,23	0,05	0,05
	40	0,33	1,03	0,17	0,04	0,04
	50	0,26	0,81	0,13	0,03	0,03

Le biais diminue rapidement avec la taille de l'échantillon ; sa diminution est proportionnelle à $n-1$ (n = nombre de plongées) car ce dernier terme se trouve au dénominateur de la formule approximative utilisée (équation (6.22)). Avec cinquante plongées le biais relatif est réduit à 2% environ. Il serait donc intéressant d'envisager une augmentation du nombre de plongées. Ce nombre dépasse les capacités limites d'une campagne de 15 jours et il serait ainsi souhaitable de pouvoir organiser une prospection indépendante avec des plongées supplémentaires.

Toutefois, cette expérience supplémentaire comporte des inconvénients car l'efficacité dépend essentiellement de la taille des animaux. L'estimateur de l'efficacité a donc une validité instantanée et les extrapolations ne sont pas autorisées au-delà de la période de déroulement d'une campagne donnée. Pour cela il serait plus rigoureux d'établir une relation "hauteur de la coquille/efficacité" (au lieu de "âge/efficacité"). Cette solution présente également l'avantage d'être valable sur plusieurs années et pourrait intégrer la variabilité interannuelle de la croissance.

4.3.4. Variabilité spatiale du recrutement.

Les résultats de la répartition du recrutement par strate mettent l'accent sur sa variabilité spatiale. La différence observée entre la cohorte de 1985 et celles nées en 1984 et 1986 (tableau 6.11) n'est pas surprenante. Dans l'historique du stock étudié, nous retrouvons des situations semblables surtout en période de transition à la répartition de l'effort de pêche. VERON (1979) signale la différence entre les deux cohortes pléthoriques de 1973 et 1976 : la première était présente sur la quasi-totalité de l'étendue du gisement, la seconde, par contre, se trouvait plutôt dans le sud.

DAO (comm. pers.) souligne qu'il y a eu trois tendances principales à la répartition du recrutement (fig. 6.7) : (I) La période d'expansion de l'effort de pêche (années 1964 - 75) est caractérisée par de fortes densités autour du Petit Léjon dans la partie est de la baie (strates 5 et 6). (II) Ensuite, la période de transition où l'exploitation se déplace dans les zones rocheuses, entre les années 1975 et 1980. La ressource se trouve plutôt vers le sud-ouest, du côté de la bouée de Caffa (strate 3). (III) La dernière tendance dominante, à partir de 1980 (début de la période de régression du stock) où les plus fortes concentrations sont dans le nord-ouest de la baie, notamment dans la zone comprise entre les roches de Saint-Quay (strate 2) et la bouée de la Basse Saint-Brieuc (strate 1).

Une explication de cette variabilité est fournie par les études sur le déterminisme du recrutement qui lient la distribution des animaux et leur abondance à la quantité de larves dans le plancton et au régime dominant des courants lors du transport passif des larves et lors de leur fixation sur le fond.

La tendance dominante des dernières années peut être expliquée comme suit : d'après BOUCHER (1987), le transport des larves dans la masse d'eau conduit à une zone d'accumulation en fond de baie (Dahouet, strate 4), secteur dépourvu de géniteurs. Cette situation a été observée en 1985 par THOUZEAU et LEHAY (1988). La circulation résiduelle de marée, dans la baie de Saint-Brieuc, est globalement dirigée de l'est vers l'ouest. Les résultats du programme national sur le déterminisme du recrutement (P.N.D.R.) indiquent que les larves concentrées dans le sud-est se déplacent légèrement vers le nord - nord ouest. Des déplacements d'importance secondaire peuvent aussi être observés pour une année donnée. Sur l'ensemble des phénomènes susceptibles d'apparaître, l'hydrodynamisme intégrant marée et vent semble contribuer à un enrichissement de la partie ouest de la baie.

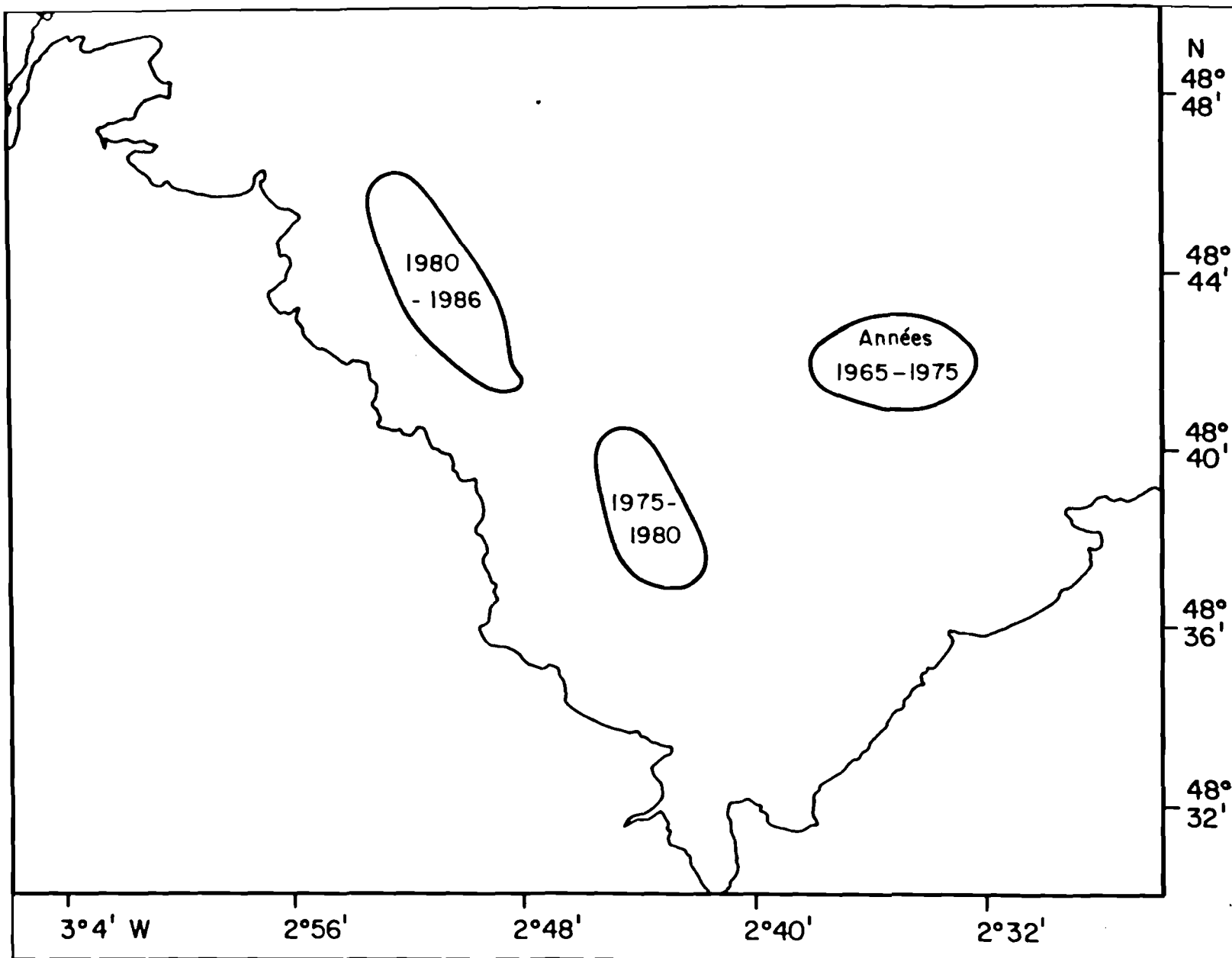


Figure 6.7. Les tendances à long terme à la répartition du gisement de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc.

Mais les interprétations basées sur le régime hydrodynamique ne sont pas satisfaisantes pour traduire les fortes densités de la cohorte de 1985 dans l'est de la baie (notamment dans la strate 5). Les auteurs cités auparavant signalent que la distribution du stock de géniteurs peut jouer sur la répartition du recrutement dans la mesure où la circulation résiduelle (marée et vent) ne permet pas le transfert des larves sur l'ensemble de la baie. DAO, cité par THOUZEAU et LEHAY (1988), remarque que la délimitation des secteurs les plus riches en 1985 coïncide avec celle des maxima de production pendant la saison de pêche 1985/86.

4.4. La mortalité naturelle de la fin d'hiver.

Les valeurs des coefficients qui apparaissent dans les tableaux 6.13 à 6.16 sont très élevées comparées aux valeurs de la mortalité naturelle fixées pour les évaluations indirectes (M égale à 0,15 ou 0,20).

La comparaison des résultats de 1987 et 1988 révèle l'existence de grandes différences entre les survies des animaux du groupe d'âge 2, notamment dans les strates 4 et 5 à l'est de la baie (tableaux 6.13 à 6.16). Le résultat est peu vraisemblable car il n'y a pas de raison valable d'obtenir en 1988 des taux de survie bien plus faibles dans ces deux strates (sauf si nous admettons l'existence d'une fraude considérable dans la strate 5 où se situe la zone de fermeture de la pêche en 1987/88, mais cette hypothèse n'a pas été vérifiée pour les groupes plus âgés). En fait, les estimateurs rapport sont sensibles aux coefficients de variation de variables du numérateur et dénominateur. Il est donc possible que l'estimation soit affectée par les trop faibles effectifs d'abondance de la cohorte de 1986 notamment dans les strates 4 et 5 (tableau 6.9).

En se référant aux résultats de l'année 1987 (tableaux 6.13 et 6.14), la mortalité semble augmenter du Gr 2 aux groupes d'âge du reliquat de pêche. Ses valeurs élevées sont grossièrement du même ordre de grandeur pour les deux années.

Le problème posé est le suivant :

-> La mortalité naturelle de la fin d'hiver est-elle si forte qu'elle paraît dans les résultats ?

-> Dans le cas d'une réponse affirmative, quelle est la raison du phénomène ? Pourquoi sur des séries suffisamment longues de mesures (1974 - 85) ce phénomène ne semblait pas se produire ?

4.4.1. La vraisemblance de l'estimation obtenue.

Le gisement étudié se prête difficilement à l'estimation de la mortalité de la fin d'hiver. Les inconvénients sont essentiellement liés à : (I) la surexploitation du stock impliquant ainsi l'intervention de plusieurs types de mortalité durant un intervalle de temps donné ; (II) l'incertitude qui règne autour de l'efficacité de la drague notamment vis-à-vis des coquilles mortes (coefficients de variation, biais) et (III) la subjectivité sur la durée réelle de l'intervalle de temps concerné par l'étude des valves : l'instant de manifestation des critères retenus pour déterminer l'"Age" des animaux morts reste imprécis (p.ex. pourquoi une valve propre, encore blanche à l'intérieur et couverte de balanes serait l'effet d'une mortalité du mois de février et non de novembre, etc.).

Il est ainsi difficile de disposer d'une réponse affirmative sur la fiabilité des résultats obtenus. L'inconvénient principal est que le protocole expérimental est surtout axé sur l'évaluation de l'abondance et de la biomasse et non sur celle de la survie. Cela implique que :

I. Il n'existe pas dans ce travail de zones appropriées pour estimer la mortalité non liée à la pêche. Un tel secteur serait éventuellement le cantonnement d'interdiction de la pêche en 1987/88. Toutefois, cette zone ne constitue pas une strate indépendante et a été sous-échantillonnée en 1987 : aucune conclusion ne peut alors être tirée par un simple rapport des effectifs de deux campagnes successives. Il faut cependant signaler que des échantillons réalisés dans la zone de semis du naissain de coquilles Saint-Jacques (secteur des Comtesses : strate 5) où il n'existe vraisemblablement pas de prises commerciales, montrent la présence de fortes valeurs de mortalité de la fin d'hiver. Ce sujet ne pourra avoir une réponse qu'au cours de l'année 1989 : une expérience axée uniquement sur le problème de survie hivernale est mise en route.

II. Un second inconvénient de l'expérience est lié au rôle des valves séparées. Les estimations ne tenant compte que de valves attachées donnent des résultats sensiblement différents : en 1988, DAO (non publié) a, en effet, calculé ainsi la survie sur une partie de points échantillonnés. En corrigeant ses estimations par l'efficacité de la drague nous obtenons des taux approximatifs de survie de 92% pour le Gr 2 et 84% pour les Gr 3 et plus. Le protocole expérimental retenu dans ce travail qui tient compte des valves séparées donne des valeurs sensiblement inférieures. Il est peu raisonnable d'admettre que la séparation d'un grand nombre de valves est due au seul passage du bateau océanographique : celui-ci n'effectue le trait qu'à une faible vitesse (2 noeuds) loin d'endommager en grand nombre les coquilles sur le fond. Toutefois, il est impossible de répondre actuellement sur la provenance des valves détachées.

Malgré tout, l'existence de fortes valeurs de mortalité naturelle à la fin d'hiver ne peut être exclue. Il a déjà été souligné qu'il est difficile de fixer précisément les bornes de l'intervalle critique (celui-ci peut varier entre 4 à 9 mois). Dans l'hypothèse d'une période critique de 4 mois, même les valeurs calculées à partir des seules valves attachées donnent de fortes valeurs de mortalité. Le phénomène ne peut pas donc être entièrement attribué au biais de l'échantillonnage.

4.4.2. Causes probables du phénomène.

Au début des prélèvements en 1986, le décès des animaux a été attribué au froid exceptionnel de février et mars de cette année et au réchauffement très tardif de l'eau de mer. Ce n'était pas d'ailleurs, la première fois qu'une telle hypothèse fut développée en biologie des populations. CRISP (1964) a signalé le froid exceptionnel de l'hiver 1963 comme cause de l'effondrement des divers stocks de coquillages et de crustacés. Pour la coquille Saint-Jacques, PIBOUBES (1974) mentionne l'hiver très rigoureux de 1963 comme cause principale de la quasi-disparition du stock de la rade de Brest.

Au sujet des plus fortes valeurs de mortalité des plus vieux groupes d'âge, BOUCHER et DAO (1990) ont fourni une explication qui repose sur le développement de la gonade de la coquille Saint-Jacques. La reprise de croissance est accompagnée d'une compétition pour l'énergie disponible entre le tissu somatique et gonadique et ce phénomène s'intensifie dès le minimum thermique de l'eau de mer

(situé en baie de Saint-Brieuc entre fin février et mi-mars). Si les conditions du milieu ne sont pas favorables (température très basse ou minimum thermique tardif), ceci se traduit par un affaiblissement de l'animal. COMELY (1974) signale que les variations du poids des gamètes chez Pecten maximus, sur des animaux matures pendant toute l'année, s'établissent inversement au poids du muscle en hiver et en printemps. L'auteur suggère que le matériel de gamétogénèse n'est pas en relation directe avec l'environnement, mais plutôt avec les réserves trophiques de la coquille, notamment du muscle. L'impact des conditions thermiques défavorables serait plus accentué chez les groupes les plus âgés qui ont déjà été matures au moins une fois dans leur vie (c'est-à-dire le groupe d'âge 3 et plus) : dans ce cas, l'énergie demandée par la gonade serait beaucoup plus forte.

Le raisonnement sur les basses températures de 1986 ne pourrait être valable pour 1988 ; les températures hivernales sont restées supérieures à la moyenne de dernières années, mais les valeurs de mortalité sont fortes avec la réserve déjà formulée sur le calcul de l'intervalle de temps.

Des hypothèses complémentaires ont été ensuite développées.

—> La première hypothèse raisonne sur le rôle de causes pathologiques (p.ex. Rickettsiae sp.). DAO (comm. pers.) explique que Rickettsiae sp. est un parasite intracellulaire s'installant dans l'épithélium branchial. Sa présence à des concentrations élevées peut conduire à un éclatement des cellules. Des concentrations ainsi élevées ont été observées sur des animaux du gisement (expérience en cours) : il est alors possible que ce type d'infestation provoque l'affaiblissement puis la mort de l'animal si d'autres facteurs défavorables concourent. Toutefois, cette hypothèse n'a pas encore été confirmée.

—> La seconde hypothèse se base sur l'intervention de causes environnementales. Il est intéressant de commenter ces dernières du fait qu'elles sont invoquées par les professionnels de pêche. Il se dit que la dégradation du milieu, en baie de Saint-Brieuc, depuis plusieurs années est arrivée à un niveau critique à cause d'une grande quantité de débris d'origine terrigène. Cela pourrait avoir des graves conséquences sur le gisement de coquilles Saint-Jacques (les professionnels trouvent dans leurs dragues et chaluts des valves vides en mars et avril et lient ce phénomène aux rejets périodiques des installations d'élevage porcin très développé dans le département des Côtes-d'Armor). Toutefois, cet argument ne peut actuellement désigner un facteur déterminant de dégradation du milieu. A cet égard, BLANCHARD (comm. pers.) souligne que plusieurs facteurs indiquent une détérioration des conditions du milieu (p.ex. développement des algues vertes, Ulva sp.), mais il est délicat de parler affirmativement d'un facteur limitant. Il serait donc prématuré d'avancer dans cette hypothèse d'autant plus que :

-> S'il s'agissait d'une pollution ponctuelle, il n'y aurait pas de raison d'obtenir chez les vieux groupes d'âge de plus fortes mortalités que pour le groupe 2.

-> Une dégradation du milieu se manifesterait par des mortalités beaucoup plus fortes à proximité des côtes. Les échantillonnages des campagnes 1986 à 1988 ne montrent pas cette situation, mais les pêcheurs considèrent que les limites du gisement sont actuellement plus éloignées qu'il y a une dizaine d'années. Toutefois, cet éloignement pourrait aussi être une conséquence de l'effort de chalutage estival qui s'est développé rapidement sur certains secteurs côtiers.

-> La présence de valves vides signalées par les pêcheurs au chalut de fond n'est pas automatiquement un signe de mortalité élevée. Cet engin de pêche balaye la couche superficielle du sédiment et pourrait, en conséquence, capturer plus facilement les coquilles mortes que les vivantes du fait de l'enfoncement léger de ces dernières (paragr. 4.2).

4.4.3. Synthèse.

Les différentes interprétations développées précédemment sont soit des hypothèses sans moyen actuel de vérification soit constituent des sujets d'expériences n'ayant pas encore abouti à des conclusions.

Il est néanmoins plausible que le phénomène est provoqué par la synergie de plusieurs facteurs défavorables tels que des causes pathogènes, des conditions du milieu, le froid exceptionnel de certaines années ou l'affaiblissement potentiel du stock par une exploitation intensive.

L'existence d'une conjonction de plusieurs paramètres pourrait ainsi générer ce phénomène qui ne semble pas être produit sur une longue période avant 1985 - 1986. Pour cette période antérieure il n'existe pratiquement pas de travaux ayant porté sur la survie de la fin d'hiver. Toutefois, les expériences menées sur le cantonnement de semis de coquilles (Comtesses) en 1983 et 1984 sur des animaux d'origine irlandaise n'avaient pas repérées des mortalités anormalement élevées des coquilles indigènes.

4.5. Impact des mortalités sur la gestion de la ressource.

Il est essentiel d'étudier l'impact de l'existence de fortes valeurs de mortalité naturelle, hivernale et printanière, sur le système actuel de gestion de la ressource. Pour aborder ce problème, il convient de s'interroger sur les questions suivantes :

-> Sur l'ensemble de l'année quelle est la perte due à la mortalité naturelle ? Pouvons-nous en avoir une première estimation grossière ? Devons-nous négliger les causes de mortalité indirectement induite par la pêche ?

-> Comment organiser les évaluations des taux de survie ?

-> Le système actuel de gestion est-il adapté ? Faut-il pêcher rapidement les animaux d'une cohorte pour éviter les pertes hivernales ? Faut-il maintenir les bases de conservation de la ressource actuellement en vigueur ?

Ces questions sont abordées et débattues entre IFREMER et les organisations professionnelles au sein du Comité Interprofessionnel des Pectinidés où se réunissent administrateurs, professionnels de pêche et chercheurs.

4.5.1. Estimation de la perte due à la mortalité naturelle.

Une difficulté pour aborder le sujet, vient du fait que certains types de mortalité implicitement intégrées dans les estimations sont indépendantes de l'effort de pêche déployé (mortalité naturelle), d'autres par contre, dépendent du taux d'exploitation d'une année donnée : soit directement ("mortalité par casse", rejets), soit indirectement (fraude estivale).

Dans une première étape, nous avons tenté une comparaison des valeurs des coefficients obtenues (tableaux 6.13 à 6.16) à celles des coefficients moyens sur une année, issus du rapport entre deux groupes d'âge de la même cohorte pour deux campagnes successives (à partir des résultats qui figurent dans les tableaux 6.4, 6.7 et 6.10). Les résultats de cette seconde estimation apparaissent dans le tableau 6.23.

TABLEAU 6.23					
VALEUR MOYENNE DE Z					
GROUPE D'AGE					
INTERVALLE	2	3	4	5+	TOTAL
juin 86 - juin 87	1,063	1,263	1,376	1,406	1,152
juin 87 - juin 88	0,623	0,862	1,018	0,846	0,679

Remarques. (I) Le Gr 6+ ne comprend pas uniquement les individus ayant six ans, mais correspond à un cumul de tous les animaux ayant au moins cet âge. Ainsi, nous n'avons pu déterminer qu'une valeur moyenne de Z de l'année i sur un groupe d'âge fictif, 5 et plus (5+), notée $Z_{i,5}$, comme suit :

$$Z_{i,5} = \frac{\text{Log}[X_{i,5} + X_{i,6}]}{\text{Log}[X_{i+1,6}]}$$

où : $X_{i,5}$ et $X_{i,6}$ = effectifs des groupes d'âge 5 et 6+, respectivement, évalués pendant la campagne de l'année i ;
 $X_{i+1,6}$ = effectif du groupe d'âge 6+ estimé par la campagne de l'année i+1.

(II) Les valeurs concernant les effectifs totaux sont calculées par la méthode de JACKSON (1939) (*in* BERTHOU, 1983 ; DIOP, 1988).

Les valeurs moyennes de Z de l'intervalle de juin 1986 à juin 1987 sont 1,5 à 2 fois supérieures à celles de l'intervalle suivant. Cela est surtout lié à la diminution (division par un facteur deux) de l'effort de pêche réglementaire durant la saison 1987/88. Une deuxième évidence est celle des fortes valeurs de Z, même sur l'année 1987/88 à quota réduit : cela donne encore un indice d'une réduction annuelle élevée du stock.

Les valeurs moyennes de Z ainsi obtenues sont-elles compatibles à celles obtenues lors des campagnes du mois de juin ?

Pour répondre à la question nous supposons que l'intervalle de six mois pour le calcul des mortalités de la fin d'hiver est réaliste. En fait, les témoignages des professionnels et plongeurs et les prospections supplémentaires réalisées pendant la fermeture de la pêche en janvier affirment l'absence de coquilles mortes avant ce mois.

Les Z globaux du tableau 6.23 sont composés de quatre coefficients instantanés de mortalité totale (fig. 6.8) : (I) entre juin et le début de la saison de pêche, désigné par Z_1 ; (II) au cours de la saison de pêche et avant l'influence des causes de mortalité hivernale (avant le 1er janvier), présenté par

Z_2 ; (III) pendant la saison de pêche et sous l'influence des causes de mortalité hivernale, écrit Z_3 et (IV) entre la fin de la saison et le mois de juin suivant, indiqué par Z_4 . Par simplification, considérons que tous les quatre intervalles correspondant aux coefficients instantanés sont égaux à trois mois.

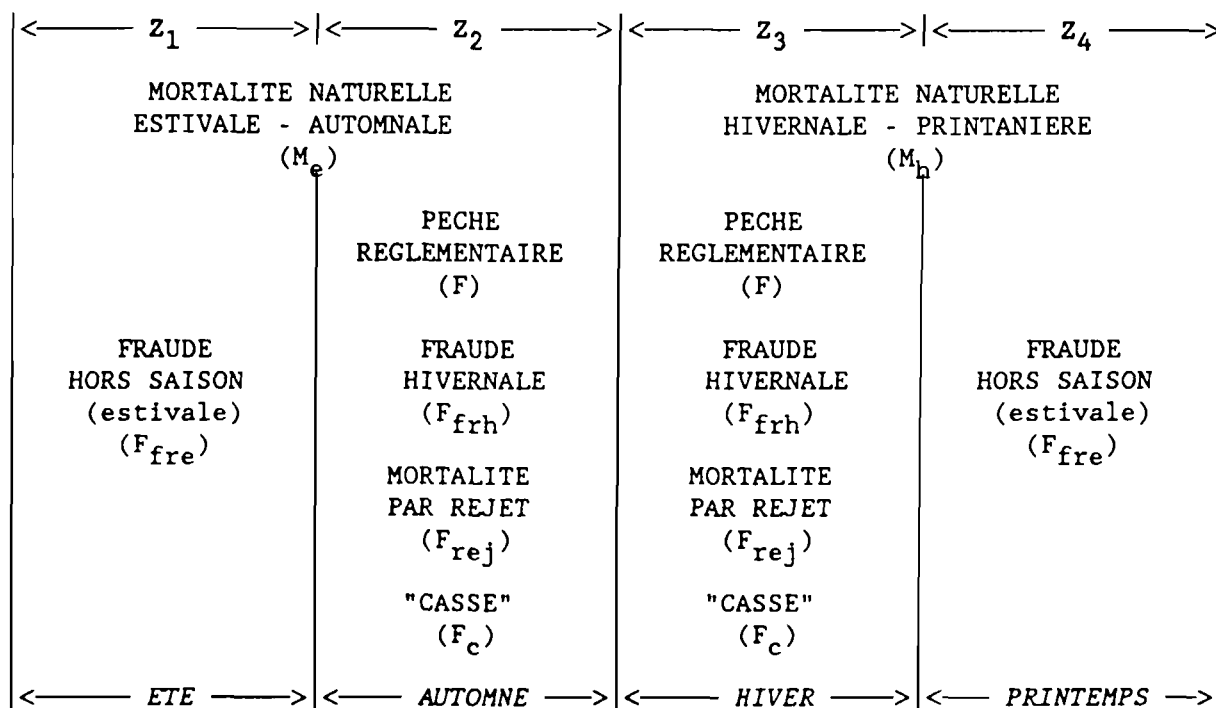


Figure 6.8. Illustration selon la saison des différentes composantes du coefficient instantané de mortalité totale.

En résumé, nous pouvons écrire :

$$\exp(-Z) = \exp\left(-\sum_{i=1}^4 Z_i/4\right)$$

$$Z_1 = M_e + F_{fre} \quad (\text{intervalle approximatif : juin à septembre})$$

$$Z_2 = M_e + F + F_{rej} + F_c + F_{frh} \quad (\text{septembre à décembre})$$

$$Z_3 = M_h + F' + F'_{rej} + F'_c + F'_{frh} \quad (\text{janvier à mars})$$

$$Z_4 = M_h + F'_{fre} \quad (\text{avril à juin})$$

avec les coefficients instantanés de :

M_e - mortalité naturelle estivale et automnale ; M_h - mortalité naturelle hivernale et printanière ; F_{fre} et F'_{fre} - mortalités par pêche frauduleuse des étés i et $i+1$ respectivement ; F et F' - mortalités par pêche réglementaire avant et après le 1er janvier ; F_{rej} et F'_{rej} - mortalités par rejets avant et après le 1er janvier ; F_c et F'_c - mortalités "par casse" avant et après le 1er janvier ; F_{frh} et F'_{frh} - mortalité par fraude durant la saison de pêche (avant et après le 1er janvier).

Par simplification, nous pouvons admettre la constance des mortalités liées à l'effort pendant la saison de pêche. Donc :

$$F = F' ; F_{rej} = F'_{rej} ; F_c = F'_c ; F_{frh} = F'_{frh}$$

A l'aide de ces précisions, nous avons :

$$Z = 0,5.(M_e + M_h) + 0,5.(F + F_{rej} + F_c + F_{frh}) + 0,25.(F_{fre} + F'_{fre})$$

Les quatre mortalités dépendant directement du taux d'exploitation peuvent être exprimées en fonction de l'effort de pêche. Cela amène à écrire :

$$Z = 0,5.(M_e + M_h) + 0,25.(F_{fre} + F'_{fre}) + \Psi(f)$$

avec : Ψ = fonction ; f = effort de pêche.

Prenons en considération le cas le plus simple : la mortalité durant la saison de pêche est une fonction linéaire de l'effort, soit : $\Psi(f) = q.f$ ($q=ct$). Cela n'est vraisemblablement pas le cas pour les groupes d'âge 2 et 3 (cf. chapitres 4 et 5), mais le raisonnement sur tous les groupes confondus rend l'hypothèse plus réaliste.

Sur les deux intervalles considérés (juin '86 à juin '87 ; juin '87 à juin '88), nous obtenons finalement :

$$Z_1 = 0,5.(M_e + M_h) + 0,25.(F_{fre1} + F'_{fre1}) + q.f_1$$

$$Z_2 = 0,5.(M_e + M_h) + 0,25.(F_{fre2} + F'_{fre2}) + q.f_2$$

Dans ce couple d'équations nous pouvons remarquer que $F'_{fre1} = F_{fre2}$ car il s'agit de la fraude estivale exercée pendant le même été. Il y a, par conséquent, un système de deux équations à excès du nombre d'inconnues (cinq) même en connaissant les valeurs de Z_1 , Z_2 et f_1 , f_2 .

Il est possible de réduire le nombre d'inconnues à deux en développant des hypothèses sur les valeurs de coefficients instantanés de fraude estivale pour les trois étés successifs (1986 à 1988). Ces valeurs ne devraient pas varier considérablement d'une année à l'autre et se situeraient à de niveaux plutôt bas (en l'absence de recrutement exceptionnel pendant les trois années et de fluctuations remarquables du prix des ventes des coquilles à la criée ; cf. chapitres 2 et 3). En attribuant arbitrairement des valeurs de 0 à 0,2 à ces valeurs et en tenant compte de toutes les combinaisons possibles, nous arrivons à donner une plage de variation du coefficient moyen de mortalité naturelle (égal à $0,5.(M_e + M_h)$) ainsi que de la perte en % sur l'ensemble de l'année (tableau 6.24).

TABLEAU 6.24		
MORTALITE NATURELLE SELON LA SIMULATION		
	<i>M</i> moyen	perte d'animaux
HYPOTHESE BASSE	0,20	18 %
HYPOTHESE HAUTE	0,39	33 %

Ces valeurs de mortalité naturelle globale sur l'année ne contredisent pas celles obtenues lors des campagnes. Elles peuvent, en plus, être considérées comme compatibles aux valeurs fixées lors des évaluations indirectes. Elles concordent

avec les connaissances générales sur la biologie de l'espèce en l'absence d'exploitation.

4.5.2. Mesures pour le suivi de la mortalité naturelle.

Les valeurs moyennes de M estimées précédemment, bien que théoriques, sont intéressantes du point de vue de la gestion car englobent une information concernant l'ensemble de l'année.

En effet, le biologiste des pêches collecte des informations moyennes sur l'ensemble d'une année. Sa préoccupation est la proposition des mesures pour la gestion rationnelle de la ressource, ce qui le conduit à s'intéresser à l'existence d'étapes critiques dans le cycle annuel de la biologie de l'espèce cible. Toutefois, il ne doit pas bouleverser sans raison confirmée le système établi. Notamment s'il n'y a pas eu de réponse affirmative sur l'éventualité d'une période critique et lorsque la polyvalence des activités d'exploitation semble être mise en cause comme en baie de Saint-Brieuc (mauvaises années pour les araignées et les seiches, inexistence de structures pour l'absorption de petits bivalves, etc.).

Il faut pourtant souligner que l'éventualité de fortes valeurs de mortalité naturelle en hiver et en printemps n'est pas impossible et qu'une valeur théorique de M moyen égale à 0,4 (hypothèse haute du tableau 6.24) serait suffisamment forte pour mériter une attention particulière. Il convient, donc, de déterminer un protocole expérimental bien précis pour améliorer la fiabilité de l'évaluation des taux de survie. Pour cela il faudrait :

Au niveau scientifique :

(I) Organiser des campagnes supplémentaires d'évaluation de la survie par groupe d'âge (septembre - décembre - mars) pour couvrir l'ensemble des différentes situations de mortalité totale pouvant se produire sur le stock. Le plan doit être stratifié selon les critères actuels.

(II) Approfondir l'étude de la détermination de l'âge des colonies se formant sur les valves de coquilles mortes.

(III) Obtenir une idée comparative sur l'efficacité d'un chalut de fond équipé et dépourvu de son filtre (matériel prévu par réglementation pour éviter de retenir les coquilles Saint-Jacques). Celle-ci a été estimée au cours de l'année 1991 à un niveau de 10 % environ (HAMON et al., 1991).

Au niveau administratif :

(IV) Envisager l'instauration des systèmes de contrôle de l'activité chalutière estivale (jusqu'ici inexistant).

4.5.3. Revue critique du système de gestion en vigueur.

Il est intéressant de rappeler les gains en terme de biomasse du groupe d'âge 3 apportés par la réduction efficace du quota et par la fermeture de la zone de pêche du Petit Léjon en 1987/88. Même en admettant l'existence de périodes critiques, le report des biomasses du groupe 2 en 3 peut être bénéfique même sous des conditions défavorables ; ce report ne doit bien sûr être effectué qu'en

l'absence de vieux groupes d'âge abondants et de recrutement pouvant assurer un niveau de pêche économiquement rentable.

Par contre, le report du groupe d'âge 3 en 4 représente une perte en terme de tonnage exploité. C'est la situation rencontrée pendant la saison de pêche 1988/89 : l'essentiel de la ressource de cette année était représenté par le groupe 3 (car les plus vieux groupes d'âge se trouvent à des faibles abondances) et la cohorte née en 1986 était squelettique. Sur ce point, il est essentiel de préciser que :

-> Le report de la pêche de trois à quatre ans n'est pas profitable du point de vue de production. Il y aurait certainement une perte due à la mortalité naturelle (même avec de faibles valeurs de cette dernière) car l'âge critique (âge de biomasse maximale) serait dépassé : celui-ci varie entre 2,5 à 3,5 ans en présence d'un taux d'exploitation moyen de l'ordre de celui des années 1979 - 85 (pouvant aller jusqu'à 4 à 4,5 ans en cas d'absence totale d'exploitation).

-> A l'opposé, le report peut être intéressant du point de vue de la fécondité potentielle du stock. Il y aurait une perte en biomasse totale du stock, mais en terme de production d'oeufs X biomasse totale il serait possible d'avoir encore un bénéfice. En effet, l'âge de la fécondité potentielle maximale à l'équilibre varie de 3,5 à 4,5 ans en cas d'un taux d'exploitation moyen défini comme précédemment (et entre 4,5 et 5 ans sur un stock supposé vierge).

Toutefois, une forte fécondité potentielle de la population ne signifie pas forcément qu'il y aura un recrutement abondant. D'autres facteurs externes peuvent intervenir (chapitre 8). Le contraire est pourtant toujours valable : un stock de géniteurs à très faible biomasse ne donnera qu'un mauvais recrutement.

5. CONCLUSION.

Le système de campagnes d'évaluation directe instauré depuis 1974 a été entièrement revu, grâce au progrès apporté à partir de 1984 par l'utilisation de la caméra sous-marine et aux améliorations du protocole d'échantillonnage et du traitement des données à partir de 1986. Il offre une première possibilité d'estimation fiable du recrutement et vérifie l'état des groupes d'âge déjà exploités bien plus rapidement que les modèles d'évaluations indirectes développés à partir des analyses des cohortes. Les résultats obtenus permettent ensuite d'avancer des propositions sur la campagne de pêche suivante. Ceux-ci sont discutés lors de l'élaboration du quota annuel de pêche au Comité Interprofessionnel de la coquille Saint-Jacques.

Malgré un nombre de prélèvements non négligeable, les estimations restent encore assez imprécises. L'amélioration des estimations ne doit pas être recherchée dans une redéfinition de strates plus homogènes ou dans une augmentation du nombre de stations échantillonnées. Par contre, un travail sur l'efficacité de la drague en fonction de la nature du sédiment devrait apporter un progrès remarquable.

Le système actuel de gestion est remis en question. Cela est dû en partie à l'existence probable de fortes valeurs de mortalité naturelle apparente en fin d'hiver. Les résultats sur le taux de survie vont très probablement dans ce sens. Il est pourtant encore impossible d'acquérir une idée précise sur les valeurs de la mortalité naturelle et cela pour plusieurs raisons (imprécision sur l'intervalle critique, mise en jeu de plusieurs types de mortalité sur une même

période). Pour améliorer ces estimations, il faudrait s'orienter vers une répétition régulière de campagnes d'évaluation de la survie ainsi que vers une étude et une réduction de la pêche non réglementaire notamment estivale.

Le maintien de la mortalité naturelle à des niveaux élevés n'a pas été constaté sur l'ensemble de l'année calendaire. Le système actuel de gestion doit être retenu dans ses principes actuels. Toutefois, la variabilité du recrutement reste toujours facteur inconnu. Pour étendre la plage de validité du système de gestion à court terme il faudrait combiner les informations apportées par les campagnes d'évaluation à d'autres sources comme l'application des modèles basés sur l'analyse des cohortes et la mise en oeuvre d'un modèle de prévision du recrutement en fonction du stock parental et d'autres facteurs externes.

CHAPITRE 7 :

**L'ETUDE DE LA CROISSANCE.
VARIABILITE TEMPORELLE ET SPATIALE.**

SOMMAIRE.

	page
1. <u>INTRODUCTION.</u>	273
2. <u>MATERIELS ET METHODES.</u>	273
2.1. Collecte des données.	273
2.2. Détermination de l'âge et principes généraux.	273
2.3. Comparaison des mesures instantanées de la croissance.	275
2.4. La relation allométrique hauteur/poids.	276
2.4.1. Généralités.	276
2.4.2. Les estimateurs et leurs variances. Tests statistiques.	277
2.5. Le modèle de croissance de Von Bertalanffy.	279
2.6. Le modèle de croissance à modulation saisonnière.	280
2.7. Comparaison des équations de croissance des différentes strates.	281
2.7.1. Les ellipses de confiance.	281
2.7.2. La méthode de BERNARD (1981).	282
3. <u>RESULTATS.</u>	282
3.1. Comparaison des tailles moyennes.	282
3.1.1. Comparaison des tailles moyennes selon les années.	283
3.1.2. Comparaison des tailles moyennes selon les strates.	285
3.2. L'allométrie hauteur/poids.	287
3.3. Le modèle de croissance sans modulation saisonnière.	292
3.4. Le modèle de croissance avec modulation saisonnière.	298
3.5. La comparaison des équations de croissance par strate.	305
3.5.1. Les ellipses de confiance.	305
3.5.2. La méthode de BERNARD.	306

	page
4. <u>DISCUSSION</u> .	308
4.1. Comparaison des tailles moyennes.	308
4.1.1. La variabilité temporelle.	308
4.1.2. La variabilité spatiale.	309
4.1.2.1. Les inconvénients des comparaisons.	309
4.1.2.2. Les tests statistiques.	310
4.1.2.3. Interprétation.	312
4.2. Les modèles de croissance.	313
4.2.1. Equations sans modulation saisonnière.	313
4.2.2. Equations avec modulation saisonnière.	314
4.2.3. Le rétrocalcul sur les anneaux hivernaux	315
4.2.4. La comparaison des strates.	316
4.3. Impact sur la gestion de la ressource.	318
5. <u>CONCLUSION</u> .	320

1. INTRODUCTION.

La croissance en hauteur de la coquille St-Jacques a été considérée dans ce travail comme une donnée connue, dont ANTOINE (1979) avait fait une revue complète et proposé des valeurs des paramètres. De même VERON (1979) a repris la croissance pondérale à la lumière des données de l'ISTPM et du CNEXO ; les paramètres estimés à partir du travail de ce dernier ont été injectés dans les modèles d'évaluation indirecte.

Cette simplification suppose cependant que cette caractéristique biologique ne subisse de dérive d'une année à l'autre.

Dans ce travail, des données par secteur géographique (strate) ont été collectées. L'étude présentée par la suite, consiste à examiner la variabilité spatiale de la croissance des animaux et à discuter l'intérêt d'une gestion spatiale si d'éventuelles hétérogénéités suggéraient un gain notable de production sur certaines zones privilégiées. Par contre, la causalité de cette variabilité n'est pas abordée.

2. MATERIELS ET METHODES.

2.1. Collecte des données.

Les données collectées sont de deux origines différentes : (I) données des mensurations effectuées lors des campagnes d'évaluation directe en juin 1985 à 1987 et (II) données recueillies à bord des navires de pêche ("ROUTE DU RHUM" et "JEREMY") en octobre et novembre 1987.

Pour la comparaison entre secteurs, la stratification retenue est identique à celle des campagnes d'évaluation directe (cf. chapitre 6). Les six strates géographiques sont présentées dans la figure 7.1. L'engin de pêche utilisé a été une drague à volet à maillage de 50 mm, exception faite lors de la sortie à bord du "JEREMY", réalisée pendant la saison de pêche où la drague de prélèvement était de type commercial (maillage de 85 mm).

2.2. Détermination de l'âge et principes généraux.

Les principes généraux de la détermination de l'âge de la coquille St-Jacques briochine ont été abordés dans le chapitre 1. Il est utile de les rappeler brièvement.

La lecture de l'âge de la coquille St-Jacques peut être effectuée directement sur la partie extérieure des valves (MASON, 1957 ; BUESTEL et LAUREC, 1976). Pour le gisement étudié ici, l'opération est particulièrement aisée grâce au ralentissement hivernal de la croissance, correspondant à un arrêt presque complet bien marqué par un anneau sur la coquille (ANTOINE, 1979) et grâce au fait que l'animal se reproduit uniquement en été ce qui minimise le risque de confondre les anneaux hivernaux et ceux liés à la reproduction.

Par simplification, la date de naissance de l'animal est fixée au 1er juillet. Le 1er janvier est retenu comme date conventionnelle de formation de l'anneau hivernal. Cela signifie qu'un individu âgé de six mois forme son premier anneau, à dix-huit mois (1,5 ans) son second anneau, etc.

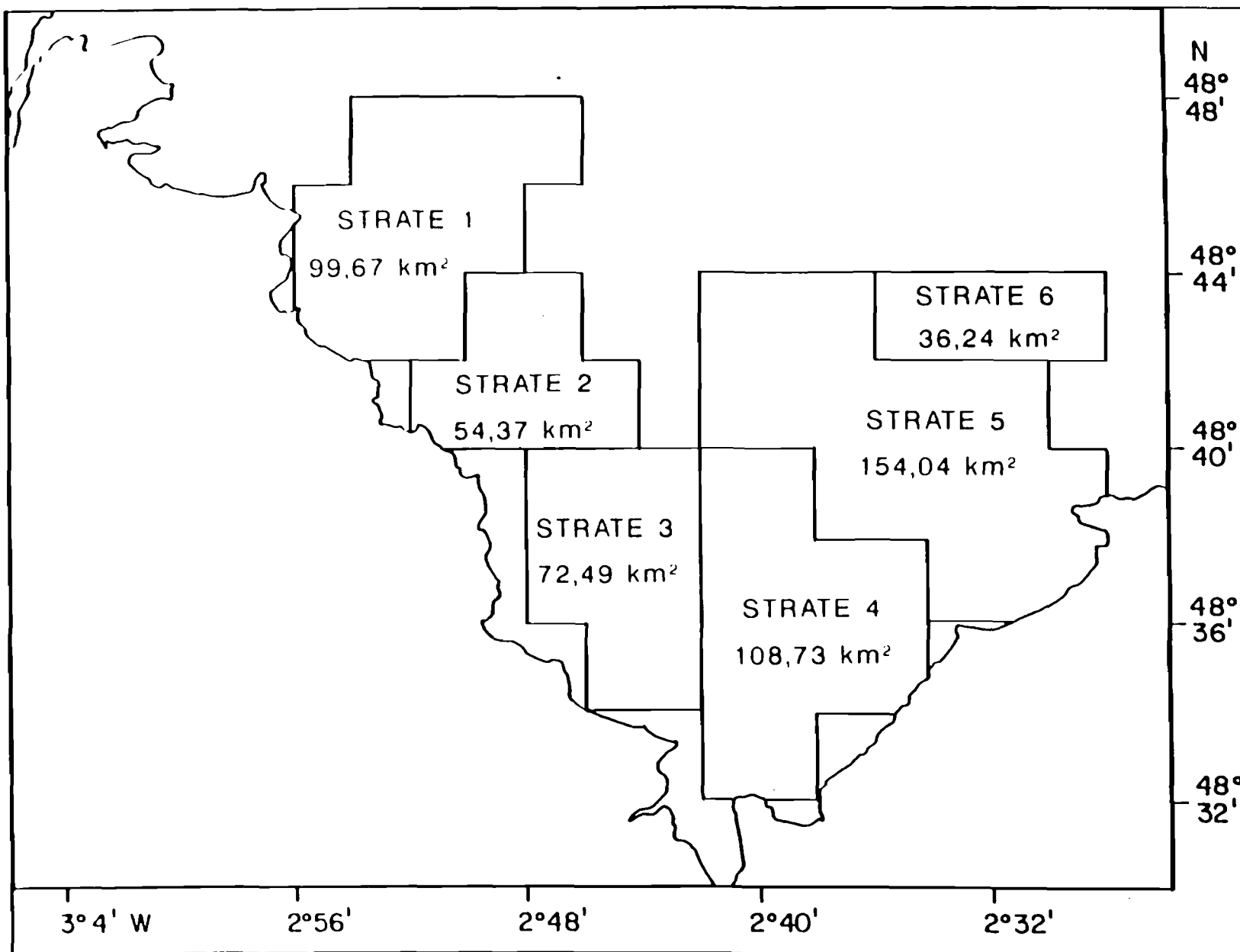


Figure 7.1. Localisation des six strates géographiques en baie de Saint-Brieuc.

Seules les coquilles St-Jacques ayant un âge supérieur à 1,5 ans seront prises en compte. Les plus jeunes individus ne sont pas retenus pour deux raisons:

(I) La sélectivité de la drague à maillage de 50 mm peut être considérée comme pratiquement négligeable pour les animaux âgés de 2 ou 3 ans. Par contre, elle est loin d'être insignifiante pour les individus d'un an.

(II) En incorporant dans les mesures le premier anneau il est possible d'introduire un biais (ANTOINE, 1979) ; le premier anneau hivernal est loin d'être exempt de subjectivité de la part de l'expérimentateur parce qu'il n'est pas toujours bien visible.

De plus, selon DAO (comm. pers.), sa prise en compte amènerait à ne pas pouvoir négliger la différence éventuelle entre dates de naissance des animaux issus de pontes précoces ou tardives : cela est vrai même dans le cas du gisement de la baie de St-Brieuc caractérisé par une succession peu étalée de pontes dans l'année.

Les données recueillies ont permis de : (I) comparer, pour un âge donné, des mesures instantanées de la croissance telles que les hauteurs totales et les tailles aux anneaux hivernaux : cela dans le sens spatial (six strates) et temporel (années 1985 à 1987) ; (II) étudier les relations allométriques notamment celle entre la hauteur totale et le poids de l'animal, particulièrement intéressante pour les modèles de production pondérale et (III) établir des modèles de croissance en hauteur pour chaque strate et procéder à des comparaisons.

2.3. Comparaison des mesures instantanées de la croissance.

L'étude de la variabilité temporelle se base uniquement sur les données recueillies lors des campagnes d'évaluation directe ; la comparaison de différentes années est faite sur (I) les tailles moyennes au second anneau hivernal (âge : 1,5 ans) et (II) sur les hauteurs totales moyennes (mentionnées par la suite, par abréviation, comme "hauteurs") à l'âge de 2 ans.

L'étude de la variabilité spatiale ne porte que sur les échantillons de 1987 (des prospections du mois de juin et des données obtenues à bord des navires de pêche commerciale, en octobre et novembre) ; la comparaison des strates se réfère à (I) la taille au second et troisième anneau hivernal et à (II) la hauteur totale des animaux âgés de 2 et 3 ans.

Nous avons procédé à une analyse de variance à un critère de classification en établissant au départ une hypothèse nulle (H_0) : "égalité des tailles moyennes (hauteurs aux anneaux ou hauteurs totales) sur l'ensemble des strates". Pour cela, il s'est avéré nécessaire de tester préalablement l'homogénéité des variances et la conformité à une distribution normale par un test de BARTLETT (in SCHERRER, 1983a).

Dans le cas d'un rejet de H_0 de l'analyse de variance, nous avons poursuivi la comparaison grâce à un test H.S.D. de TUKEY (in SCHERRER, 1983a).

D'autre part, dans la mesure où les conditions ne sont pas conformes à une analyse de variance (hétérogénéité des variances ou distributions s'écartant de la normalité ; nombre de séries de mesures comparées inférieur à 3), un test t de STUDENT modifié (SCHERRER, 1983a), de comparaison des strates (ou années) deux par

deux, a été effectué. Les principes de la réalisation des tests statistiques figurent dans l'annexe IX.

2.4. La relation allométrique hauteur/poids.

2.4.1. Généralités.

Parmi les diverses relations allométriques décrites par des fonctions puissance : $y = a \cdot x^b$ (TEISSIER, 1948), deux sont le plus souvent utilisées pour la coquille St-Jacques :

(I) *La relation entre hauteur et longueur de l'animal* : elle intéresse dans la mesure où la longueur (axe antéro-postérieur) est la dimension commerciale retenue pour la fixation de la taille de lère capture.

(II) *La relation entre hauteur et poids total* : elle est nécessaire pour établir des modèles structuraux en dynamique des populations exploitées. De plus, selon TEISSIER (1948), elle peut, disposant de mesures systématiques dans l'année, être utilisée afin d'étudier les étapes successives à la biologie et la physiologie de l'animal au cours de sa croissance à l'aide de différents coefficients de condition (FREON *in* GAERTNER, 1985).

Sur la coquille St-Jacques, une étude détaillée de plusieurs relations allométriques comportant une comparaison de divers gisements a été faite par ANTOINE (1979). Dans ce travail, seule la relation entre hauteur et poids total est étudiée. La comparaison des diverses périodes de l'année n'a pas été permise car les poids ont été mesurés uniquement en automne et surtout avant l'ouverture de la saison de pêche 1987/88.

La relation allométrique est souvent ajustée selon un modèle linéaire après transformation logarithmique des variables originelles. D'après RICKER (1979), cette transformation amène à stabiliser la variance résiduelle qui présenterait, sinon, la tendance à croître selon la variable des X.

La part inexpliquée de la variance totale peut provenir des erreurs des mensurations, mais aussi de la variabilité biologique du matériel étudié (GROS, 1979). Pour cette raison, il a été longtemps considéré dans les problèmes d'allométrie, qu'il serait plus prudent de minimiser la somme des carrés des écarts résiduels sur les deux axes X et Y à l'aide d'un *axe majeur réduit* ("droite des moindres rectangles" ou "droite de TEISSIER"), au lieu de procéder à des *régressions prédictrices de Y en X (ou de X en Y)* (RICKER, 1973). Cependant, certains auteurs (JOLICOEUR, 1975 ; KUHRÝ et MARCUS, 1977) ont critiqué l'usage de l'axe majeur réduit en raison notamment de sa propriété d'avoir une pente indépendante du coefficient de corrélation (r), alors que l'écart type de celle-ci dépend justement de la valeur de r. La tendance actuelle est l'abandon progressif de l'axe majeur réduit au profit des régressions prédictrices qui permettent, de plus, de disposer une batterie plus riche de tests de comparaison statistique (ANTOINE, 1979).

Toute la problématique exposée jusqu'ici raisonnait sur des variables, explicative et expliquée, obtenues après transformation logarithmique des variables originelles. Cette démarche a fait également l'objet des critiques et, pour plusieurs raisons, il est, de plus en plus, recommandé de procéder à des ajustements non linéaires sans transformation des variables originelles (TOMASSONE

et a1., 1983). En outre, une transformation logarithmique comporte deux points discutables :

(I) Elle amène à travailler sur les moyennes géométriques des variables, plutôt que sur leurs moyennes arithmétiques ce qui revient à accorder un poids supérieur aux plus faibles valeurs des X et Y.

(II) Les variances des variables transformées sont toujours inférieures à leurs espérances mathématiques ; c'est-à-dire, quelle que soit la nature des distributions des variables de départ, la transformation logarithmique impose une sous-dispersion. De cette manière, la stabilisation de la variance résiduelle, évoquée par RICKER, serait, en grande partie, imputable à un artefact de calcul qui ne résoudrait aucunement le problème puisque les coefficients du modèle, estimés après transformation, seraient, de toute façon, utilisés dans le modèle initial sans transformation.

Si on admet que la transformation des variables originelles a grandement facilité la tâche par le passé, aujourd'hui, avec les moyens informatiques disponibles, il est envisageable de choisir l'option des ajustements sans transformation. Cette dernière voie a été retenue dans ce document.

2.4.2. Les estimateurs et leurs variances. Tests statistiques.

Si la relation de départ est du type :

$$W = \alpha \cdot L^\beta + \xi \quad (7.1)$$

(avec : W = poids (en g) ; L = hauteur (en mm) et ξ = résidu inexplicé)

les coefficients du modèle, α et β , sont estimés par a et b respectivement, en minimisant la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) à l'aide de la méthode de RAPHSON-NEWTON :

$$SCE = \sum_{i=1}^n [W_i - \alpha \cdot L_i^\beta]^2 \quad (7.2)$$

(avec : n = nombre de couples de valeurs (L_i, W_i)).

Une fois l'ajustement effectué, il est intéressant, d'un point de vue halieutique, d'examiner si la relation obtenue peut être assimilée à une isométrie ou non ($\beta = 3$), ce qui faciliterait grandement la modélisation de la production et de la fécondité de la pêcherie (GULLAND, 1969 ; cf. chapitre 1). Pour ce faire deux types de tests statistiques sont réalisés :

(I) Le premier test fait appel à une distribution t de STUDENT. Il est supposé que l'exposant β suit une t-distribution (soit, une loi normale si le nombre de couples de valeurs devient grand). On teste ainsi l'hypothèse nulle H_0 : " $\beta = 3$ " contre l'hypothèse alternative H_1 : " $\beta \neq 3$ ", au moyen de l'expression :

$$t_{\text{obs}} = \left| \frac{b - 3}{s_b} \right| \quad (7.3)$$

avec : b = estimateur de l'exposant β ; s_b = estimateur de l'écart type σ_β .

qui sera comparée à la valeur théorique $t_{(1-\alpha/2 ; n-2)}$ (où : α = seuil d'erreur de lère espèce (fixé ici à 0,95)).

L'ajustement non linéaire ne calculant pas directement l'écart type de l'exposant b , celui-ci sera estimé par un développement hessien autorisant d'obtenir la matrice des variances-covariances des paramètres ; ce principe a été également employé par LIN (1987).

La matrice des variances-covariances est obtenue grâce à la relation :

$$[M] = s^2 \cdot [I]^{-1} \quad (7.4)$$

où :

$[M]$ = matrice de variance-covariance ;

$[I]^{-1}$ = inverse de la matrice d'information ;

s^2 = somme des carrés des écarts résiduels moyens de l'équation ajustée.

Afin de calculer la matrice d'information $[I]$, il faut dériver l'équation (7.1) par rapport à ses deux coefficients (α et β). Cette opération fournit une matrice $[Z]$ de n lignes (n = nombre de couples (L_i, W_i)) et deux colonnes, telle que :

$$[Z] = \begin{bmatrix} \frac{\partial W_1}{\partial \alpha} & \frac{\partial W_1}{\partial \beta} \\ \frac{\partial W_2}{\partial \alpha} & \frac{\partial W_2}{\partial \beta} \\ \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot \\ \frac{\partial W_n}{\partial \alpha} & \frac{\partial L_n}{\partial \beta} \end{bmatrix} \quad (7.5)$$

La matrice d'information (dimensions (2×2)) s'obtient ensuite par pré-multiplication de la matrice $[Z]$ par sa transposée :

$$[I] = [Z]' \cdot [Z] \quad (7.6)$$

(II) Le deuxième test fait appel à une distribution F de FISHER-SNEDECOR. Il est évident que l'ajustement selon une allométrie, comportant deux paramètres α et β , contribue à la diminution de la SCE par rapport à une isométrie qui raisonne sur un seul paramètre. Il reste à savoir si cette diminution est significative ; dans le cas contraire, il serait convenable de maintenir l'option de l'isométrie.

Le test est effectué à l'aide de l'expression :

$$F_{\text{obs}} = \frac{\frac{\text{SCE}(1) - \text{SCE}(2)}{\text{ddl}(1) - \text{ddl}(2)}}{\frac{\text{SCE}(2)}{\text{ddl}(2)}} \quad (7.7)$$

avec :

SCE(1) et SCE(2) = somme des carrés des écarts résiduels dans le cas de l'isométrie ($W = a.L^3$) et de l'allométrie ($W = \alpha.L^\beta$), respectivement.

ddl(1) et ddl(2) = nombre de degrés de liberté dans les deux cas (en règle générale, cette quantité est égale au nombre de couples d'observations moins le nombre de paramètres du modèle, c'est-à-dire : ddl(1) = n-1 et ddl(2) = n-2).

Cette quantité sera comparée à la valeur théorique $F(\alpha ; \text{ddl}(1) - \text{ddl}(2) ; \text{ddl}(2))$. Le seuil d'erreur de lère espèce α est fixé à 0,05.

2.5. Le modèle de croissance de Von Bertalanffy.

Pour établir un modèle de croissance, l'équation de Von Bertalanffy est empruntée :

$$L_i = L_\infty \cdot [1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0))] + \xi_i \quad (7.8)$$

avec :

L_i = hauteur de la coquille ; t_i = âge exprimé en années ; L_∞ = hauteur asymptotique maximale ; k = constante liée à la rapidité de croissance ; t_0 = paramètre de calage temporel (où $L_i = 0$) ; ξ_i = résidu inexpliqué additif.

Le raisonnement de Von Bertalanffy était basé sur des considérations physiologiques ; l'auteur a fondé sa théorie sur le bilan regroupant anabolisme et catabolisme de l'animal. De ce fait, certains auteurs (KRUGER *in* LAUREC et LE GUEN, 1981) ont défendu la signification biologique de L_∞ et k . Toutefois, il ne faut pas perdre de vue que k et L_∞ sont avant tout des supports mathématiques dont la signification biologique est difficile à démontrer en raison, en plus, de la forte anti-corrélation entre eux (LE GUEN, 1971 ; GIRARDIN, 1981).

La validité de l'équation de Von Bertalanffy a été souvent mise en cause comme par HANCOCK (1975) pour les crustacés. D'autres fonctions telles que des courbes logistiques (EDWARDS et AVTGES, 1982) ont été également proposées. Cependant, en dynamique des populations exploitées, cette équation a été habituellement préférée à celle de Gompertz ; DAGET et LE GUEN (1975) notent, à cet égard, que la courbe de Gompertz paraît plus avantageuse d'un point de vue théorique, mais celle de Von Bertalanffy est représentée par une fonction mathématique plus simple qui peut être incorporée à des équations de production plus faciles à intégrer. Il nous a ainsi paru plus avantageux, conformément aux remarques de GAERTNER (1985), de la maintenir.

Les paramètres du modèle ont été estimés pour chaque strate à partir des données obtenues uniquement au cours de l'année 1987. L'ajustement a été fait par le programme CROBER écrit en langage FORTRAN 77 selon les travaux du groupe C.I.E.M.(1979) et adapté par MESNIL. Ce programme permet l'estimation des k , L_{∞} , t_0 par une méthode de NEWTON en minimisant la somme des carrés des écarts résiduels :

$$\sum_{i=1}^n \left[L_i - L_{\infty} \cdot (1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0))) \right]^2 \quad (7.9)$$

(n = nombre de couples t_i, L_i)

Ce programme fournit également les matrices des variances-covariances et des corrélations. L'ajustement a été fait sans pondération par groupe d'âge.

Pour les ajustements sur la totalité des strates, nous avons ainsi procédé à un rétrocalcul et chaque animal a fourni autant de mesures que le nombre de ces anneaux hivernaux ainsi que sa hauteur totale au moment qu'il a été capturé.

Un individu d'un groupe d'âge i fournit ainsi i mesures ($i-1$ tailles aux anneaux hivernaux, du second jusqu'au i -ème, ainsi que sa hauteur totale).

2.6. Le modèle de croissance à modulation saisonnière.

L'équation classique de Von Bertalanffy tient compte d'une tendance moyenne sur une année. Cette démarche ne serait, peut-être, pas suffisante pour le stock étudié dans la mesure où les intervalles entre mesures sont inférieurs à un an. Pour introduire la variabilité intra-annuelle dans une fonction de croissance, BUESTEL et LAUREC (1976), ANTOINE et al. (1979) ont fait appel à la notion du temps interne qui ne s'écoulerait pas, à l'intérieur d'une année, à une vitesse constante par rapport au temps externe.

Ce raisonnement a conduit à une modification de l'équation de Von Bertalanffy ; une fonction sinusoidale décrivant les oscillations intra-annuelles est ainsi obtenue (GASCHUTZ et al., 1980 ; MENESGUEN et al., 1984) :

$$L_i - L_{\infty} \cdot \left[1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0)) + \frac{Ck}{2\pi} \cdot \sin(2\pi \cdot (t_i - t_s)) \right] + \xi_i \quad (7.10)$$

avec :

C = constante d'intensité de la modulation saisonnière ($0 \leq C \leq 1$) ; t_s = Age théorique du début de la phase oscillatoire.

Suivant la démarche de GAERTNER (1985), la première étape consiste à ajuster les résidus inexpliqués issus du modèle classique au moyen d'une régression linéaire composée de sinus et de cosinus, soit :

$$\xi_i = C_0 + C_1 \cdot \sin(2\pi t_i) + C_2 \cdot \cos(2\pi t_i) \quad (7.11)$$

(où : C_0, C_1, C_2 = constantes).

L'analyse de variance par rapport à $F(\alpha; 2; n-3)$ (avec : α = seuil d'erreur de 1ère espèce et 2, $n-3$ = nombres de degrés de liberté du numérateur et dénominateur), permet de tester la nécessité d'introduire des paramètres de modulation saisonnière dans le modèle de Von Bertalanffy.

Si les résidus présentent une rythmicité, le modèle sinusoidal peut être retenu. Comme cela est fait par LIN (1987) sur Pleuronectes platessa (L.), l'ajustement de ce dernier est souvent réalisé par une régression multiple linéaire après transformation logarithmique ; toutefois, cette méthode comporte des inconvénients : (I) il faudrait que L_∞ soit supérieure à L_{\max} (taille maximale observée) pour pouvoir procéder à une transformation logarithmique ; (II) une transformation amènerait à une modification de l'allure de distribution des résidus. Pour contourner ces difficultés, l'estimation des paramètres a été faite sur les données brutes par le programme SIMP (écrit en FORTRAN 77) utilisant l'algorithme de SIMPLEX (NELDER et MEAD, 1965). Le résultat de cette opération a été vérifié par une étude de gradient.

2.7. Comparaison des équations de croissance des différentes strates.

La comparaison des courbes de croissance se fait actuellement par plusieurs méthodes. Une approche proposée par ANTOINE et al. (1979) consiste à porter sur le même graphique les couples des valeurs k et L_∞ en délimitant, pour chaque cas, la région de confiance à un seuil fixé a priori et en examinant le recouvrement ou non entre des ellipses ainsi définies. Toutefois, les mêmes auteurs signalent le caractère approximatif de cette méthode étant données les fortes anti-corrélations entre k et L_∞ .

Dans l'ensemble de diverses comparaisons retenues, seules les fonctions sans modulation saisonnière ont été prises en considération car ce sont celles qui présentent un intérêt pratique pour les modèles de production pondérale.

2.7.1. Les ellipses de confiance.

Pour ce type de comparaison seuls les contours de confiance entre L_∞ , k sont présentés en conditionnant la valeur de t_0 . Suivant le calcul développé par KIMURA (1980) et présenté aussi par GAERTNER (1985), LIN (1987), les couples k' , L'_∞ de l'ellipse doivent satisfaire la condition :

$$\sum_{i=1}^n \left[L_i - L'_\infty \cdot (1 - \exp(-k' \cdot (t_i - t_0))) \right]^2 - S_q = 0 \quad (7.12)$$

avec : $S_q = \text{SCE} \cdot (1 + 3/(n-3) \cdot F(\alpha; 3; n-3))$ (SCE = somme des carrés des écarts du modèle ajusté).

En introduisant différentes valeurs de k , nous obtenons une équation du second degré par rapport à L_∞ :

$$a_0 + a_1 \cdot L_\infty + a_2 \cdot L_\infty^2 = 0 \quad (7.13)$$

où :

$$a_0 = \sum_{i=1}^n L_i^2 - S_q ; a_1 = -2 \cdot \sum_{i=1}^n L_i \cdot (1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0))) \text{ et } a_2 = \sum_{i=1}^n \left[1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0)) \right]^2$$

2.7.2. La méthode de BERNARD (1981).

BERNARD (1981) a utilisé les matrices de variance-covariance et le T^2 de HOTELLING pour procéder à des comparaisons. Si i, j sont deux strates à comparer, nous disposons :

$$\begin{bmatrix} V_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} L_{\infty}(i) \\ k(i) \\ t_o(i) \end{bmatrix} ; \quad \begin{bmatrix} V_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} L_{\infty}(j) \\ k(j) \\ t_o(j) \end{bmatrix} ; \quad \begin{bmatrix} V_i - V_j \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} L_{\infty}(i) - L_{\infty}(j) \\ k(i) - k(j) \\ t_o(i) - t_o(j) \end{bmatrix}$$

Le calcul de T^2 se fait comme suit :

$$T^2 = \frac{n_i \cdot n_j}{n_i + n_j} \cdot \begin{bmatrix} V_i - V_j \end{bmatrix}' \cdot S^{-1} \cdot \begin{bmatrix} V_i - V_j \end{bmatrix} \quad (7.14)$$

avec : n_i, n_j = nombres d'observations respectifs ayant servi à l'ajustement.

$$\begin{bmatrix} V_i - V_j \end{bmatrix}' \text{ est le vecteur ligne, transposé du vecteur colonne } \begin{bmatrix} V_i - V_j \end{bmatrix}$$

S^{-1} est l'inverse de la matrice de variance-covariance (S) calculée à partir de deux matrices du même type S_i, S_j :

$$S = \frac{(n_i - 1) \cdot S_i + (n_j - 1) \cdot S_j}{n_i + n_j - 2} \quad (7.15)$$

$$\text{Le } T^2 \text{ calculé est comparé à : } T_o^2 = \frac{3 \cdot (n_i + n_j - 2)}{n_i + n_j - 4} \cdot F(\alpha; 3; n_i + n_j - 4)$$

Il est, ensuite, possible de greffer des intervalles de confiance sur la différence entre les estimations $P_{i\ell}, P_{j\ell}$ d'un paramètre obtenue dans les strates i, j (ROY-BOSE in GAERTNER, 1985) :

$$(P_{i\ell} - P_{j\ell}) \pm \frac{n_i + n_j}{n_i \cdot n_j} \cdot S_{\ell}^2 \cdot T_o^2 \quad (7.16)$$

où : $P_{i1} = L_{\infty i}$; $P_{i2} = k_i$; $P_{i3} = t_{oi}$ et S_{ℓ}^2 = variance du paramètre ℓ contenue dans la matrice de variance-covariance pondérée (S).

Cette opération est effectuée par le programme MATBER (FORTRAN 77).

3. RESULTATS.

3.1. Comparaison des tailles moyennes.

Les tests statistiques de comparaison sont effectués au seuil de confiance de 95%. Les âges sont exprimés en années, les hauteurs en mm et les poids en g.

Dans la mesure où il existe plus de deux séries de mesures à comparer nous procédons à des comparaisons multiples (test de BARTLETT, t de STUDENT modifié ou analyse de variance suivi du test H.S.D. de TUKEY).

3.1.1. Comparaison des tailles moyennes selon les années.

Les résultats de la comparaison des tailles selon les années sont présentés dans les tableaux 7.1 à 7.9.

TABLEAU 7.1						
TAILLE A L'ANNEAU 2						
1986				1987		
STRATE	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	213	56,89	5,71	241	54,86	6,13
2	151	62,50	4,79	184	60,40	4,73
3	99	64,99	4,92	142	63,72	6,74
4	37	68,76	6,37	82	63,38	4,28
5	98	60,62	6,20	265	57,83	5,11
6	42	53,91	6,00	59	52,03	5,13

TABLEAU 7.2					
RESULTATS DE LA COMPARAISON (ANNEAU 2)					
STRATE	$\bar{x}_1 - \bar{x}_2$	s pondéré	ddl	intervalle de confiance	décision
1	2,029	5,939	452	[0,931 ; 3,127]	$\mu_1 \neq \mu_2$
2	2,100	4,758	333	[1,071 ; 3,129]	$\mu_1 \neq \mu_2$
3	1,272	6,059	239	[-0,292 ; 2,836]	$\mu_1 = \mu_2$
4	5,379	5,016	117	[3,410 ; 7,348]	$\mu_1 \neq \mu_2$
5	2,796	5,422	361	[1,534 ; 4,058]	$\mu_1 \neq \mu_2$
6	1,871	5,504	99	[-0,334 ; 3,742]	$\mu_1 = \mu_2$

avec : $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$ = différence des tailles moyennes entre deux strates ; demi-largeur =demi-largeur de l'intervalle de confiance construit autour de la différence $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$ (seuil de 95%).

TABLEAU 7.3									
HAUTEUR TOTALE A 2 ANS									
1985			1986			1987			
STRATE	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s	n	\bar{x}	s
1	117	67,48	5,60	61	68,00	4,83	241	63,17	5,41
2	39	68,23	4,25	143	68,39	4,43	184	67,60	4,45
3	166	70,04	5,11	181	71,93	5,47	142	71,31	6,93
4	211	72,40	5,71	143	72,19	6,30	82	72,23	4,41
5	60	76,57	5,57	203	68,09	5,76	265	66,26	5,03
6	-	-	-	29	66,10	5,15	59	60,81	5,00

TABLEAU 7.4	
STRATE 1 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 1,68$; ddl = 2 H_0 CONSERVEE	
<u>Analyse de variance :</u> variance ddl factorielle = 1034,262 2 résiduelle = 94,548 416 totale = 99,044 418 F = 10,939 H_0 REJETEE	
<u>Test H.S.D. de TUKEY</u> q (0,05;416;3) = 2,60	
comparaison q_c	décision
1985;1987 5,556	$\mu_1 > \mu_3$
1986;1987 4,897	$\mu_2 > \mu_3$
1985;1986 0,480	$\mu_1 = \mu_2$
DECISION FINALE : $\mu_1 = \mu_2 > \mu_3$	

TABLEAU 7.7	
STRATE 4 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 12,05$; ddl = 2 H_0 REJETEE	
<u>Test t de STUDENT modifié</u>	
comparaison t_{mc}	ddl décision
1985;1986 0,326 154	$\mu_1 = \mu_2$
1986;1987 0,060 108	$\mu_2 = \mu_3$
1985;1987 0,273 99	$\mu_1 = \mu_3$
DECISION FINALE : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$	

TABLEAU 7.9	
STRATE 6 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test t de STUDENT</u>	
$x_1 - x_2$	= 5,290
s pondéré	= 5,021
ddl	= 87
démi-largeur	= 2,264
DECISION FINALE : $\mu_2 > \mu_3$	

TABLEAU 7.5	
STRATE 2 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 0,13$; ddl = 2 H_0 CONSERVEE	
<u>Analyse de variance :</u> variance ddl factorielle = 26,773 2 résiduelle = 19,535 363 totale = 19,575 365 F = 1,371 H_0 CONSERVEE	
DECISION FINALE : $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$	

TABLEAU 7.6	
STRATE 3 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 16,08$; ddl = 2 H_0 REJETEE	
<u>Test t de STUDENT modifié</u>	
comparaison t_{mc}	ddl décision
1985;1986 3,318 345	$\mu_1 < \mu_2$
1986;1987 0,871 263	$\mu_2 = \mu_3$
1985;1987 1,800 255	$\mu_1 = \mu_3$
DECISION FINALE : $\mu_1 < \mu_2 = \mu_3$	

TABLEAU 7.8	
STRATE 5 : RESULTATS DE LA COMPARAISON (HAUTEUR 2)	
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 40,56$; ddl = 2 H_0 REJETEE	
<u>Test t de STUDENT modifié</u>	
comparaison t_{mc}	ddl décision
1985;1986 10,271 63	$\mu_1 > \mu_2$
1986;1987 3,603 215	$\mu_2 > \mu_3$
1985;1987 13,169 61	$\mu_1 > \mu_3$
DECISION FINALE : $\mu_1 > \mu_2 > \mu_3$	

Un premier examen des résultats met en évidence l'existence d'une variabilité temporelle ne pouvant pas toujours être attribuée aux fluctuations d'échantillonnage.

Les différences sont pourtant de faible amplitude : elles n'excèdent pas, en moyen, les 1 à 2 mm. Dans la mesure où une différence significative est observée, elle est systématiquement exprimée par des tailles mesurées en 1987 (sur les animaux de la cohorte née en 1985) inférieures à celles de l'année 1986.

3.1.2. Comparaison des tailles moyennes selon les strates.

Les résultats de cette comparaison figurent dans les tableaux 7.10 à 7.13.

TABLEAU 7.10				TABLEAU 7.11			
COMPARAISON DES STRATES (ANNEAU 2)				COMPARAISON DES STRATES (HAUTEUR 2)			
STRATE	n	\bar{x}	s	STRATE	n	\bar{x}	s
1	191	55,70	5,87	1	67	63,61	5,19
2	193	61,64	4,58	2	85	67,05	4,57
3	189	64,41	6,04	3	56	70,38	7,01
4	199	62,84	5,45	4	46	72,54	4,03
5	189	58,53	5,68	5	85	64,99	5,13
6	188	55,51	5,98	6	59	60,81	5,00
Test de BARTLETT : $B_c = 18,78$; ddl = 5 H_0 REJETEE				Test de BARTLETT : $B_c = 19,82$; ddl = 5 H_0 REJETEE			
Test t de STUDENT modifié strates comparées t_{mc} ddl décision				Test t de STUDENT modifié strates comparées t_{mc} ddl décision			
1 ; 2	11,057	359	$\mu_1 < \mu_2$	1 ; 2	4,268	132	$\mu_1 < \mu_2$
1 ; 3	14,255	377	$\mu_1 < \mu_3$	1 ; 3	5,976	100	$\mu_1 < \mu_3$
1 ; 4	12,449	383	$\mu_1 < \mu_4$	1 ; 4	10,280	109	$\mu_1 < \mu_4$
1 ; 5	4,786	378	$\mu_1 = \mu_5$	1 ; 5	1,631	141	$\mu_1 = \mu_5$
1 ; 6	0,314	377	$\mu_1 = \mu_6$	1 ; 6	3,078	123	$\mu_1 > \mu_6$
2 ; 3	5,036	351	$\mu_2 < \mu_3$	2 ; 3	3,140	86	$\mu_2 < \mu_3$
2 ; 4	2,367	382	$\mu_2 = \mu_4$	2 ; 4	7,109	103	$\mu_2 < \mu_4$
2 ; 5	5,878	360	$\mu_2 > \mu_5$	2 ; 5	2,764	166	$\mu_2 > \mu_5$
2 ; 6	11,233	350	$\mu_2 > \mu_6$	2 ; 6	7,619	117	$\mu_2 > \mu_6$
3 ; 4	2,673	377	$\mu_3 = \mu_4$	3 ; 4	1,955	90	$\mu_3 = \mu_4$
3 ; 5	9,737	375	$\mu_3 > \mu_5$	3 ; 5	4,942	93	$\mu_3 > \mu_5$
3 ; 6	14,389	375	$\mu_3 > \mu_6$	3 ; 6	8,379	99	$\mu_3 > \mu_6$
4 ; 5	7,618	383	$\mu_4 > \mu_5$	4 ; 5	9,286	112	$\mu_4 > \mu_5$
4 ; 6	12,605	377	$\mu_4 > \mu_6$	4 ; 6	13,312	103	$\mu_4 > \mu_6$
5 ; 6	5,042	374	$\mu_5 > \mu_6$	5 ; 6	4,874	127	$\mu_5 > \mu_6$
DECISION FINALE : $\mu_6 < \mu_1 = \mu_5 < \mu_2 < \mu_3 = \mu_4$				DECISION FINALE : $\mu_6 < \mu_1 = \mu_5 < \mu_2 < \mu_3 = \mu_4$			

TABLEAU 7.12				TABLEAU 7.13			
COMPARAISON DES STRATES (ANNEAU 3)				COMPARAISON DES STRATES (HAUTEUR 3)			
STRATE	n	\bar{x}	s	STRATE	n	\bar{x}	s
1	75	82,11	4,73	1	67	87,45	5,13
2	86	86,44	4,27	2	63	89,71	4,69
3	90	87,80	5,45	3	40	92,60	5,76
4	83	87,13	5,42	4	24	94,75	4,66
5	77	85,68	4,99	5	30	89,60	4,49
6	90	81,97	5,81	6	42	83,90	4,99
<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 10,27$; ddl = 5 H_0 CONSERVEE				<u>Test de BARTLETT :</u> $B_c = 3,09$; ddl = 5 H_0 CONSERVEE			
<u>Analyse de variance :</u> variance ddl factorielle = 545,304 5 résiduelle = 26,562 495 totale = 31,749 500 F = 20,530 H_0 REJETEE				<u>Analyse de variance :</u> variance ddl factorielle = 520,783 5 résiduelle = 24,986 260 totale = 34,341 265 F = 20,843 H_0 REJETEE			
<u>Test H.S.D. de TUKEY</u> $q(0,05;495;6) = 4,03$				<u>Test H.S.D. de TUKEY</u> $q(0,05;260;6) = 4,03$			
comparaison	q_c	décision		comparaison	q_c	décision	
3 ; 6	10,738	$\mu_3 > \mu_6$		4 ; 6	11,991	$\mu_4 > \mu_6$	
1 ; 3	9,992	$\mu_1 < \mu_3$		3 ; 6	11,135	$\mu_3 > \mu_6$	
4 ; 6	9,315	$\mu_4 > \mu_6$		1 ; 4	8,685	$\mu_1 < \mu_4$	
1 ; 4	8,656	$\mu_1 < \mu_4$		2 ; 6	8,251	$\mu_2 > \mu_6$	
2 ; 6	8,144	$\mu_2 > \mu_6$		1 ; 3	7,295	$\mu_1 < \mu_3$	
3 ; 5	3,756	$\mu_3 = \mu_5$		4 ; 5	5,320	$\mu_4 > \mu_5$	
1 ; 2	7,529	$\mu_1 < \mu_2$		5 ; 6	6,741	$\mu_5 > \mu_6$	
5 ; 6	6,556	$\mu_5 > \mu_6$		1 ; 2	3,654	$\mu_1 = \mu_2$	
1 ; 5	6,036	$\mu_1 < \mu_5$		3 ; 5	3,514	$\mu_3 = \mu_5$	
1 ; 6	0,246	$\mu_1 = \mu_6$		2 ; 4	5,939	$\mu_2 < \mu_4$	
DECISION FINALE : $\mu_6 = \mu_1 < \mu_5 = \mu_2 = \mu_4 = \mu_3$				DECISION FINALE : $\mu_6 \mu_1 \mu_5 \mu_2 \mu_3 \mu_4$			

La comparaison des tailles moyennes de différentes strates révèle l'existence d'une forte variabilité, les différences de taille de l'ordre de 0,5 à 1 cm n'étant pas exceptionnelles. La comparaison statistique a donc mis en évidence l'existence de différences plus élevées pour la variabilité spatiale que pour la variabilité temporelle. Un premier examen des conclusions statistiques finales de quatre comparaisons (anneaux et hauteurs 2, anneaux et hauteurs 3) montre que l'agencement en ordre croissant des tailles moyennes produit systématiquement la même séquence de secteurs géographiques, la taille augmentant du nord (strates 1 et 6) vers le sud (strates 3 ou 4). L'existence d'une sorte de gradient géographique serait donc vraisemblable.

Il faut souligner que l'hypothèse d'homogénéité des variances est rejetée dans le cas des individus appartenant au groupe d'âge 2 (tableaux 7.10 et 7.11) alors qu'elle est retenue pour les animaux de trois ans (tableaux 7.12 et 7.13).

3.2. L'allométrie hauteur/poids.

Pour ce travail, 1075 couples de valeurs de hauteur et de poids ont été retenus ; seules les coquilles non endommagées par la drague ont été prises en compte pour éviter l'introduction d'un biais à l'estimation du poids total en raison d'une perte d'eau. Les résultats des ajustements, apparaissent dans le tableau 7.14 et dans les figures 7.2 et 7.3 ; le tableau 7.14, en empruntant les notations présentées auparavant (paragr. 2.4.2 ; b , s_b , $SCE(1)$, $SCE(2)$, F_{obs}), donne également les résultats des tests statistiques de conformité à l'isométrie.

TABLEAU 7.14							
LA RELATION ALLOMETRIQUE HAUTEUR/POIDS							
STRATE	n	b	s_b	$H_0 : "b=3"$	SCE(1)	SCE(2)	F_{obs}
1	171	2,891	0,073	CONSERVEE	30981	30588	2,170
2	155	2,755	0,059	REJETEE	14811	13348	16,772*
3	205	2,972	0,072	CONSERVEE	40471	40446	0,124
4	200	3,125	0,066	CONSERVEE	36961	36316	3,518
5	344	2,833	0,037	REJETEE	50855	48020	20,188*
ENSEMBLE	1075	2,924	0,027	REJETEE	197835	196473	7,439*

(* = différence significative au seuil de confiance de 0,95).

Le fait de réaliser deux tests statistiques de conformité à l'isométrie, paraît inutile, d'un premier point de vue ; d'ailleurs, les deux tests conduisent ici à des décisions identiques. Toutefois, il ne serait a priori pas exclu que des résultats différents puissent apparaître lors des deux opérations, le test F s'avérant plus puissant.

L'existence d'allométrie variable selon le secteur ne serait pas biologiquement explicable ; à cet égard, notre expérience sur le terrain et des témoignages des professionnels confirment que les coquilles ne sont pas caractérisées par un aspect spécifique manifestant leur origine géographique. Il serait donc plus intéressant de se référer au résultat de l'ajustement sur l'ensemble de la baie au lieu d'une comparaison selon les strates.

Pour toutes strates confondues, le coefficient b est très proche de 3 ; cependant, la différence s'avère significative au seuil de confiance de 0,95. Ce résultat indique que nous sommes en présence d'une légère dérive par rapport à l'isométrie. Par conséquent, dans le sens des modèles analytiques de production et de fécondité, on serait toujours obligé de recourir à une clé racine cubique du poids/âge (cf. chapitre 1). Toutefois, ce résultat doit être relativisé car :

(1) Etant donné la valeur de b , il est évident que la clé racine cubique du poids/âge amènerait à des paramètres k et t_0 très proches de ceux de la clé hauteur/âge.

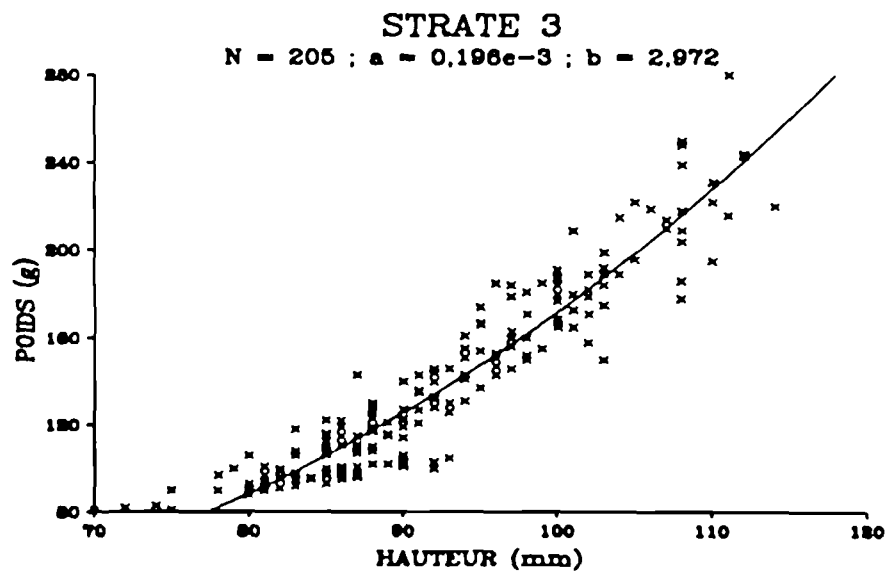
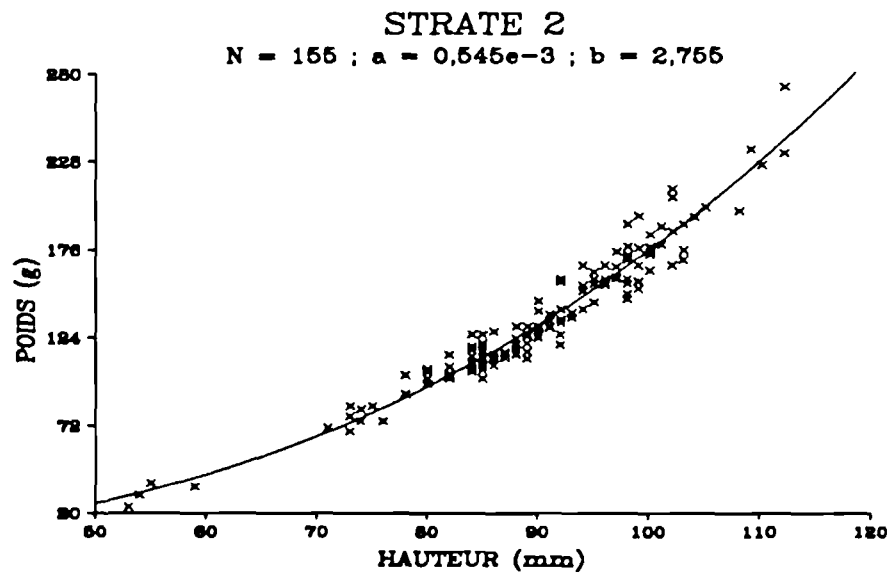
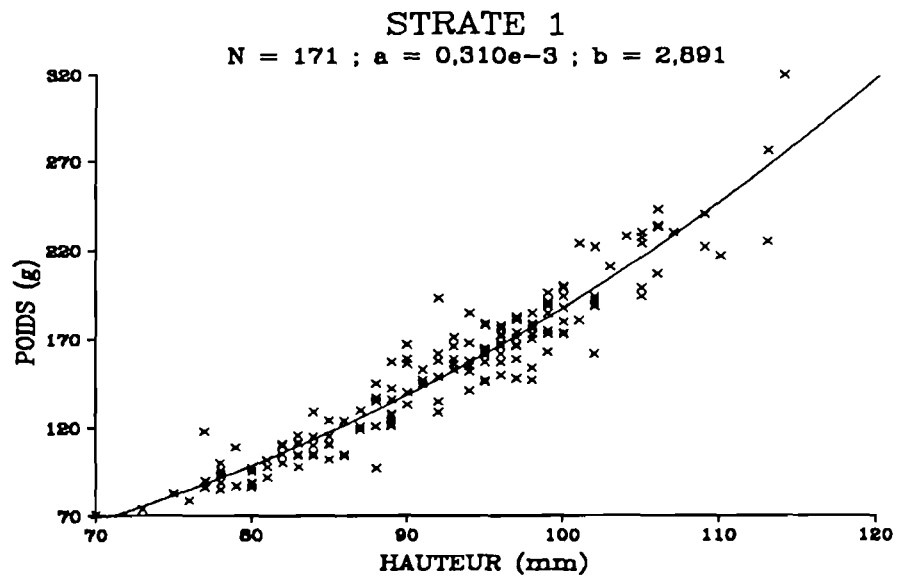


Figure 7.2. Ajustement des relations allométriques entre hauteur et poids individuels ($W = a.L^b$). Strates 1, 2 et 3.

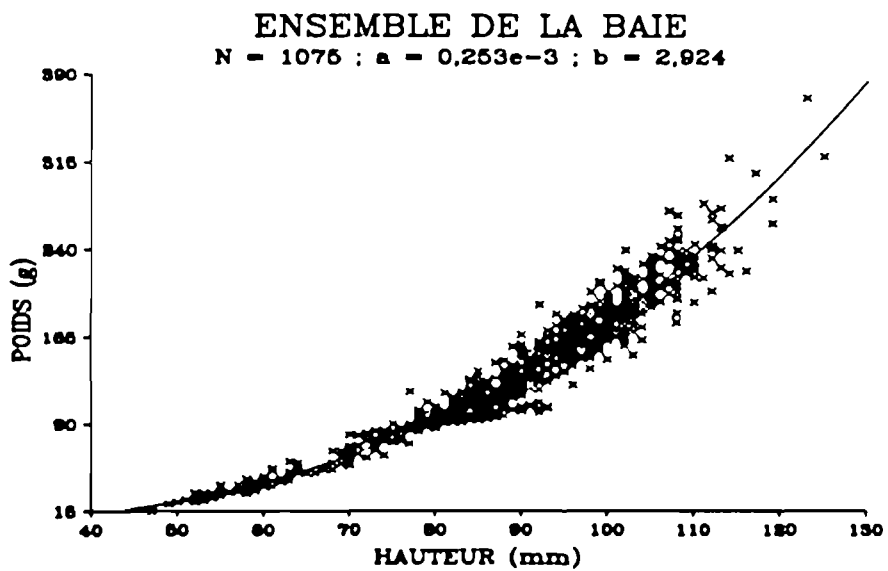
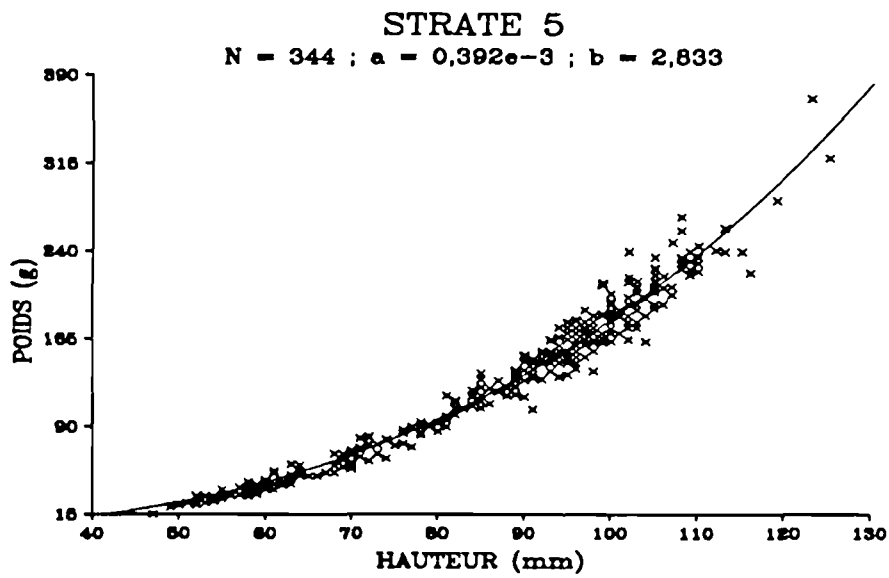
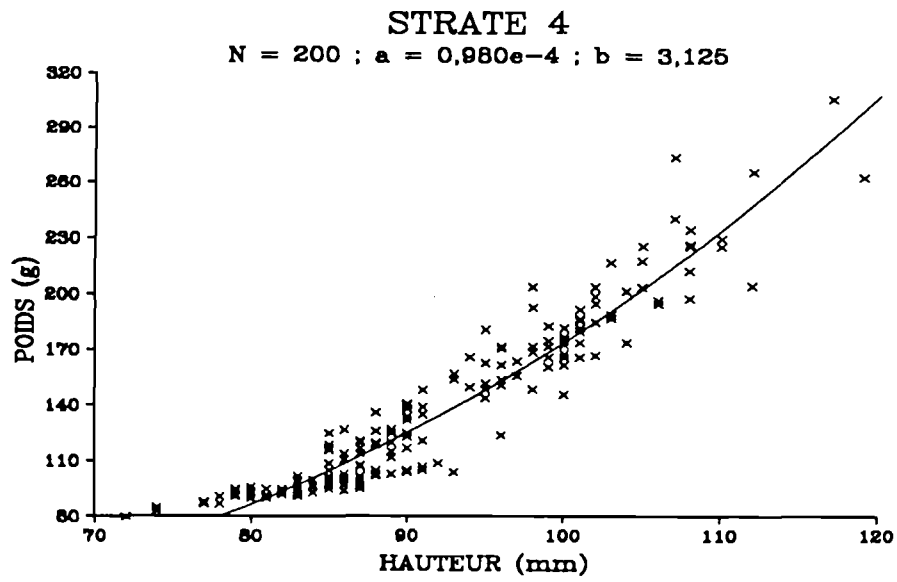


Figure 7.3. Ajustement des relations allométriques entre hauteur et poids individuels ($W = a.L^b$). Strates 4, 5 et ensemble de la baie de Saint-Briec.

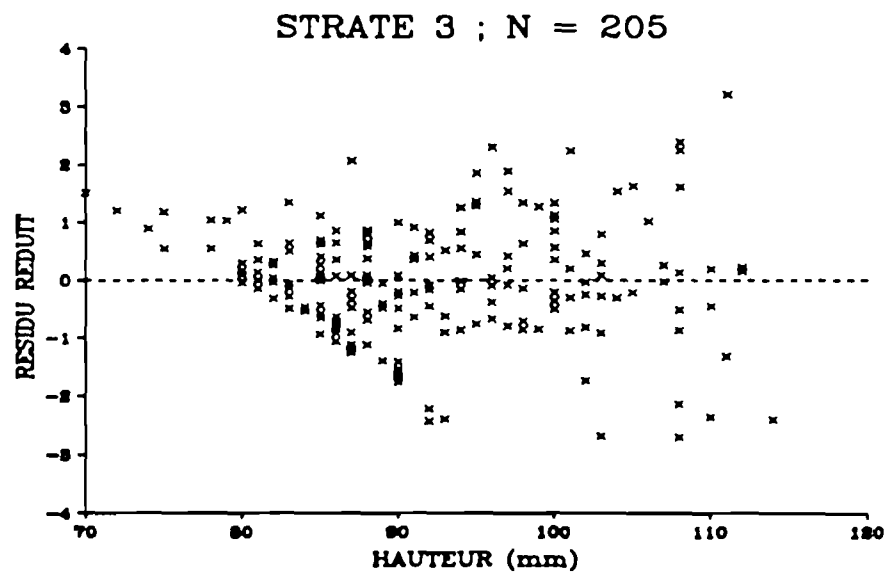
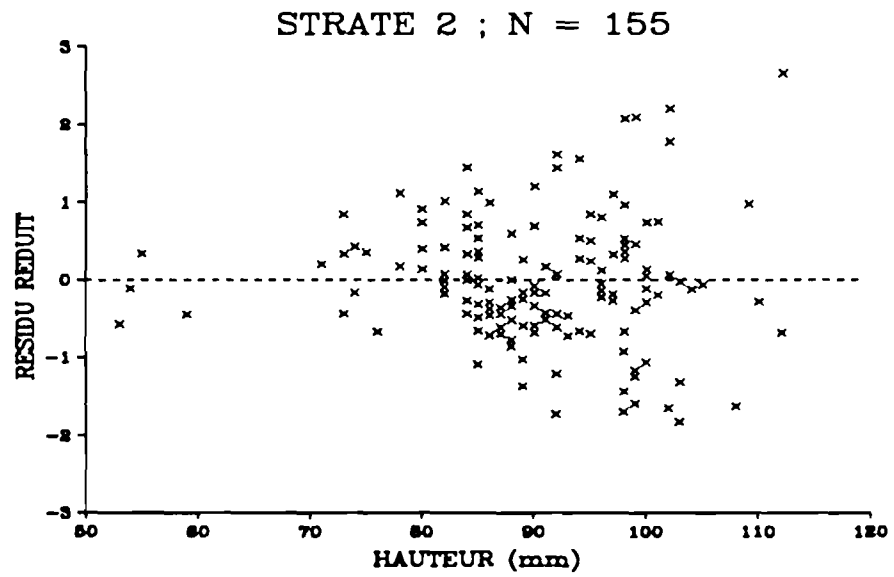
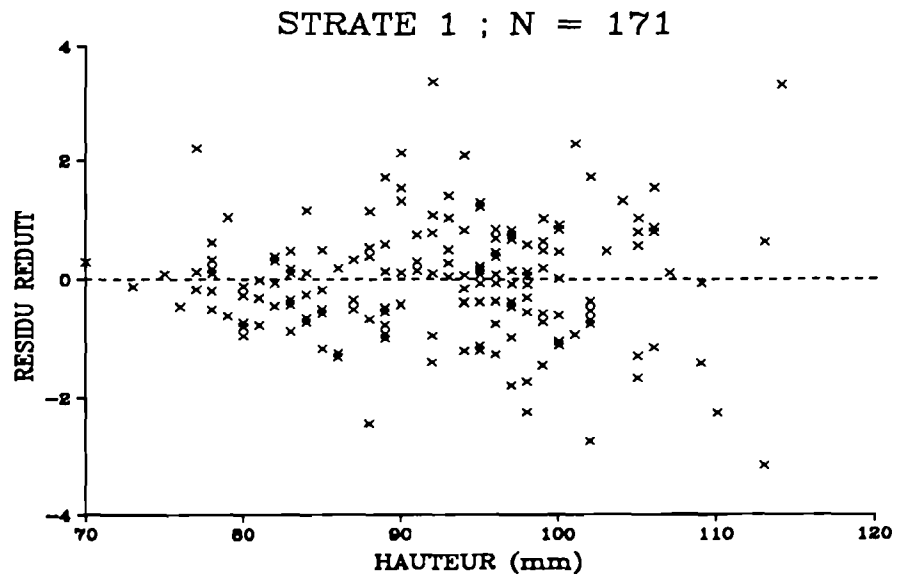


Figure 7.4. Présentation graphique, en fonction de la variable explicative, des résidus réduits de la relation allométrique entre hauteur et poids individuels. Strates 1, 2 et 3.

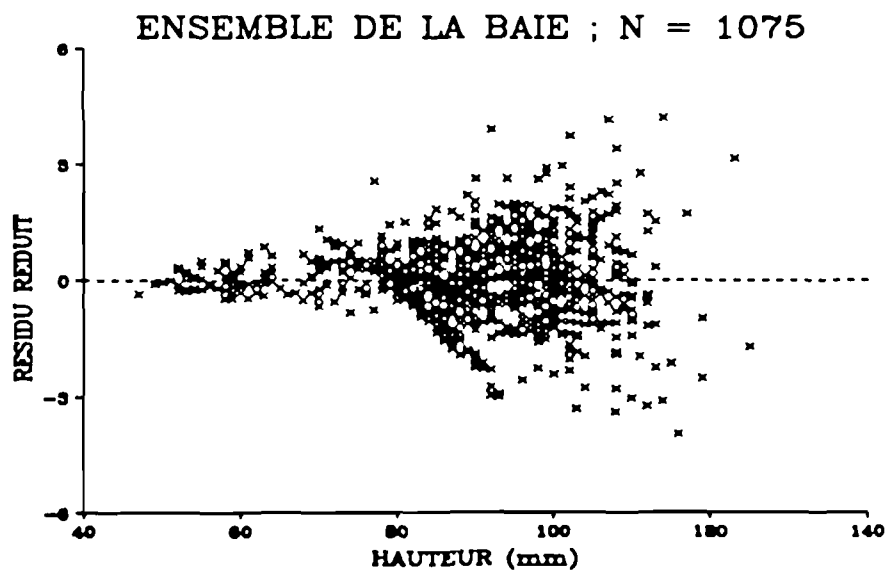
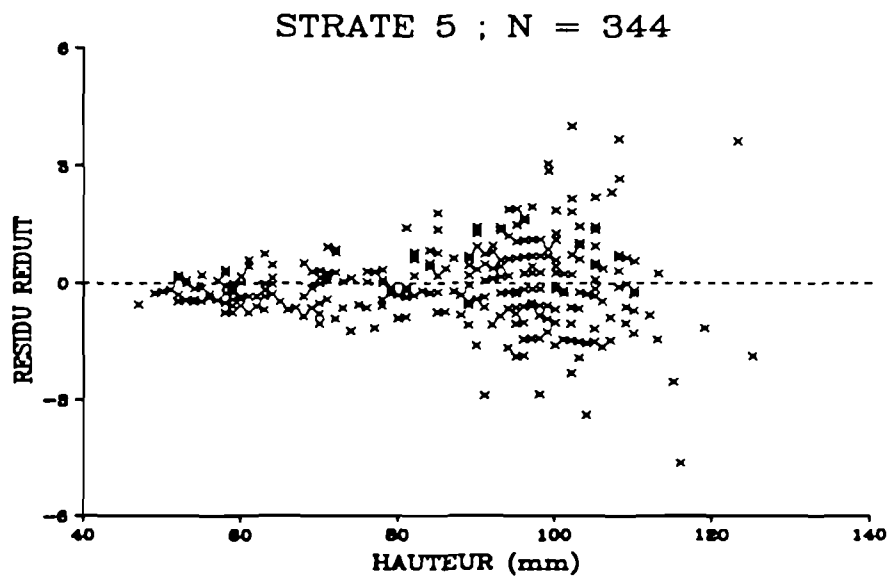
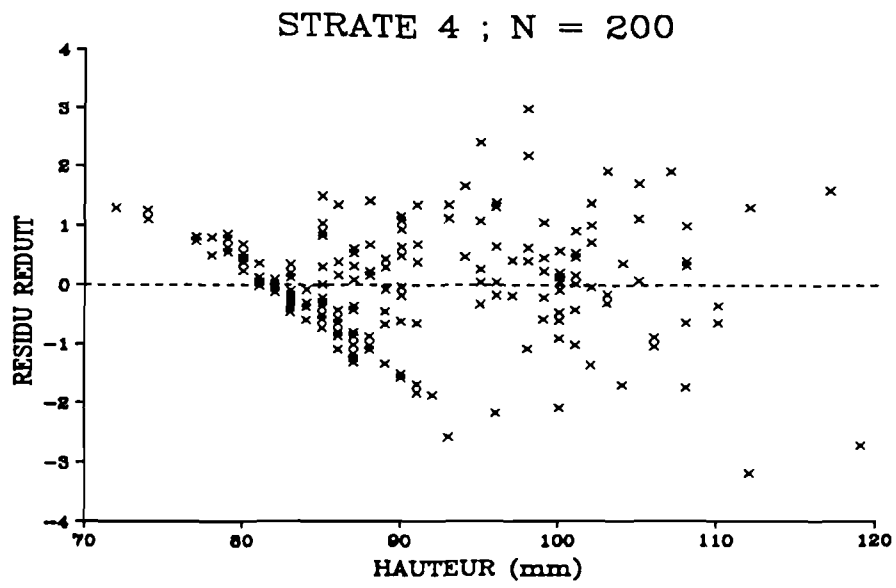


Figure 7.5. Présentation graphique, en fonction de la variable explicative, des résidus réduits de la relation allométrique entre hauteur et poids individuels. Strates 4, 5 et ensemble de la baie de Saint-Brieuc.

(II) Les mêmes données traitées après transformation logarithmique, donnent une valeur de b égale à 3,05 au lieu de 2,92 ; dans ce cas, on serait amené à retenir l'hypothèse de l'isométrie.

(III) Des données collectées très récemment au cours de la même saison (octobre 1990) indiquent qu'on est en présence d'une isométrie (coefficient b de 2,98 ; résultat non publié).

(IV) Il serait intéressant de savoir si les animaux de l'ensemble des strates ont été traités identiquement et pesés rapidement, les coquilles St-Jacques étant réputées d'une perte d'eau assez élevée en peu de temps.

Ce travail, comparé à celui d'ANTOINE (1979), est limité du point de vue des interprétations biologiques des résultats car il a été réalisé sur un intervalle court de l'année civile. Il présente, par contre, l'avantage d'avoir eu lieu en période de repos sexuel de l'animal et le biais lié aux fortes variations individuelles du poids de la gonade est ainsi éliminé ; de plus, il a un intérêt pratique pour le suivi du stock car les prélèvements ont été effectués un peu avant ou en début de la saison de pêche.

La comparaison de notre résultat avec celui d'ANTOINE (1979) montre une grande différence de la valeur de l'exposant b de l'allométrie (2,28 selon cet auteur). Une modification de l'allométrie à moyen terme (10 ans) ne semble pas plausible. Retenons simplement le fait que cet auteur avait étalé son échantillonnage sur une période intrannuelle plus longue.

Les figures 7.4 et 7.5 montrent que les résidus réduits ne sont pas distribués indépendamment de la hauteur sur toute la gamme de valeurs de cette dernière. Pour une taille de 7 à 9 cm environ, les résidus diminuent lorsque la hauteur augmente. De plus, au-delà de cette taille, leur variance ne semble pas indépendante de la hauteur (effet de "cheminée") ; la même tendance a été observée lors des essais après transformation logarithmique. Le phénomène ne se produit pas systématiquement sur l'ensemble de secteurs, mais concerne plutôt les strates 3 et 4 et se reflète ainsi à l'ajustement sur l'ensemble de la baie. Le fait qu'il existe deux strates seulement affectées par ce problème, montre que la validité des relations allométriques ne se met pas en cause, mais ce sont plutôt les conditions d'échantillonnage qui n'ont pas été respectées dans l'ensemble des cas.

3.3. Le modèle de croissance sans modulation saisonnière.

Le suivi idéal de la croissance nécessite la prise en compte de l'évolution de plusieurs cohortes pendant plusieurs années. L'IFREMER dispose des données acquises grâce aux enregistrements du "rapport gonado-somatique" (R.G.S.) qui incluent des mesures de tailles des animaux pendant une période de 10 ans environ (1974-1983). Malheureusement, ces informations, d'enregistrement hétérogène, n'ont pas permis la comparaison selon les secteurs géographiques. Seules les données recueillies au cours de l'année 1987 ont été retenues.

Le rétrocalcul, par la prise en compte de plusieurs anneaux pour un seul individu, est également employé par ANTOINE (1979). Il présente l'inconvénient d'introduire un terme inconnu de covariance dû à l'interdépendance de deux accroissements successifs d'un même individu (ANTOINE et *al.*, 1979 ; BERTHOU, 1983). Toutefois, il a été imposé pour deux raisons : (I) l'exploitation intensive du stock ; (II) la lecture directe de l'âge permet de minimiser le biais introduit. En réalité, dans le cas des poissons, le rétrocalcul est une opération

bien plus délicate car il ne conduit pas seulement au non respect de l'hypothèse d'indépendance entre résidus, mais nécessite des extrapolations à partir d'une relation entre la taille d'une pièce calcifiée et la longueur supposée d'un animal à un âge déterminé : une telle procédure fut objet de critique (LIN, 1987).

La comparaison selon les strates afin d'étudier la variabilité spatiale de la croissance, suppose la normalité de distribution des paramètres et l'homogénéité des matrices de variance-covariance (LIN, 1987). Toutefois, DAGNELIE (1975) a signalé que si les effectifs sont du même ordre de grandeur, ces hypothèses ne sont pas fondamentales d'un point de vue pratique pour l'application de T^2 de HOTELLING. Ainsi, nous avons ramené les échantillons de diverses strates à des effectifs égaux ($n = 498$) en réalisant de tirages aléatoires sur les effectifs initiaux de mesures par strate. Nous avons donc :

TABLEAU 7.15				
TAILLE DES ECHANTILLONS POUR LES SIX STRATES				
STRATE	NOMBRE INITIAL DE MESURES	NOMBRE D' ANIMAUX	NOMBRE DE MESURES RETENU	NOMBRE D' ANIMAUX
1	1775	678	498	376
2	1213	494	498	352
3	1293	517	498	353
4	823	324	498	279
5	1746	741	498	386
6	498	188	498	188
TOTAL	7348	2942	2988	1934

L'examen du tableau 7.15 montre que, pour les strates 1 à 5, le ré-échantillonnage amène à la retention d'une fraction plus forte d'animaux que de mesures et réduit, par conséquent, les effets du rétrocalcul : le taux de ré-échantillonnage d'un animal, représenté par plusieurs mesures, est plus élevé que celui d'une seule mesure. Par contre, les mêmes effets restent intacts dans la strate 6 dont l'effectif a servi de référence. Le fait que ce ré-tirage attribue plus de poids aux vieux individus ne constitue pas un inconvénient pour le cas particulier de la baie de St-Brieuc car l'exploitation intensive du gisement amène à sur-représenter les jeunes cohortes par rapport aux plus âgées et à accentuer les effets inter-cohorte à la croissance.

Les résultats des ajustements, présentés dans le tableau 7.16 et les figures 7.6 à 7.11, ont fourni les équations suivantes :

- STRATE 1 : $L_1 = 108,77. [1 - \exp(-0,611.(t_1 - 0,322))]$
- STRATE 2 : $L_1 = 121,66. [1 - \exp(-0,476.(t_1 - 0,036))]$
- STRATE 3 : $L_1 = 110,93. [1 - \exp(-0,639.(t_1 - 0,207))]$
- STRATE 4 : $L_1 = 108,26. [1 - \exp(-0,761.(t_1 - 0,360))]$
- STRATE 5 : $L_1 = 115,97. [1 - \exp(-0,595.(t_1 - 0,332))]$
- STRATE 6 : $L_1 = 115,71. [1 - \exp(-0,556.(t_1 - 0,341))]$

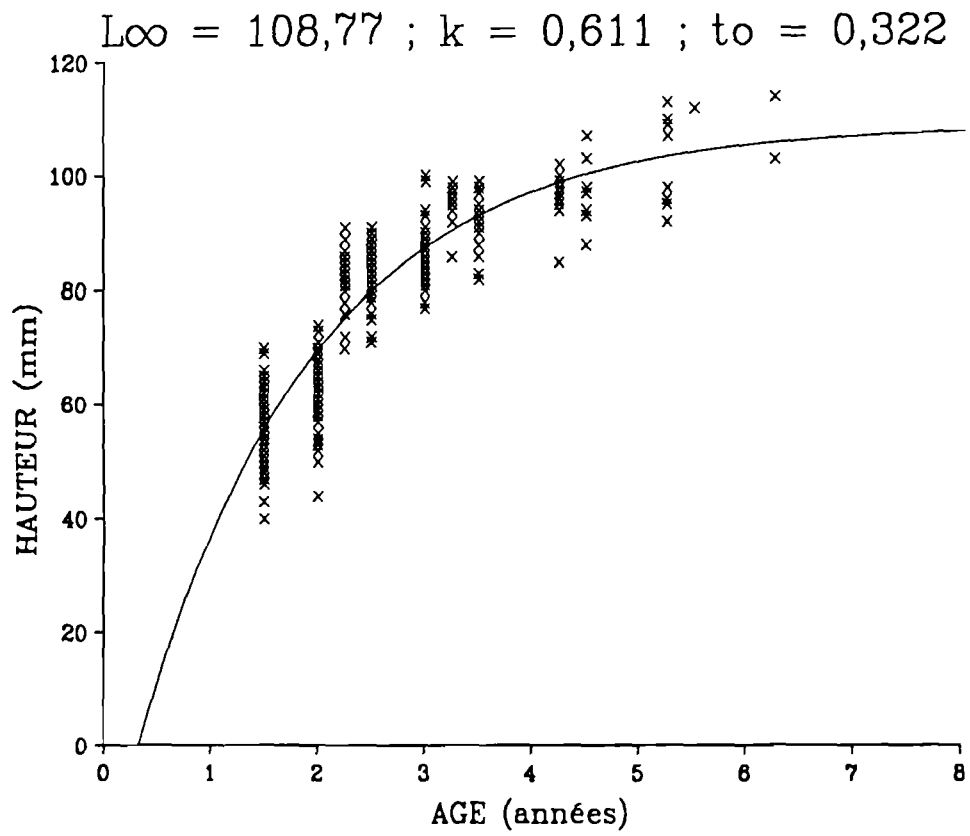


Figure 7.6. Strate 1 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

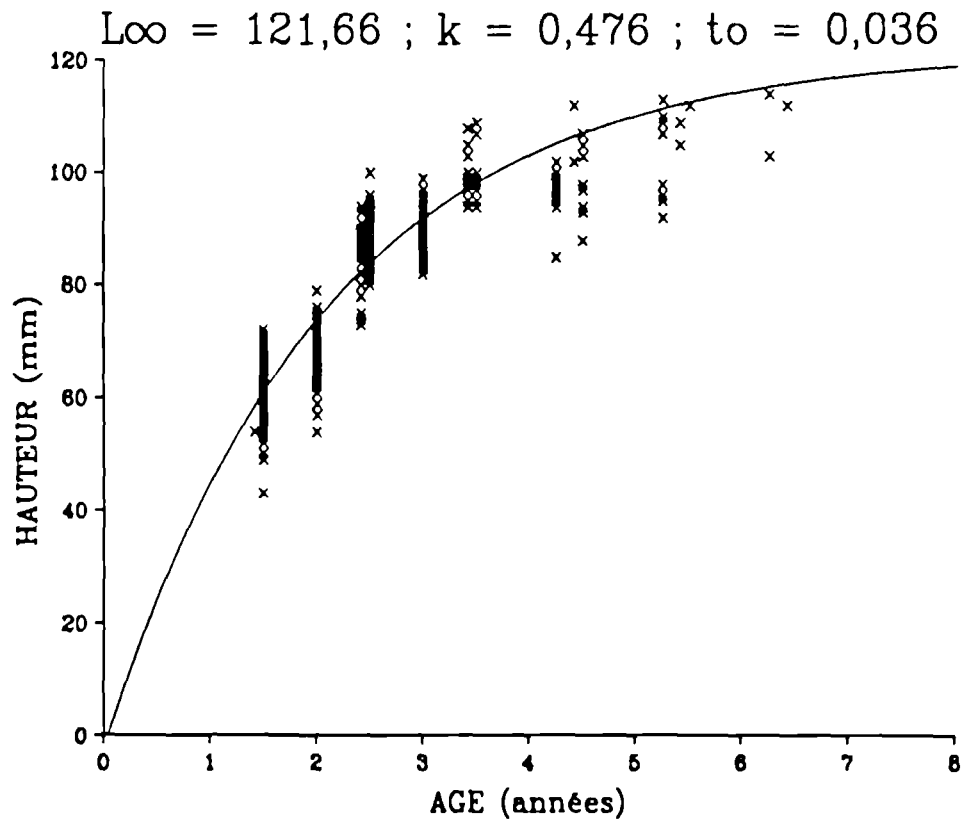


Figure 7.7. Strate 2 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

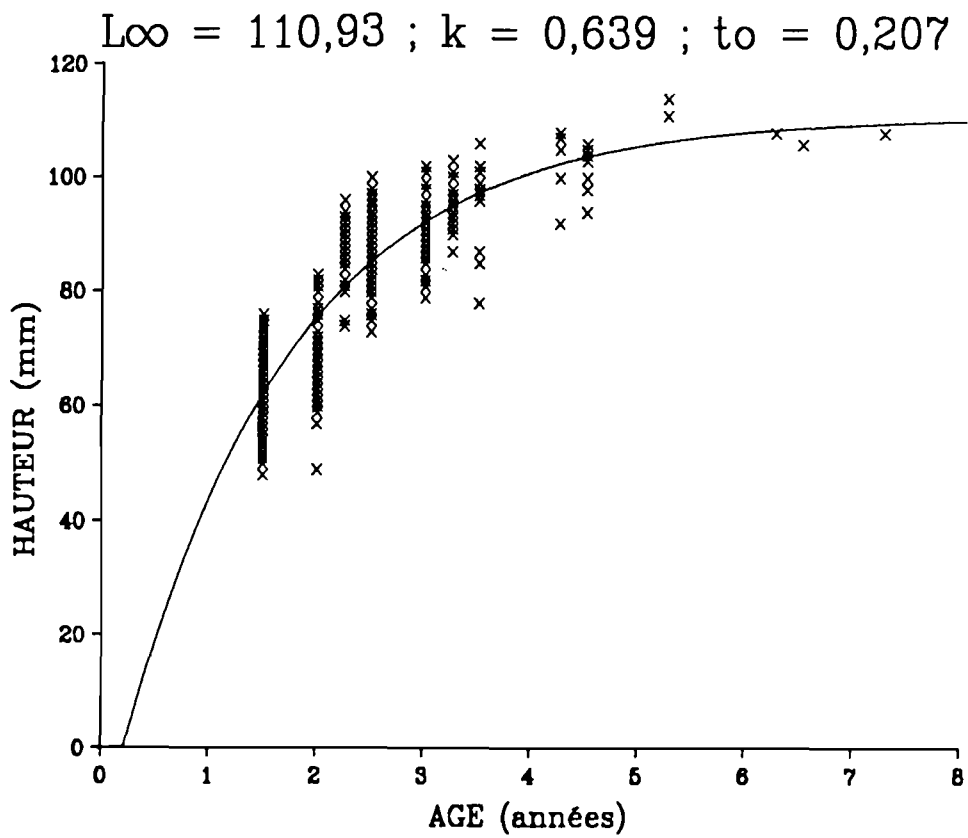


Figure 7.8. Strate 3 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

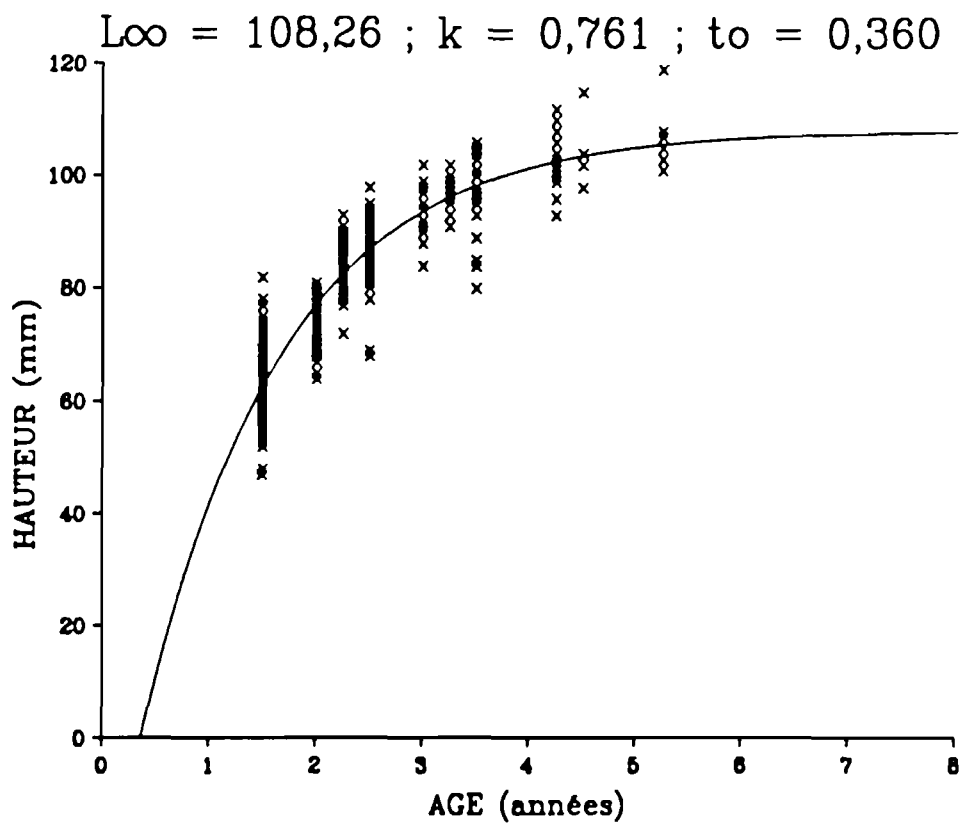


Figure 7.9. Strate 4 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

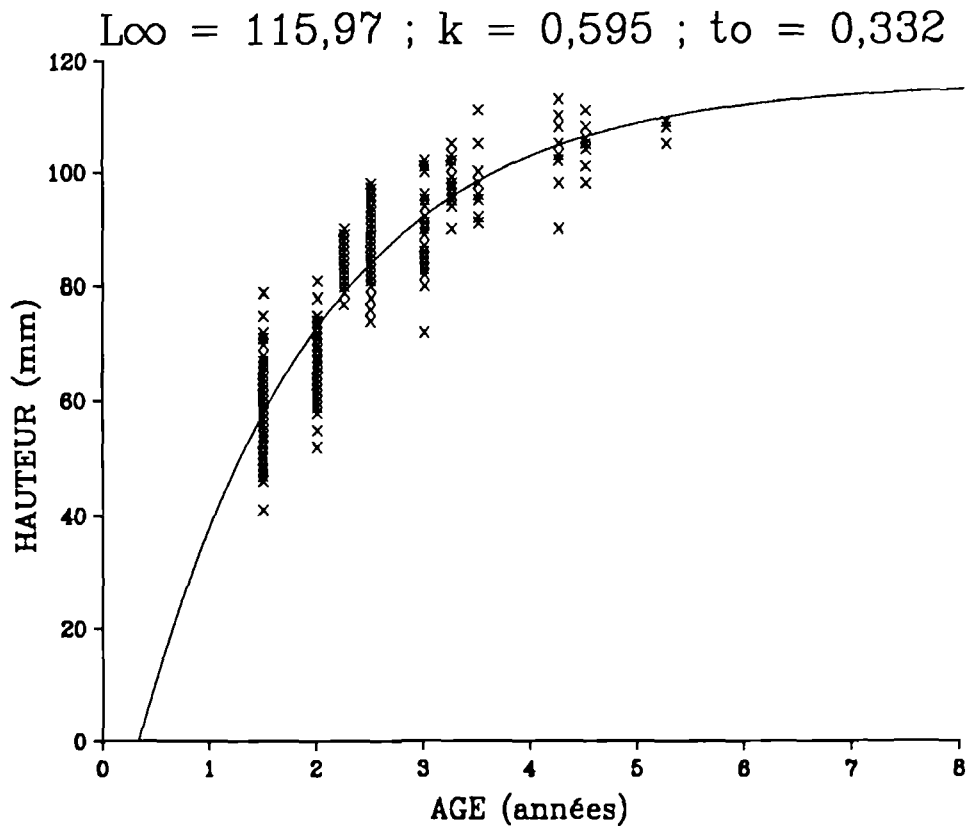


Figure 7.10. Strate 5 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

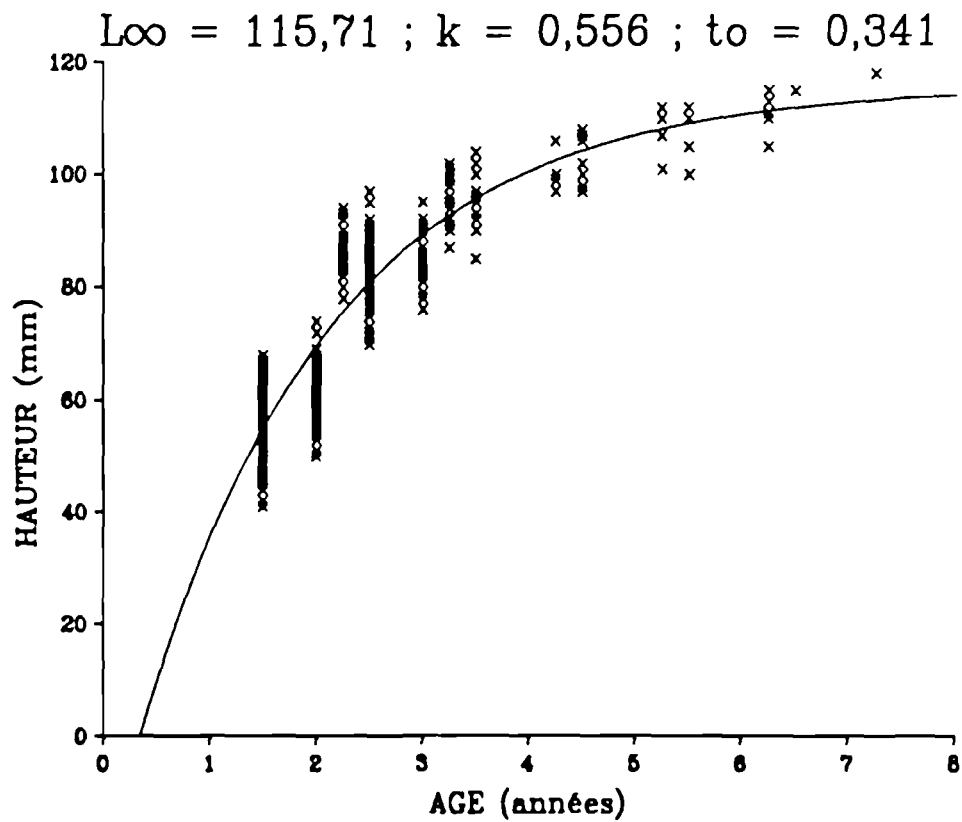


Figure 7.11. Strate 6 : ajustement d'une équation de croissance de Von Bertalanffy (nombre d'observations = 498).

Le nombre insuffisant de vieux animaux et le manque de fiabilité de la mesure du premier anneau hivernal limitent la validité de modèles obtenus à un intervalle d'âge de 1,5 à 6,5 ans.

TABLEAU 7.16							
LE MODELE DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY							
STRATE 1				STRATE 2			
S.C.E. résiduels = 18673,2				S.C.E. résiduels = 14893,0			
	estimateur	variance	C.V. (%)	estimateur	variance	C.V. (%)	
L_{∞}	108,77	5,25	2,107	121,66	19,7	3,648	
k	0,611	0,00219	7,659	0,476	0,00259	10,692	
t_0	0,322	0,00404	19,739	0,036	0,00772	244,065	
<i>matrice des corrélations</i>				<i>matrice des corrélations</i>			
	L_{∞}	k	t_0		L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	1,000	-0,948	-0,814	L_{∞}	1,000	-0,979	-0,891
k		1,000	0,948	k		1,000	0,962
t_0			1,000	t_0			1,000
STRATE 3				STRATE 4			
S.C.E. résiduels = 20320,3				S.C.E. résiduels = 14463,8			
	estimateur	variance	C.V. (%)	estimateur	variance	C.V. (%)	
L_{∞}	110,93	7,01	2,387	108,26	2,62	1,495	
k	0,639	0,00350	9,258	0,761	0,00269	6,815	
t_0	0,207	0,00676	39,719	0,360	0,00335	16,078	
<i>matrice des corrélations</i>				<i>matrice des corrélations</i>			
	L_{∞}	k	t_0		L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	1,000	-0,953	-0,835	L_{∞}	1,000	-0,934	-0,813
k		1,000	0,957	k		1,000	0,959
t_0			1,000	t_0			1,000
STRATE 5				STRATE 6			
S.C.E. résiduels = 20522,7				S.C.E. résiduels = 25696,2			
	estimateur	variance	C.V. (%)	estimateur	variance	C.V. (%)	
L_{∞}	115,97	10,5	2,794	115,71	6,21	2,154	
k	0,595	0,00296	9,144	0,556	0,00162	7,239	
t_0	0,332	0,00480	20,868	0,341	0,00370	17,838	
<i>matrice des corrélations</i>				<i>matrice des corrélations</i>			
	L_{∞}	k	t_0		L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	1,000	-0,962	-0,844	L_{∞}	1,000	-0,934	-0,759
k		1,000	0,953	k		1,000	0,929
t_0			1,000	t_0			1,000
ESTIMATION D'ANTOINE (1979) n = 2852							
		L_{∞}	k	t_0			
estimation		124,21	0,564	0,095			
écart-type		0,71	0,008	0,006			

La coquille St-Jacques est un animal à croissance relativement rapide. Elle atteint théoriquement 65 à 80% de sa hauteur asymptotique maximale avant l'âge de 2,5 ans, c'est-à-dire avant sa mise en exploitation.

TABLEAU 7.17							
HAUTEURS THEORIQUES MOYENNES A DES AGES DONNES							
AGE	ST1	ST2	ST3	ST4	ST5	ST6	ENSEMBLE (ANTOINE)
1,5	55,81	61,06	62,38	62,79	58,09	54,97	67,97
2,5	80,02	84,01	85,30	87,02	84,05	80,87	92,22
3,5	93,17	98,27	97,40	98,34	98,36	95,73	106,01
4,5	100,30	107,13	103,79	103,62	106,26	104,25	113,85

L'examen du tableau 7.17 indique que :

- La courbe de croissance introduite par ANTOINE donne systématiquement des tailles d'animaux supérieures à celles obtenues dans ce travail. La différence est de l'ordre de 0,5 à 1 cm.

- Il y a des ressemblances entre les paramètres L_{∞} , k estimés dans certaines strates (notamment 5 et 6) et ceux obtenus par ANTOINE. Les différences concernent plutôt les valeurs de t_0 , vraisemblablement moins fiables dans le cas présent puisque le premier anneau hivernal n'a pas été pris en compte.

3.4. Le modèle de croissance avec modulation saisonnière.

Pour cet ajustement, les couples de valeurs (t_1 , L_1) retenus par strate sont identiques à ceux utilisés dans le modèle sans modulation saisonnière.

Les valeurs de F (F_{obs}), utilisées pour tester la présence ou non de rythmicité à la distribution des résidus inexplicés du modèle classique de croissance, sont calculées par la quantité :

$$F_{obs} = \frac{r^2}{1-r^2} \cdot \left[\frac{n-3}{2} \right] \quad (7.17)$$

avec :

n - nombre d'observations indépendantes (égal au nombre d'animaux prélevés ; tableau 7.15) ; r^2 - coefficient de détermination multiple de l'équation (7.11).

TABLEAU 7.18			
RESULTATS DE L'ANALYSE DE VARIANCE POUR L'INTRODUCTION D'UNE COMPOSANTE SAISONNIERE			
STRATE	r^2	F_{obs}	DECISION
1	0,1702	38,242	H_0 rejetée
2	0,1994	43,456	H_0 rejetée
3	0,1524	31,459	H_0 rejetée
4	0,0530	7,720	H_0 rejetée
5	0,2294	57,008	H_0 rejetée
6	0,3687	54,029	H_0 rejetée

Au seuil de confiance 95%, les valeurs du tableau 7.18 sont supérieures aux valeurs théoriques de la table de la distribution F (la même conclusion serait dégagée au seuil de 99%). Nous pouvons donc continuer l'ajustement du modèle de croissance à modulation saisonnière.

La constante d'intensité de la modulation saisonnière (C) de l'équation (7.10) (paragr. 2.6) doit être comprise entre 0 et 1 ; si $C = 0$ nous sommes ramenés à une équation de Von Bertalanffy à trois paramètres (k , L_∞ , t_0), par contre, si $C = 1$ la croissance s'arrête pendant un laps de temps.

Sur la coquille St-Jacques, nous supposons a priori que la valeur du paramètre C doit être forte, à savoir beaucoup plus proche de 1 que de 0 (l'anneau hivernal est bien marqué). Une telle constatation est faite par BUESTEL et al. (1986) ; ces auteurs ont travaillé en rade de Brest sur un lot d'animaux d'origine briochine et ont estimé une valeur de C supérieure à 0,9.

Il est bien sûr exclu pour l'espèce étudiée que C soit supérieur à 1 (rétrécissement de l'animal durant un laps de temps), situation pouvant, cependant, exister chez certaines espèces de grands crustacés (Cancer pagurus : MORIZUR, comm.pers.).

Pour éliminer le risque d'obtenir $C > 1$, il serait intéressant d'introduire une contrainte sur ce paramètre ; il serait ainsi préférable d'ajuster par une méthode de COMPLEX (BOX, 1965) utilisée aussi par MENESGUEN et al. (1984) ; cet algorithme dérive du SIMPLEX de NELDER et MEAD (1965). Nous avons, cependant, retenu l'ajustement par SIMPLEX en remplaçant C par une quantité $C_0/(C_0+1)$ avec : $C_0 =$ constante (ainsi $C \in [0;1[)$.

Les résultats de l'ajustement pour les six strates sont présentés dans les tableaux 7.19 à 7.24 et les figures 7.12 à 7.17.

Après application de la méthode de SIMPLEX, il est possible d'obtenir les matrices de variance-covariance (et, par conséquent, celles des corrélations), selon le principe évoqué dans le cas de la relation hauteur/poids (paragr. 2.4.2) qui fait appel à la matrice d'information. Celle-ci, des dimensions (5 x 5), a été inversée à l'aide de l'algorithme de "condensation pivotante" exposé par LEFEBVRE (1980).

TABLEAU 7.19								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE								
STRATE 1 : S.C.E. résiduels = 14458,8								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	102,981	2,140	1,421	1,000	-0,915	-0,776	-0,010	-0,125
k	0,853	0,00331	6,743		1,000	0,951	-0,064	0,266
t ₀	0,709	0,00275	7,399			1,000	-0,016	0,294
C	0,980	0,0284	17,196				1,000	-0,861
t _s	-0,338	0,00176	12,431					1,000

TABLEAU 7.20								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE								
STRATE 2 : S.C.E. résiduels = 10903,1								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	112,105	6,450	2,266	1,000	-0,961	-0,861	-0,195	-0,034
k	0,700	0,00353	8,487		1,000	0,962	0,218	0,155
t ₀	0,514	0,00428	12,724			1,000	0,305	0,231
C	0,981	0,00410	6,526				1,000	-0,235
t _s	-0,258	0,00753	33,566					1,000

TABLEAU 7.21								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE								
STRATE 3 : S.C.E. résiduels = 16860,3								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	105,627	3,464	1,762	1,000	-0,929	-0,818	0,038	-0,191
k	0,881	0,00634	9,040		1,000	0,965	-0,136	0,347
t ₀	0,600	0,00563	12,491			1,000	-0,118	0,390
C	1,000	0,0413	20,321				1,000	-0,863
t _s	-0,356	0,00169	11,542					1,000

TABLEAU 7.22								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE								
STRATE 4 : S.C.E. résiduels = 13229,4								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	105,982	1,955	1,319	1,000	-0,909	-0,786	0,095	-0,283
k	0,877	0,00426	7,438		1,000	0,959	-0,235	0,491
t ₀	0,564	0,00447	11,856			1,000	-0,191	0,555
C	0,999	0,0497	22,318				1,000	-0,765
t _s	-0,401	0,000756	6,860					1,000

TABLEAU 7.23								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE STRATE 5 : S.C.E. résiduels = 15311,3								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	107,595	3,524	1,745	1,000	-0,929	-0,817	0,051	-0,235
k	0,889	0,00519	8,104		1,000	0,964	-0,160	0,402
t ₀	0,748	0,00335	7,735			1,000	-0,140	0,445
C	1,000	0,0217	14,723				1,000	-0,846
t _s	-0,345	0,00117	9,928					1,000

TABLEAU 7.24								
LE MODELE DE CROISSANCE AVEC MODULATION SAISONNIERE STRATE 6 : S.C.E. résiduels = 19456,0								
	estim.	var.	C.V. (%)	matrice des corrélations				
				L _∞	k	t ₀	C	t _s
L _∞	112,089	3,321	1,626	1,000	-0,906	-0,725	0,014	-0,136
k	0,673	0,00187	6,432		1,000	0,930	-0,134	0,322
t ₀	0,609	0,00293	8,891			1,000	-0,086	0,374
C	1,000	0,0431	20,773				1,000	-0,827
t _s	-0,371	0,00115	9,149					1,000

Les équations suivantes sont, donc, ajustées :

STRATE 1 :

$$L_1 = 102,981 \cdot [1 - \exp(-0,853 \cdot (t_1 - 0,709) + 0,133 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,338)))]$$

STRATE 2 :

$$L_1 = 112,105 \cdot [1 - \exp(-0,700 \cdot (t_1 - 0,514) + 0,109 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,258)))]$$

STRATE 3 :

$$L_1 = 105,627 \cdot [1 - \exp(-0,881 \cdot (t_1 - 0,600) + 0,140 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,356)))]$$

STRATE 4 :

$$L_1 = 105,982 \cdot [1 - \exp(-0,877 \cdot (t_1 - 0,564) + 0,139 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,401)))]$$

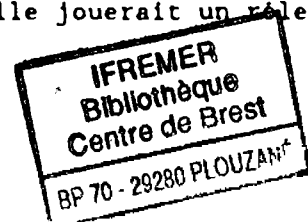
STRATE 5 :

$$L_1 = 107,595 \cdot [1 - \exp(-0,889 \cdot (t_1 - 0,748) + 0,141 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,345)))]$$

STRATE 6 :

$$L_1 = 112,089 \cdot [1 - \exp(-0,673 \cdot (t_1 - 0,609) + 0,107 \cdot \sin(2\pi \cdot (t_1 + 0,371)))]$$

Nous constatons (tableaux 7.19 à 7.24) que la prise en compte d'une modulation saisonnière entraîne une diminution de la variabilité des paramètres du modèle classique, sensible pour t₀ et k et, dans un degré moindre, pour L_∞. Ce résultat n'est pas surprenant : une modulation saisonnière ne modifierait pas significativement les hauteurs prédites des individus âgés, sa contribution sur l'estimation de L_∞ est donc faible ; par contre, elle jouerait un rôle déterminant dans les premiers groupes d'âge.



$$L_{\infty} = 103; k = 0,853; t_0 = 0,709; C = 0,980; t_s = -0,338$$

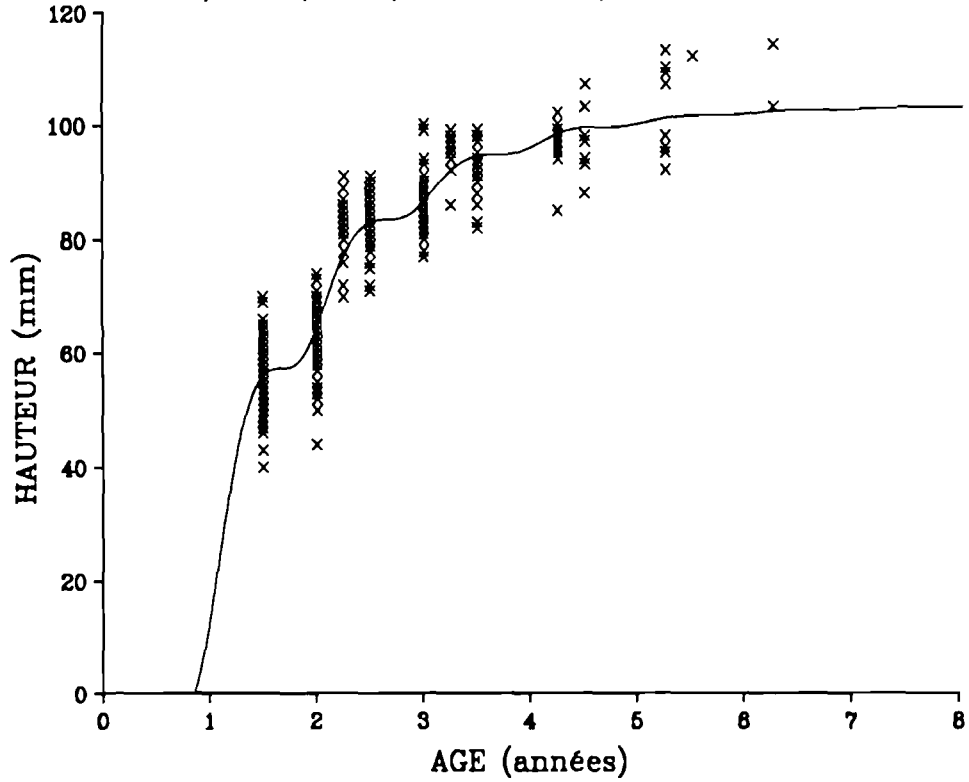


Figure 7.12. Strate 1 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

$$L_{\infty} = 112; k = 0,700; t_0 = 0,514; C = 0,981; t_s = -0,258$$

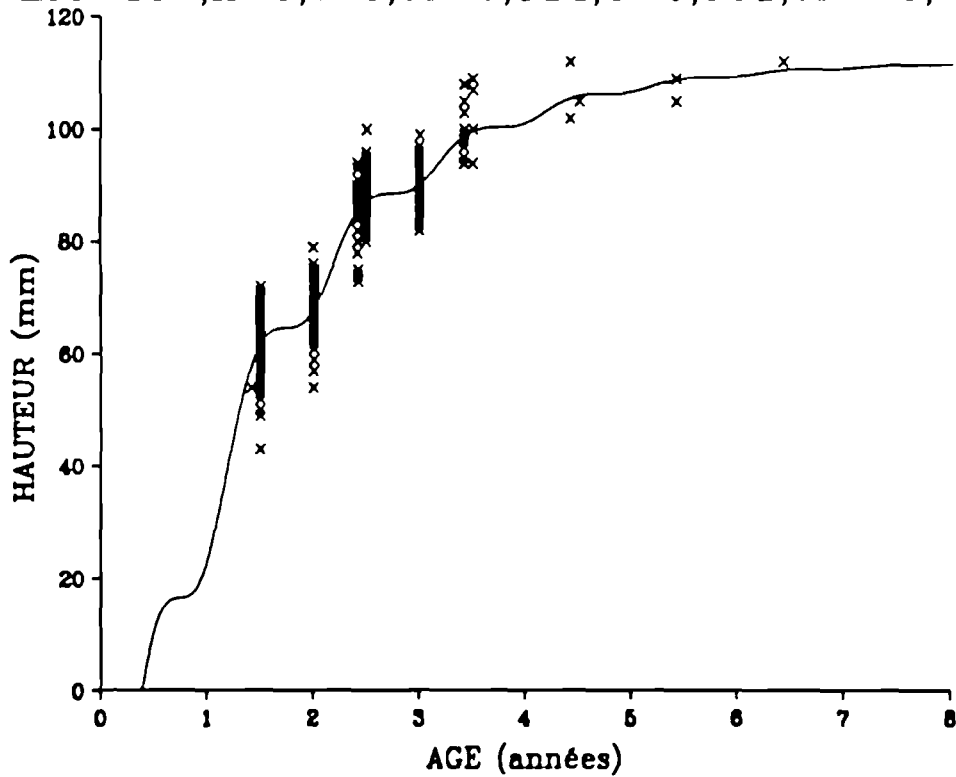


Figure 7.13. Strate 2 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

$L_{\infty}=106;k=0,881;t_0=0,600;C=1,000;t_s=-0,356$

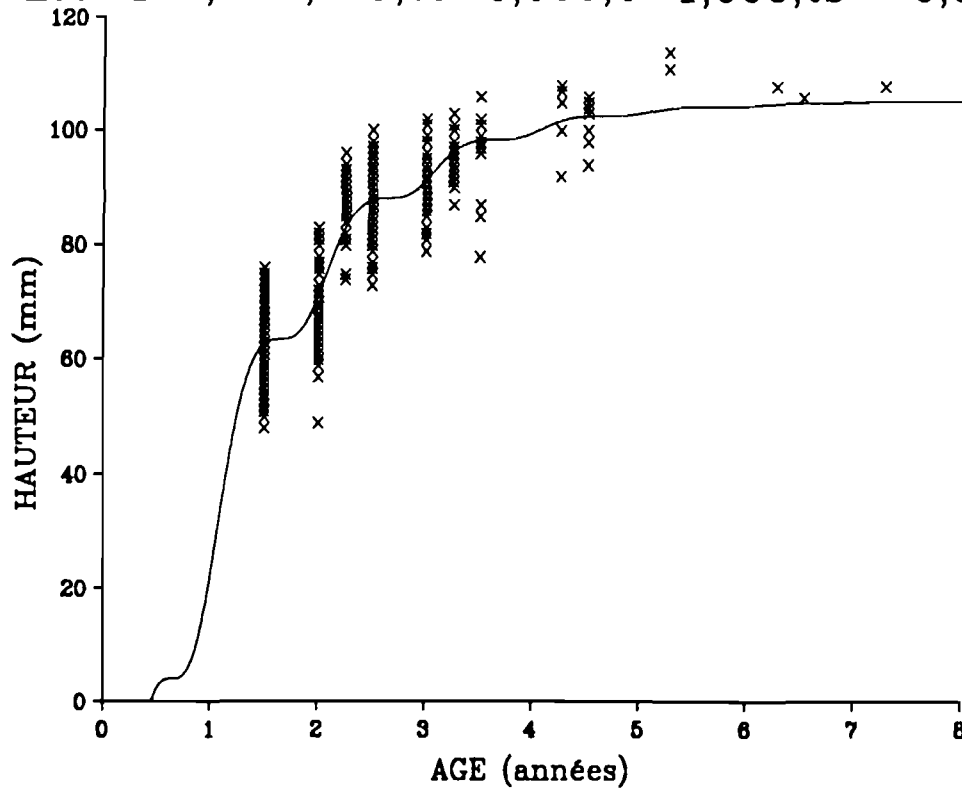


Figure 7.14. Strate 3 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

$L_{\infty}=106;k=0,877;t_0=0,564;C=0,999;t_s=-0,401$

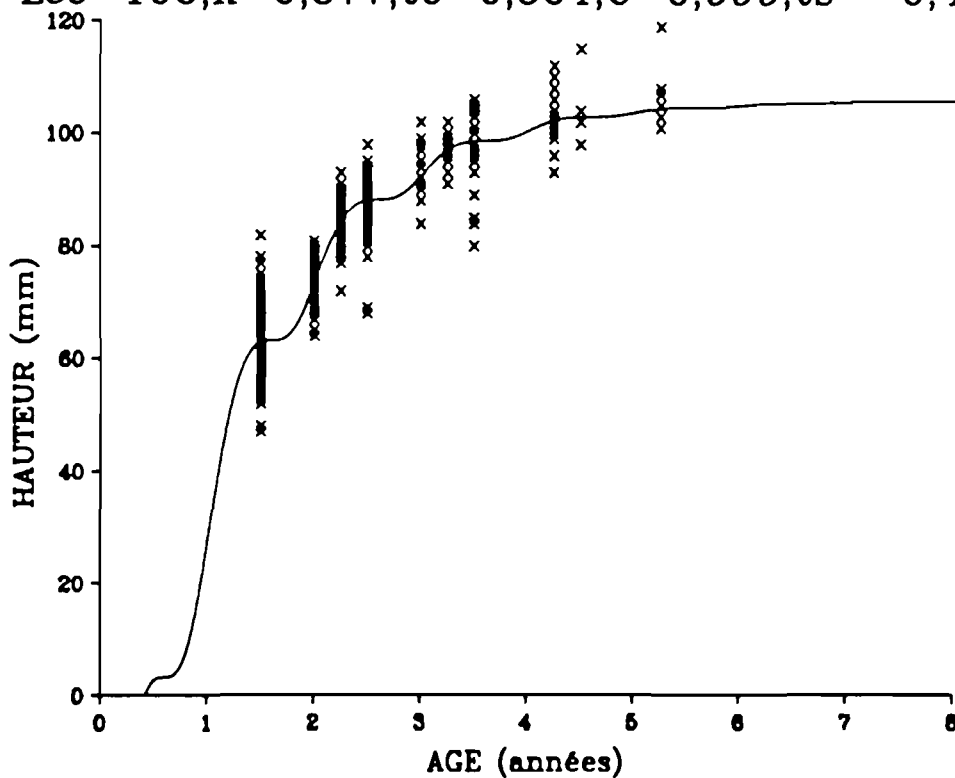


Figure 7.15. Strate 4 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

$$L_{\infty} = 108; k = 0,889; t_0 = 0,748; C = 1,000; t_s = -0,345$$

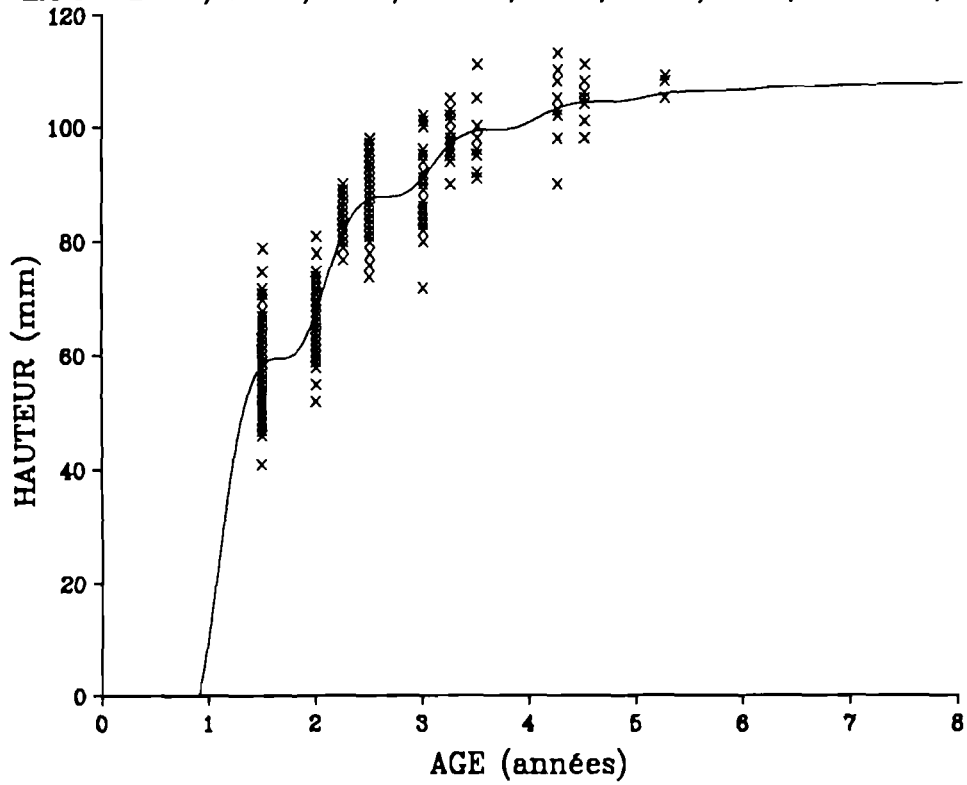


Figure 7.16. Strate 5 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

$$L_{\infty} = 112; k = 0,673; t_0 = 0,609; C = 1,000; t_s = -0,371$$

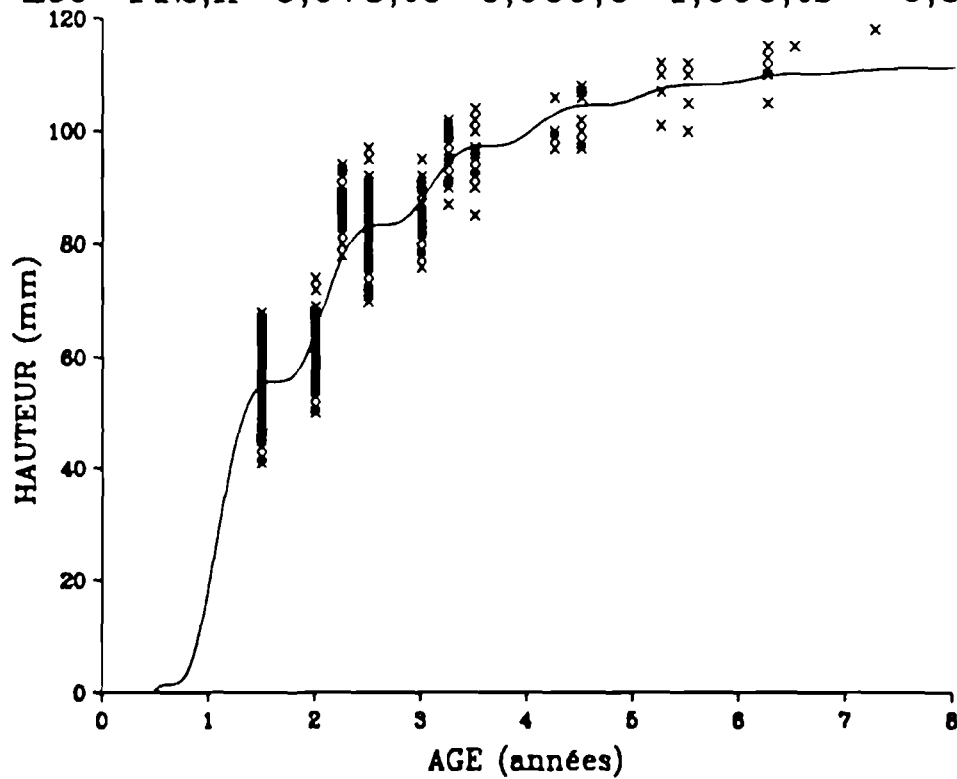


Figure 7.17. Strate 6 : ajustement d'une équation de croissance avec modulation saisonnière (nombre d'observations = 498).

L'uniformité des valeurs des paramètres saisonniers, C et t_s , est la règle pour les six strates. C est presque égal à 1 ; l'hypothèse de BUESTEL et LAUREC (1976), ANTOINE et al. (1979) considérant $C=1$ n'est donc pas irréaliste. Les valeurs de t_s sont, en général, comprises entre -0,35 et -0,40 ; si la date de naissance de l'animal est fixée au 1er juillet, le moment de ralentissement maximal de croissance correspond à l'intervalle de février à mars, période de minimum thermique de l'eau de mer dans le secteur étudié.

Il est intéressant de tester ensuite si la modulation saisonnière contribue sensiblement à la diminution de la valeur de la S.C.E. résiduels du modèle à trois paramètres L_∞ , k , t_0 . Une amélioration significative obtenue par l'introduction de deux paramètres supplémentaires, C et t_s , justifierait de retenir le modèle de croissance intégrant la modulation saisonnière.

En disposant SCE(1) et SCE(2), sommes des carrés des écarts résiduels obtenues par les deux modèles, respectivement sans et avec modulation saisonnière, ainsi que ddl(1) et ddl(2), degrés de liberté correspondant (calculés à partir du nombre d'animaux échantillonnés et non du nombre total de mesures), une quantité F_{obs} , similaire à celle mise en oeuvre pour tester la conformité à l'isométrie (paragr. 2.4.2 ; formule (7.7)), a été comparée à la valeur théorique de la distribution de Fisher (tableau 7.25).

TABLEAU 7.25					
TEST STATISTIQUE SUR LE CHOIX DE LA MODULATION SAISONNIERE					
STR	SCE(1)	SCE(2)	ddl(1)	ddl(2)	$F(\alpha; 2; ddl(2))$
1	18673,2	14458,8	373	371	54,069*
2	14893,0	10903,1	349	347	63,491*
3	20320,3	16860,3	350	348	35,708*
4	14463,8	13229,4	276	274	12,783*
5	20522,7	15311,3	383	381	64,839*
6	25696,2	19456,0	185	183	29,347*

(* = significatif au seuil de confiance $1-\alpha = 0,95$).

Le tableau 7.25 montre effectivement que l'option saisonnière améliore significativement l'ajustement de la croissance sur l'ensemble des strates.

3.5. La comparaison des équations de croissance par strate.

3.5.1. Les ellipses de confiance.

Les contours de confiance sont donnés par la figure 7.18. Des zones de recouvrement, plus ou moins marquées, de certaines strates sont observées (groupe constitué par les strates 1, 3, 5 et 6) avec deux cas extrêmes représentés par les strates 2 et 4 qui s'écartent des autres (le résultat de la strate 2 doit, pourtant, être vu avec précaution car les prélèvements y ont été effectués à l'aide de la drague commerciale à maillage de 85 mm).

Il n'est pas prudent d'avancer plus dans l'interprétation du résultat obtenu pour deux raisons : (I) l'interdépendance des k et L_∞ , se manifestant par la forme allongée des ellipses, limite la validité de la méthode ; ainsi, il n'est pas possible de savoir si une diminution de k allant de pair avec une augmentation de

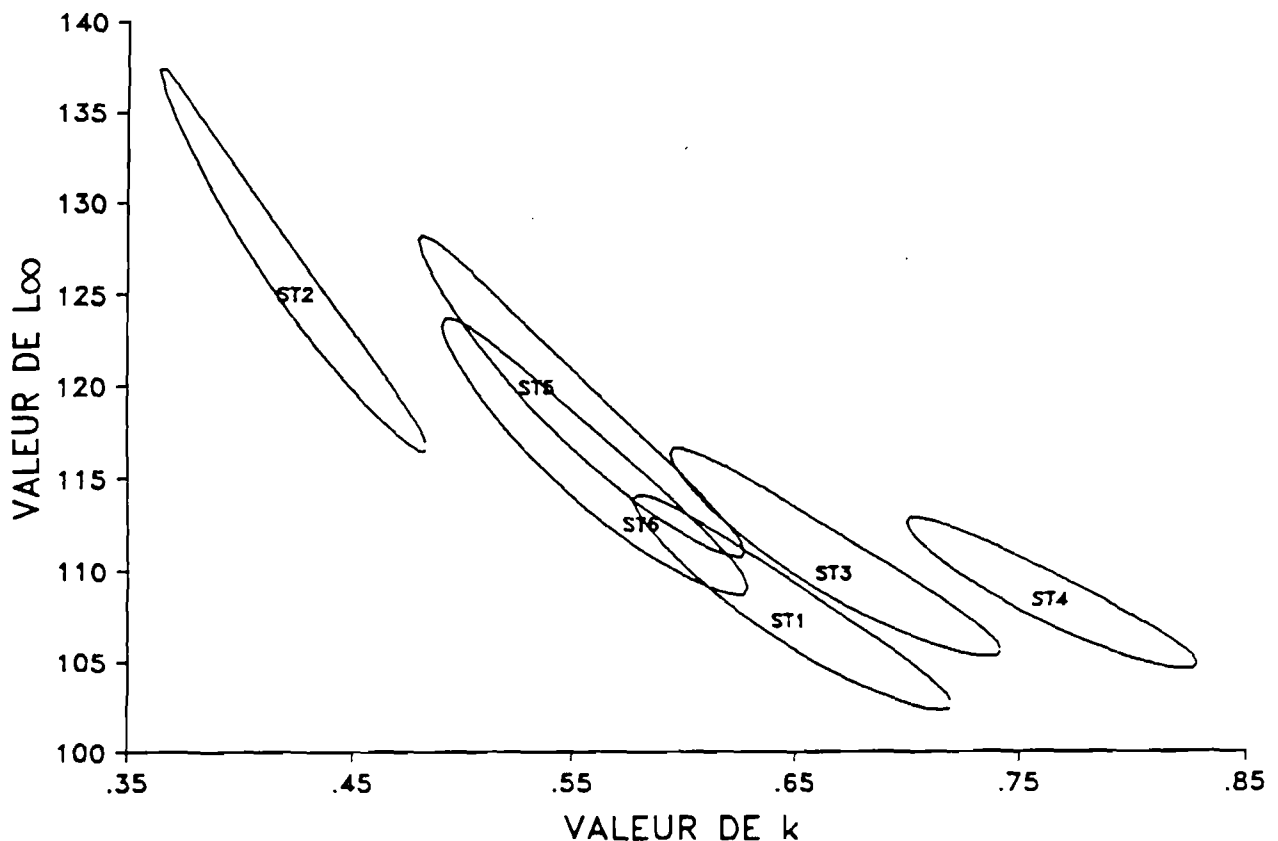


Figure 7.18. Traçage des ellipses de confiance (k , L_{∞}) pour les six strates de la baie. Les valeurs de t_0 sont conditionnées selon les résultats des ajustements de l'équation de Von Bertalanffy (cf. tableau 7.16 ; figures 7.6 à 7.11). Seuil de confiance : $1-\alpha = 0,95$.

L_{∞} est liée à une variabilité spatiale de la croissance ou constitue tout simplement un artefact de l'anti-corrélation (à ce propos, la figure montre que l'ensemble des contours tracés pourrait être englobé à l'intérieur d'une ellipse générale pour l'ensemble de la baie) ; (II) ce résultat ne peut être présenté que sur le plan bidimensionnel par un conditionnement de la valeur de t_0 alors qu'un espace tridimensionnel conviendrait mieux (LIN, 1987).

3.5.2. La méthode de BERNARD.

Les résultats de cette comparaison sont présentés dans le tableau 7.26. Les nombres de degrés de liberté et les valeurs de T_0^2 et T^2 sont calculés à partir du nombre d'animaux prélevés dans chaque strate (tableau 7.15). Dans ce tableau, seuls les intervalles de différence de L_{∞} et k sont présentés. Il ne paraît pas raisonnable de continuer cette opération sur t_0 dont la précision à l'estimation est handicapée par la non prise en compte du premier anneau hivernal.

TABLEAU 7.26

RESULTATS DE LA METHODE DE BERNARD

STRATES COMPAREES	T ²	T _O ²	INTERVALLE L [∞] _i -L [∞] _j	INTERVALLE k _i -k _j
1 ; 2	6664,67*	7,8215	[-13,62; -12,16]	[0,125; 0,145]
1 ; 3	6853,70*	7,8215	[- 2,67; - 1,65]	[-0,039; -0,017]
1 ; 4	34465,00*	7,8240	[0,06; 0,96]	[-0,161; -0,139]
1 ; 5	22352,80*	7,8206	[- 7,77; - 6,63]	[0,006; 0,026]
1 ; 6	3642,02*	7,8279	[- 7,53; - 6,35]	[0,044; 0,066]
2 ; 3	2785,77*	7,8223	[9,96; 11,50]	[-0,175; -0,151]
2 ; 4	6536,73*	7,8249	[12,62; 14,18]	[-0,297; -0,273]
2 ; 5	5706,84*	7,8213	[4,90; 6,49]	[-0,130; -0,108]
2 ; 6	9692,03*	7,8291	[4,97; 6,93]	[-0,092; -0,068]
3 ; 4	1889,07*	7,8248	[2,17; 3,18]	[-0,135; -0,109]
3 ; 5	16791,60*	7,8212	[- 5,65; - 4,43]	[0,032; 0,056]
3 ; 6	23937,60*	7,8291	[- 5,44; - 4,12]	[0,070; 0,096]
4 ; 5	15862,60*	7,8236	[- 8,30; - 7,12]	[0,154; 0,178]
4 ; 6	17038,80*	7,8337	[- 7,98; - 6,92]	[0,192; 0,218]
5 ; 6	8876,13*	7,8274	[- 0,49; 1,01]	[0,027; 0,051]

(* - différence significative au seuil de confiance $1-\alpha = 0,99$)

Bien que le seuil de confiance soit fixé à 99% (au lieu de 95%), l'hypothèse nulle (H_0) : "une courbe de croissance commune peut être appliquée sur deux strates" est rejetée dans l'ensemble des comparaisons, les valeurs de T^2 étant hautement significatives. Par ailleurs, il peut être constaté que la quasi-totalité des intervalles de confiance autour des différences de L^∞ et k ne contient pas zéro : les paramètres de croissance ainsi comparés sont significativement différents.

Il est vrai qu'une hétérogénéité de croissance doit subsister en baie de St-Brieuc. La comparaison de tailles moyennes (paragr.3.1) confirme ce fait. Toutefois, le résultat obtenu par la méthode de BERNARD ne semble pas justifiable, d'autant plus que : (I) le seuil de confiance fixé à un niveau élevé limite considérablement la probabilité de rejeter H_0 ; (II) les calculs sont faits en tenant compte du nombre de mesures indépendantes (animaux) et non de celui de mesures totales : cela entraîne la diminution de T^2 calculés et, par conséquent, l'augmentation de la probabilité de conserver H_0 .

La méthode a été jusqu'ici employée pour comparer des espèces (*Lophius piscatorius* et *L. budegassa* : GAERTNER, 1985), des sexes (*Pleuronectes platessa* : LIN, 1987) ou des gisements d'une même espèce (*Venus rosalina* : DIOP, 1988). Dans tous les exemples cités, elle a conduit au rejet des H_0 . Il convient donc de répondre à la question suivante : la méthode serait-elle excessivement puissante par rapport à la variabilité du matériel biologique ?

Pour ce faire, chaque strate a été subdivisée, par un tirage aléatoire, en deux lots de même effectif. Il serait illogique de déduire une différence significative entre ces lots lorsque toute différence intra-strate ne devrait constituer que de "bruit blanc". Les résultats sont présentés dans le tableau 7.27.

TABLEAU 7.27						
METHODE DE BERNARD APRES SUBDIVISION DES STRATES						
ST	LOT	L_{∞}	k	t_0	T^2	T_0^2
1	1	107,15	0,642	0,358	93,221*	7,9023
	2	110,12	0,588	0,294		
2	1	132,79	0,389	-0,082	469,145*	7,9052
	2	118,79	0,496	0,043		
3	1	105,20	0,782	0,355	741,550*	7,9050
	2	115,77	0,554	0,099		
4	1	107,42	0,780	0,382	185,418*	8,0078
	2	109,39	0,733	0,325		
5	1	114,72	0,615	0,359	77,621*	7,8408
	2	117,11	0,580	0,312		
6	1	114,56	0,582	0,401	219,014*	8,0364
	2	116,70	0,535	0,286		

(* = différence significative au seuil de $1-\alpha = 0,99$)

Bien que les valeurs de T^2 soient plus faibles que celles obtenues lors des comparaisons inter-strate, la méthode de BERNARD conduit encore une fois à des différences significatives.

En conclusion, la méthode de BERNARD donne des différences significatives même là où leur présence n'est pas explicable : cela limite son intérêt. Ainsi, il n'a pas paru nécessaire de continuer jusqu'au F critique, comme cela fut réalisé par LIN (1987), pour identifier le paramètre contribuant le plus à l'existence de différence.

4. DISCUSSION.

Cette étude met en évidence l'existence d'une variabilité de la croissance sur le plan temporel et spatial. Le problème posé est triple :

- Les paramètres de croissance actuellement utilisés dans l'analyse de la pêcherie sont-ils bien définis ? Faut-il envisager des modifications ?
- La variabilité de la croissance se manifeste-t-elle plus nettement sur le plan spatial ou temporel ? Quels sont les mécanismes y intervenant ?
- Comment faut-il valoriser et exploiter les informations acquises dans la perspective d'une rotation de zones de pêche ou d'aquaculture extensive ?

4.1. Comparaison des tailles moyennes.

4.1.1. La variabilité temporelle.

Au regard des résultats présentés dans les tableaux 7.1 à 7.9, nous constatons que les différences inter-cohorte sur les tailles au second anneau

hivernal ou les hauteurs totales sont de faible amplitude. Ce type de comparaison présente l'avantage d'être opéré uniquement sur des animaux n'étant pas encore entrés en phase d'exploitation (1,5 et 2 ans). En conséquence, les résultats obtenus ne sont pas biaisés par une sélection des tailles occasionnée par la pêche.

Les différences de tailles observées pour les cohortes nées en 1984 et 1985 sont, en général, inférieures à 5 mm ; toutefois, il ne s'agit que d'une comparaison de deux années successives et cela restreint la généralisation des conclusions. De plus, à cette échelle, il est difficile voire impossible de savoir si la différence est un "bruit blanc" dû à un biais systématique introduit par l'observateur ou reflète un phénomène biologique ; ANTOINE (1979) a, en effet, signalé que l'expérimentateur aurait la tendance à introduire lors des mensurations des pics parasites se répétant systématiquement tous les 5 mm environ.

S'il est admis que les écarts observés aient une cause biologique, il est à noter que ceux-ci se manifestent par des tailles moyennes de la cohorte née en 1985 inférieures à celles de 1984.

Pour cela, deux hypothèses peuvent être avancées :

- Les individus nés en 1985 seraient issus d'une ponte plus tardive. Ce premier scénario ne semble guère plausible : DAO (non publié) affirme que le captage du naissain effectué en été 1985 a été précoce (fixations obtenues notamment en juillet).

- Il y aurait un changement éventuel des conditions environnementales d'une année à l'autre. Il serait, pourtant, difficile de retenir cette hypothèse : ANTOINE (1979) a suggéré que, dans la mesure où des variations des conditions du milieu (salinité, température, apports en sels nutritifs, etc.) intervenaient, elles affecteraient plutôt les secteurs à proximité des côtes et de faible profondeur (donc les strates 3 et 4 du sud de la baie). Dans ce travail, une telle tendance n'a pas pu être vérifiée.

Les faibles différences observées restent, en conséquence, inexplicables du point de vue biologique. Toutefois, elles ne devraient pas, sur le plan pratique, constituer un inconvénient majeur pour la gestion de la ressource. Les tailles calculées, intégrées dans un modèle commun de croissance, n'introduiraient qu'un faible biais aux bas niveaux de la courbe de croissance sans incidence grave sur les groupes d'âge exploités.

4.1.2. La variabilité spatiale.

4.1.2.1. Les inconvénients des comparaisons.

Les différences de tailles selon les strates paraissent plus fortes qu'à l'échelle temporelle en accord avec le travail d'ANTOINE (1979) mettant plutôt l'accent sur l'aspect spatial de la variabilité. Cependant, trois inconvénients limiteront la validité des interprétations du phénomène :

- Le taux d'exploitation sur l'ensemble de la baie ne présente pas de grandes variations d'une année à l'autre dans le début des années 1980. Il est, par contre, incontestable que, pour une saison de pêche donnée, les différents secteurs ne sont pas soumis aux mêmes taux d'exploitation. Les secteurs

géographiques les plus fréquentés par la flottille commerciale appartiennent aux strates 1 (secteur de la bouée de la Basse St-Brieuc), 2 (plateau des Hors) et 5 (secteur entre les bouées du Grand, du Petit Léjon et la Basse des Comtesses) ; par contre, le sud de la baie est moins exploité. ANTOINE (1979) avait signalé que, dans des zones fortement exploitées, les individus à taille plus faible que la moyenne auraient plus de chance d'accéder à un âge plus avancé, du fait de la sélection par l'engin de pêche et le tri par les pêcheurs. Il est donc difficile de savoir, en cas d'existence de tailles plus faibles dans les strates les plus exploitées, si cela a des origines liées à des caractères proprement biologiques ou est plutôt l'effet d'un biais introduit par l'exploitation et maintenu en raison du rétrocalcul.

Cet inconvénient n'intervient qu'aux groupes d'âge déjà exploités et non aux données concernant la cohorte de 1985, encore non-exploitée au moment de la réalisation des échantillons : étant donnée la forte proportion d'animaux de la cohorte en question, le biais de ce type ne serait attaché qu'à une petite fraction d'individus ayant constitué l'échantillon des tailles au second anneau hivernal (uniquement aux animaux des anciennes cohortes ayant servi au rétrocalcul lors des comparaisons).

- Les dates de naissance ne sont pas les mêmes sur l'ensemble des cohortes prises en compte aux comparaisons inter-strate. L'étude de la variabilité de croissance entre les cohortes nées en 1984 et 1985 n'a pas révélé l'existence d'une différence de dates de ponte : ce point est aussi confirmé par HALARY (comm. pers.). Il n'est, pourtant, pas exclu que cette composante soit intervenue dans le passé sur une des cohortes déjà exploitées et prises en compte dans les comparaisons (cohorte 1982 ou 1983).

- Il est à noter que la stratification retenue est celle définie lors de l'application du plan d'échantillonnage d'évaluation directe (cf. chapitre 6) ; elle n'est pas fondée sur des critères concernant la biologie et la croissance de l'animal. Il est, en conséquence, possible d'avoir autant, sinon plus, de variabilité à l'échelle intra-strate qu'inter-strate. Comme ANTOINE (1979) l'a signalé, ici encore, peut se poser le problème de validité de l'échantillonnage devant l'hétérogénéité spatiale.

4.1.2.2. Les tests statistiques.

Il s'est avéré impossible d'appliquer un plan commun de tests statistiques de comparaison des tailles moyennes. Le test de BARTLETT (test d'homogénéité, égalité ou homoscedasticité de variance ; SCHERRER, 1983a) n'a pas permis de continuer par une analyse de variance sur les individus âgés de deux ans.

Ce test s'impose s'il faut procéder à une comparaison de plus de deux variances. Comme SCHERRER (1983a) l'a signalé, une application d'un test F de comparaison des n échantillons deux par deux amènerait à $n(n-1)/2$ occasions de commettre une erreur de 1ère espèce (rejet de H_0 alors qu'elle est vraie). Ainsi, en fixant un seuil de confiance $1-\alpha = 0,95$, la vraie probabilité de rejeter au moins une fois l'hypothèse nulle (dans notre cas $n=6$) s'élèverait à :

$$1 - \frac{15!}{(15-0)! \cdot 0!} \cdot (0,05)^0 \cdot (0,95)^{15} = 0,54 \text{ au lieu de } 0,05$$

Ce test est très sensible aux données s'écartant de la normalité et en particulier aux distributions à forte valeur du coefficient d'aplatissement ("kurtosis"). Un rejet de H_0 ne signifierait pas forcément une hétérogénéité de variances, mais pourrait être dû au non respect de la normalité des distributions. D'autres tests, moins sensibles au non respect de la normalité, ont été proposés (p.ex. test "log-anova" : MARTIN et GAMES *in* SCHERRER, 1983a). Toutefois, SCHERRER (1983a) a noté que cette sensibilité ne constitue pas un inconvénient majeur du test de BARTLETT pour l'étape suivante de l'analyse de variance qui exige, de toute façon, la vérification préalable de la normalité des distributions et de l'homogénéité de leur variance.

Par contre, l'ignorance du facteur contribuant au rejet de H_0 du test de BARTLETT est contraignante du point de vue biologique. Il faudrait ainsi expliquer pourquoi H_0 est repoussée chez les animaux de deux ans. Les interprétations suivantes sont envisageables :

(I) Il serait possible d'être en présence d'un non respect de la normalité. DAO (comm. pers.) trouve que le résultat obtenu lors de l'application du test n'est pas surprenant : la différence des tailles d'animaux, d'une cohorte donnée, issus de diverses dates de ponte n'est pas atténuée chez les premiers groupes d'âge, cette diversité devenant négligeable pour les individus les plus âgés. La grande variabilité des tailles d'animaux de deux ans serait ainsi liée au fait que leur distribution pourrait vraisemblablement provenir d'un mélange de plusieurs composantes gaussiennes.

A ce propos, nous avons calculé et testé pour chaque strate les valeurs de divers coefficients, tels celui de la dissymétrie et de l'aplatissement, des distributions de fréquences de tailles des individus de deux ans (anneau 2 et hauteur 2). Nous avons aussi procédé à des tests de X^2 de conformité à la normalité, sur des données lissées par des moyennes mobiles d'ordre 5, comme cela fut réalisé par ANTOINE (1979). Les résultats figurent en annexe X.

Il serait difficile d'avancer plus dans cette voie car la prise en compte des données lissées amènerait à gommer, avec les effets parasites de la mensuration, une partie de la variabilité naturelle du phénomène (ANTOINE, 1979). Toutefois, les histogrammes présentés montrent que, dans le cas du gisement de St-Brieuc, nous sommes loin d'un bimodalisme (*Pecten maximus* de l'île de Man : MASON, 1957 ; *Chlamys varia* de la rade de Brest : CONAN et SHAFEE, 1978 ; *Pecten maximus* de Camaret : ANTOINE, 1979) ou, encore, trimodalisme (*Pecten maximus* en rade de Brest : ANTOINE, 1979), phénomènes souvent attribués à la présence de plusieurs recrutements annuels. A St-Brieuc, en cas de plusieurs pontes significatives pendant l'été (le plus souvent deux : BUESTEL, 1978), la différence entre les dates de la plus précoce et de la plus tardive ne pourrait aucunement excéder les deux mois (observations réalisées dans le cadre du P.N.D.R.). Il serait, donc, impossible sinon statistiquement dangereux de tenter une décomposition d'une distribution de tailles en composantes normales.

(II) Il est possible que la stratification appliquée ne donne pas de sous-ensembles réellement homogènes du point de vue de la biologie et de la croissance de l'animal (voir strate 3 : paragr. 4.1.2.1). Certaines strates mal définies peuvent ainsi présenter une grande variabilité des tailles des animaux de deux ans. Cette différence pourrait, ensuite, ne pas être repérée pour les animaux de trois ans en raison de la sélection des grandes tailles par l'engin de pêche commerciale : la pêche amènerait donc à homogénéiser les distributions des tailles.

Le test t de STUDENT modifié, utilisé en cas du rejet de H_0 du test de BARTLETT, présente, par rapport à l'analyse de variance, l'inconvénient d'augmenter le risque réel de l'ère espèce du fait des comparaisons des strates deux par deux. Pour retenir un seuil d'erreur α global de 5%, nous avons finalement, pour chaque comparaison, fixé un seuil de confiance $1-\alpha$ tel que :

$$1 - \frac{15!}{(15-0)! \cdot 0!} \cdot (\alpha)^0 \cdot (1-\alpha)^{15} = 0,05, \text{ donc : } 1-\alpha = 0,997$$

En cas de respect de la normalité des distributions et d'homogénéité des variances (tailles aux anneaux 3 et hauteurs 3), nous avons pu continuer par un test H.S.D. de TUKEY. Ce dernier présente, selon SCHERRER (1983a), l'inconvénient d'être plus conservateur (augmentation du risque β de 2^{de} espèce) que l'analyse de variance qui utilise mieux l'information disponible : cela peut se manifester par des incohérences statistiques telle que l'existence de chevauchement entre tailles moyennes (hauteur 3 ; tableau 7.13).

4.1.2.3. Interprétation.

Deux à quatre sous-ensembles géographiques sont discriminés par les tests effectués, les différences devenant de moins en moins nettes lorsque l'âge augmente (de 2 à 3 ans).

Ces regroupements font apparaître un gradient géographique, la taille moyenne augmentant du nord au sud de la baie. Cette situation, en général admise par les professionnels de la pêche, a été repérée lors de la campagne d'évaluation directe de juin 1987. Pour certains secteurs, tels ceux de la Basse de la Mauve et de la Basse St-Brieuc (strate 1), il est connu que les animaux présents sont généralement petits et n'atteignent qu'en faible proportion la taille marchande au début de la saison de pêche (DAO, comm.pers.).

Pour cela, plusieurs hypothèses peuvent être développées :

(I) Influence des conditions du milieu : les individus se trouvant à proximité des côtes sont plus exposés aux variations des conditions du milieu, notamment à celles de la température, de la qualité des eaux et de la disponibilité trophique. Cet aspect a été également souligné par ORENSANZ (1986) sur une autre espèce de Pectinidés (Chlamys rehuelcha).

(II) Le rôle de la répartition du taux d'exploitation : les zones les plus éloignées des côtes sont les plus exploitées. Ce fait est confirmé lors de l'enregistrement des débarquements par strate géographique depuis 1985. MORIZE et ROHAN (1982) avaient signalé que le fond de la baie est relativement peu fréquenté pendant la saison de pêche ; la tendance à la recherche de zones plus au large peut être attribuée à l'appauvrissement réel du fond de la baie.

(III) Effet de la densité du stock : Il est souvent admis, pour des peuplements benthiques, que la densité a une influence sur la croissance. GRUFFYDD (1974) a déduit une relation entre la densité et la taille maximale des gisements irlandais non exploités de Pecten maximus. LUBET (*in* ANTOINE, 1979) suggère que l'effet de la densité sur la croissance des mollusques passe par une étape où l'augmentation favorise la croissance individuelle jusqu'à un seuil au-delà duquel l'augmentation de la densité a une influence négative sur la croissance. ORENSANZ (1986) propose une relation polynomiale entre la densité d'un stock de Chlamys

tehuelcha et la croissance individuelle. Dans le cas d'un gisement fortement exploité, tel que de la coquille St-Jacques en baie de St-Brieuc, il serait difficile de soutenir une hypothèse d'influence de la densité conformément aux remarques d'ANTOINE (1979). Les densités moyennes observées depuis quelques années, se situent à des niveaux assez bas (de l'ordre de 0,10 à 0,15 individus/m² pour les animaux de deux ans) et seraient loin d'agir comme facteur limitant sur la taille des animaux. L'influence de la densité d'espèces compétitrices de la coquille St-Jacques (anomie, crépidules, etc.) serait peut-être d'une signification plus intéressante car elle pourrait agir sur les capacités trophiques du milieu ; toutefois, le sujet n'a pas pu être abordé en défaut d'éléments suffisants.

4.2. Les modèles de croissance.

4.2.1. Equations sans modulation saisonnière.

La qualité des ajustements réalisés est relativement satisfaisante. L'écart entre tailles moyennes, observées et prédites par le modèle, est, en général, faible (fig. 7.6 à 7.11) au moins sur les groupes d'âge représentés en effectif suffisant (2 à 5). La valeur négative des résidus pour les animaux de 2 ans (sous-estimation quasi-systématique des tailles lors des ajustements), pourrait être due au choix d'une échelle d'intervalles d'âge inférieure à un an et indiquerait, dans ce cas, l'intérêt du recours à une modulation sinusoidale intrannuelle. En se référant à une échelle annuelle, le modèle de Von Bertalanffy décrit correctement la croissance individuelle des animaux.

Les coefficients de variation de k et L_{∞} sont faibles (tableau 7.16), celui de t_0 étant affecté par la non prise en compte du 1er anneau hivernal. Sur l'ensemble des strates, L_{∞} semble avoir une variabilité moins forte que k , cette situation étant également rencontrée par ANTOINE (1979). Contrairement à l'idée générale considérant que L_{∞} est le paramètre présentant une incertitude plus marquée à un stock fortement exploité (en raison de la faible représentativité en individus de grande taille), les résultats (tableau 7.16) mettent l'accent sur l'imprécision autour de k . Pour cela, deux raisons peuvent être évoquées :

- *Une réalité biologique dans la population* : DIOP (1988), ayant travaillé sur un stock vierge des Vénéridés (Venus rosalina), s'est trouvé devant une situation semblable. Il est souvent admis que, dans la nature, la variabilité des tailles diminue quand l'âge augmente. Dans cette hypothèse, k serait plutôt affecté par la variabilité individuelle de la croissance des premiers groupes d'âge alors que L_{∞} serait notamment lié aux incertitudes des tailles chez les groupes âgés. Des études de sensibilité, réalisées par CHEVAILLIER (1990) sur des données simulées, renforcent cette conclusion.

- *Un artefact mathématique* : k et t_0 sont des paramètres fortement corrélés ; l'incertitude autour de k pourrait donc être liée à l'inconvénient de la non prise en compte du 1er anneau hivernal qui affecte surtout le t_0 .

Il a été constaté que les tailles actuelles sont systématiquement inférieures à celles prises en compte par ANTOINE (1979). Sur ce point, il faut préciser que :

- La couverture spatiale assurée par les deux études est différente ; les secteurs de la Mauve et de la Basse St-Brieuc (strate 1) n'étant pratiquement pas pêchés il y a dix ans, n'ont pas été représentés dans les échantillons d'ANTOINE ; à

l'opposé, d'autres zones (Platières ; strate 4), connues par la présence d'animaux de grande taille et exploitées intensément par le passé, ont une contribution marginale dans la ressource totale actuelle.

- L'utilisation de la drague à maillage de 50 mm débute en 1980. Les échantillonnages antérieurs s'effectuaient à l'aide de la drague à maillage de 72 mm dont la sélectivité ne peut pas être négligée, notamment sur les animaux du groupe d'âge 2.

- Toutefois, l'impact de l'exploitation ne devrait pas être exclu, notamment en terme de taille maximale observée dans les captures expérimentales : ANTOINE (comm.pers.) confirme qu'il y a une dizaine d'années, il était encore possible de trouver des individus mesurant 13 à 14 cm de hauteur, alors qu'actuellement, il est rare de rencontrer des tailles supérieures à 11 cm.

En admettant une relation entre la hauteur maximale observée et L_{∞} , une modification des paramètres de croissance paraît probable. Le taux d'exploitation exercé sur le stock a été sensiblement réduit depuis dix ans, mais l'effort actuel est vraisemblablement déployé sur une fraction bien plus élevée de la population totale à la suite de plusieurs recrutements à abondance médiocre voire faible et grâce à la facilité actuelle de dragage dans les zones des "cailloux" (lames des dragues renforcées au carbure). Il serait cependant risqué de se prononcer pour une dérive génétique expliquée par la sélection continue des animaux à croissance forte.

- D'autres facteurs seraient susceptibles d'intervenir sur ce phénomène. Il n'est pas impossible qu'une modification des paramètres de croissance soit liée à un changement des conditions du milieu, notamment à celui de la température ; cette hypothèse, au regard des températures moyennes calculées par le modèle d'AGOUMI (1982), n'a pourtant pas pu être vérifiée : il n'y a pas eu, à quelques exceptions près (années 1976 et 1986), des années présentant des caractéristiques thermiques extrêmes pouvant provoquer des modifications sensibles de la croissance.

- Une autre hypothèse met l'accent sur le rôle des causes de nature pathologique (p.ex. Rickettsiae sp.) ou, en général, de la qualité de l'eau de mer ; ce point constitue un sujet d'étude depuis peu de temps. Il serait prématuré de le développer davantage.

Eu égard le nombre limité de cohortes échantillonnées, une réponse au sujet d'une dérive de la croissance nécessiterait d'étendre la collecte des données sur une longue période.

4.2.2. Equations avec modulation saisonnière.

L'allure des résidus de la hauteur à deux ans obtenus par les ajustements d'équations de Von Bertalanffy suggérerait le recours à des fonctions saisonnières sinusoïdales. Cependant, nous ne pouvons pas exclure que cette allure soit due à une particularité de la cohorte née en 1985.

Les résultats montrent une amélioration significative de l'ajustement par l'introduction des paramètres saisonniers : cela est constaté tant par la diminution de la S.C.E. résiduels que par le gain en précision des paramètres communs dans les deux modèles (L_{∞} , k , t_0). La diminution du taux d'accroissement en hiver est liée à la baisse de la température ; le régime thermique de l'eau de

mer en baie de St-Brieuc présente un aspect plutôt continental avec des écarts de température entre hiver et été relativement élevés (de l'ordre de 8 à 10 degrés).

Pour être plus rigoureux, il faudrait introduire de plus une fonction sinusoïdale antagoniste de la première qui serait liée à la reproduction estivale (GAERTNER, 1985). L'intérêt de cette opération a été d'ailleurs souligné par ORENSANZ (1986). Toutefois, les animaux du gisement étudié ne marquent que rarement un anneau lisible de reproduction. En l'absence de données, il a fallu se contenter de la modulation saisonnière.

4.2.3. Le rétrocalcul sur les anneaux hivernaux.

Les avis sur la réalisation d'un rétrocalcul sont divergents.

(I) L'inconvénient de cette méthode est d'attribuer, dans le cas de vieux groupes d'âge, un poids plus élevé aux animaux à faible croissance qui ont, en moyenne, une probabilité plus forte d'échapper à l'action sélective des engins des pêches commerciales.

(II) Par contre, le rétrocalcul permet d'obtenir, sur plusieurs cohortes, des mesures des premiers anneaux hivernaux et d'atténuer, par conséquent, les effets liés à la variabilité inter-cohorte de la croissance.

Chez les Pectinidés, le rétrocalcul a toujours été adopté pour des considérations exclusivement pratiques (disponibilité en nombre de mesures). Toutefois, il peut introduire un terme inconnu de covariance lié à l'interdépendance entre les accroissements successifs d'un animal (cf. paragr. 3.3). Son impact en terme de biais et de variance n'a pas été cerné lors des études antérieures sur le gisement étudié. L'annexe XI l'analyse, toutes strates géographiques confondues, à l'aide des techniques de ré-échantillonnage (Jackknife; EFRON, 1979, 1982), et des développements limités en série de TAYLOR d'ordre 1 et 2 approximant les variances et les biais.

En résumé de l'annexe XI, le rétrocalcul contribue à une diminution sensible des variances de L_{∞} , k , t_0 et des hauteurs prédites aux âges, en raison de l'augmentation du nombre de couples des données. Il provoque, de plus, une réduction significative des biais des hauteurs aux âges. Les inconvénients principaux du rétrocalcul sont liés à :

(I) Il amène à une augmentation des biais absolus des k et t_0 ce qui a un effet plus significatif sur les jeunes individus où la sensibilité en ces deux paramètres est dominante par rapport à celle en L_{∞} .

(II) L'ajustement par minimisation de la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) conduit, dans le cas du rétrocalcul, à sous-estimer les corrélations entre L_{∞} , k , t_0 : il s'agit probablement ici de l'impact d'interdépendance entre accroissements successifs. Cependant, il serait prématuré d'approfondir cet aspect.

L'annexe XI laisse le choix libre entre l'application ou non d'un rétrocalcul : tout dépend si la priorité est donnée à la minimisation des variances ou des biais. Globalement, son utilisation n'est pas ouvertement mise en cause.

Si on aborde le sujet du point de vue de l'introduction d'une modulation saisonnière au modèle de VON BERTALANFFY, les commentaires sont différents. En effet, l'ajustement d'un modèle à ralentissement de croissance, en milieu tempéré, sur un stock fortement exploité et sur une partie de l'année, nécessite la réalisation d'un rétrocalcul. Dans le cas contraire, il y aurait des inconvénients, car :

- Si la saison de pêche était fixée en période estivale, c'est-à-dire en période d'accélération de la croissance, il y aurait une reprise de la croissance accompagnée d'une sélection par l'engin de pêche selon la taille. Les deux actions (pêche et cycle saisonnier) seraient compensées entre elles ; en l'absence de rétrocalcul, nous serions ainsi amenés à une sous-estimation de l'intensité de modulation saisonnière.

- Quand la pêche a lieu en hiver (cas de la coquille St-Jacques), l'action sélective des engins de pêche et la modulation saisonnière de la croissance (ralentissement hivernal) se trouvent en synergie ; la non prise en compte du rétrocalcul contribuerait à surestimer l'intensité de la modulation saisonnière.

4.2.4. La comparaison des strates.

La méthode basée sur le tracé des contours de confiance des couples k , L_{∞} n'est sûrement pas la plus élaborée pour comparer la croissance de divers gisements ou secteurs car elle est tributaire de la forte anti-corrélation entre k et L_{∞} . Elle présente néanmoins l'avantage d'être strictement descriptive et de ne pas exiger une homogénéité des variances résiduelles ou des matrices de variance-covariance (ANTOINE, 1979).

Le non recouvrement de l'ensemble des six ellipses indique qu'il ne serait peut-être pas convenable d'appliquer une courbe de croissance unique sur l'ensemble de la baie de St-Brieuc.

La méthode de BERNARD (1981) est exempte de tout artefact de corrélation entre les trois paramètres k , L_{∞} , t_0 ; il a été pourtant démontré qu'il faudrait interpréter son résultat avec précaution. Il est fréquent d'estimer des paramètres de croissance sensiblement différents d'un gisement ou d'un secteur à l'autre alors que les tailles moyennes pour un Age donné n'en diffèrent pas autant. A ce propos, nous avons effectué l'ajustement de Von Bertalanffy (par le programme CROBER) en combinant deux par deux les six strates géographiques. L'ensemble des quinze combinaisons apparaît dans le tableau 7.28. Chaque ajustement est fait sur un effectif total de $498 \times 2 = 996$ mesures de tailles. En confondant également l'ensemble de données des six strates ($n = 498 \times 6 = 2988$) nous avons, à titre indicatif, ajusté une courbe de croissance commune sur l'ensemble de la baie.

TABLEAU 7.28						
COMPARAISON DES STRATES APRES COMBINAISON PAR COUPLES						
COMBINAISON	SCE_c	$\sum SCE_i$	D	L_∞	k	t_o
strates 1;2	39162,5	33566,2	5596,3	111,22	0,592	0,236
" 1;3	47206,5	38993,5	8213,0	108,74	0,646	0,285
" 1;4	44354,9	33137,0	11217,9	108,36	0,674	0,319
" 1;5	42294,2	39195,9	3098,3	110,44	0,631	0,349
" 1;6	44968,4	44369,4	599,0	112,89	0,571	0,317
" 2;3	35763,0	35213,3	549,7	114,49	0,572	0,146
" 2;4	30889,0	29356,8	1532,2	112,65	0,623	0,218
" 2;5	36412,7	35415,7	997,0	118,58	0,534	0,191
" 2;6	45907,8	40589,2	5318,6	116,79	0,534	0,209
" 3;4	35134,9	34784,1	350,8	109,65	0,693	0,278
" 3;5	43233,6	40842,9	2390,7	113,20	0,620	0,278
" 3;6	54246,2	46016,5	8229,7	113,62	0,586	0,257
" 4;5	38749,9	34986,5	3763,5	111,69	0,670	0,338
" 4;6	51187,1	40160,0	11027,1	112,67	0,617	0,293
" 5;6	48544,4	46218,8	2325,6	115,19	0,581	0,336
ENSEMBLE DE LA BAIE :						
$L_\infty = 112,35$; $k = 0,609$; $t_o = 0,268$						

SCE_c représente la somme des carrés des écarts résiduels obtenue lors de l'ajustement sur les données combinées de deux strates. $\sum SCE_i$ indique la somme des SCE de deux ajustements indépendants (les valeurs des SCE_i sont présentées dans le tableau 7.16). Il est évident que $SCE_c > \sum SCE_i$ puisque deux ajustements indépendants fournissent une meilleure estimation qu'une combinaison des données de deux strates constituant un ensemble a priori plus hétérogène. La différence des deux quantités définies précédemment, $D = SCE_c - \sum SCE_i$, tend vers zéro si les deux strates combinées sont proches du point de vue de croissance ; D se maximise en cas de deux strates à des croissances sensiblement différentes.

Le tableau 7.28 montre qu'il existe des combinaisons qui donnent des ensembles très hétérogènes (fortes valeurs de D) : les combinaisons des strates du nord de la baie (1 et 6) avec les zones du sud (strates 3 et 4) fournissent des exemples à ce propos.

Il y a, par contre, des exemples où la séparation en deux strates n'améliore que de peu la qualité de l'ajustement (faibles valeurs de D). Tel est le cas des sous-ensembles composées par les strates : (I) 3 et 4 ; (II) 2 et 3 ; (III) 1 et 6 et (IV) 2 et 5. Ces combinaisons avaient également délivré les valeurs les plus faibles, mais pourtant significatives, lors de l'application de la méthode de BERNARD (T^2 du tableau 7.26). Elles rappellent aussi le gradient géographique identifié lors de la comparaison des tailles moyennes observées.

Il est impossible de continuer l'étude de l'hétérogénéité à partir du tableau 7.28, à l'aide d'une analyse de covariance présentée par SNEDECOR et COCHRAN (in SCHERRER, 1983a), comme dans le cas d'un ajustement linéaire. Cette analyse exigerait que le centre de gravité des variables X, Y ait un sens statistique en étant positionné sur la courbe, condition non remplie par les modèles non linéaires appliqués ici.

Il est donc vraisemblable qu'une courbe commune ne peut être appliquée sur l'ensemble de la zone. Toutefois, il serait difficile de trouver un critère fiable pour déterminer précisément le nombre de sous-ensembles de la baie de St-Brieuc.

4.3. Impact sur la gestion de la ressource.

L'absence de conclusion nette au sujet de l'hétérogénéité de la croissance limite l'application de l'étude à la gestion de la ressource. Toutefois, il reste possible d'examiner la validité des principes appliqués à la pêche de la coquille St-Jacques depuis une dizaine d'années.

ANTOINE (1979) avait montré que la coquille St-Jacques de la baie de St-Brieuc atteint en moyenne la taille réglementaire (longueur de 102 mm) dès son entrée en phase exploitable. Le système de gestion était, à la lumière de ces connaissances sur la croissance de l'animal, bien adapté.

En appliquant les paramètres de croissance ajustés dans ce travail, il est intéressant d'examiner quelle est, à l'ouverture de la pêche, la taille des animaux faisant partie du second ou troisième groupe d'âge : est-elle, en moyenne, supérieure à la taille marchande ou non ? Le tableau 7.29 fournit ce résultat ainsi que celui issu de l'application des paramètres ajustés par ANTOINE (1979). La date de naissance de l'animal est fixée au 1er juillet, celle de l'ouverture de la saison de pêche au 1er novembre ; ainsi un individu, lors de son entrée en phase d'exploitation, a un âge approximatif de 2,25 à 2,33 ans environ. Pour convertir la hauteur en longueur, un recours à la relation allométrique ajustée par ANTOINE a été effectué ; cela supposerait qu'il n'y a pas, depuis dix ans, une modification des paramètres de l'allométrie hauteur/longueur.

TABLEAU 7.29					
TAILLES DES ANIMAUX A L'OUVERTURE DE LA PECHE					
STRATE	Gr 2		Gr 3		AGE DE 1ERE CAPTURE
	HAUTEUR	LONGUEUR	HAUTEUR	LONGUEUR	
1	75,28	86,50	90,59	104,56	3,07
2	79,25	91,17	95,31	110,14	2,76
3	80,86	93,07	95,06	109,85	2,70
4	82,57	95,08	96,26	111,26	2,59
5	78,93	90,79	95,54	110,41	2,75
6	75,68	86,97	92,75	107,11	2,94
ENSEMBLE (ANTOINE)	87,37	100,75	103,25	119,55	2,30

La situation présentée dans cette étude est différente de celle décrite par ANTOINE. Dans le meilleur des cas, les coquilles St-Jacques du groupe d'âge 2 atteignent en moyenne la taille marchande au cours de la saison de pêche (notamment strate 4). Dans d'autres strates, notamment les 1 et 6, la taille marchande n'est pas, en moyenne, atteinte par les individus du groupe d'âge 2, même en fin de la saison de pêche. Il est même possible de trouver des cas où une proportion notable d'individus du groupe d'âge 3 n'atteint pas la taille commerciale (p.ex. strate 1).

Si la normalité de la distribution des longueurs est admise (situation non forcément vraie : voir paragraphe 4.1.2.2), le résultat obtenu signifie qu'à l'entrée en phase d'exploitation, plus de 50 % d'animaux d'une cohorte n'atteignent pas encore la taille de première capture.

Une telle constatation concorde avec les témoignages des professionnels confirmant que la présence d'animaux de deux ans ayant de faibles tailles est la règle au cours des dernières années.

Cette situation ne pourra pas être expliquée uniquement par des particularités de croissance d'un nombre limité de cohortes : DUPOUY et a. (1983) signalent que les individus appartenant aux cohortes de 1978 et 1979 répondaient aussi à ce cas ; MORIZE et ROHAN (1982) notent que les zones à individus de petite taille tendent à augmenter.

La conséquence de cette situation est la rétention par la drague commerciale d'une fraction élevée d'animaux qui n'atteignent pas la taille marchande. Cette proportion n'a pas été sensiblement réduite par la modification, à partir de la saison de pêche 1985/86, du maillage de 72 mm à 85 mm (DAO, comm. pers. ; cf. chapitre 4). Il y a ainsi une partie non négligeable d'animaux de deux ans susceptible d'être soumise à une mortalité indirecte (pêche frauduleuse, mortalité par rejet de petits individus).

Quelles doivent être les mesures devant ce problème ? Il est possible de développer une stratégie selon trois axes, soit :

- Augmentation de la taille de lère capture ;
- Mise en place d'un système de rotation des zones de pêche avec un début de la saison dans les secteurs où les animaux sont de plus grande taille ainsi que fermeture provisoire de certaines zones (mesure prise en 1978/79 et 1987/88) ;
- Amélioration des systèmes de contrôle actuellement instaurés pour minimiser la part d'animaux pêchés et non déclarés.

Il a été expliqué (chapitres 2 et 5) qu'une augmentation de l'âge de lère capture n'apporterait guère de bénéfices ou amènerait même à une perte en terme de rendement pondéral (encore plus si nous admettons l'existence de fortes valeurs de mortalité naturelle : chapitre 6). Elle pourrait, par contre, apporter un bénéfice en terme de la fécondité potentielle théorique de la population en cas de cohorte à recrutement abondant. Cette proposition a pourtant été discutée et repoussée il y a quelques années (il était question d'une taille marchande de 10,5 cm en 1984).

Une rotation des secteurs serait possible avec un début de la saison de pêche au fond de la baie (strates 3 et 4). Toutefois, l'application de ce système se baserait plutôt sur l'abondance du recrutement et sur sa répartition spatiale et serait secondairement fonction de la taille. Or, un inconvénient apparaît : les zones du sud de la baie sont les plus pauvres en animaux recrutés, depuis le début des années 80, et il ne serait pas réaliste de mener la gestion sur la fraction la plus faible du stock naturel. Une telle opération serait plus intéressante uniquement si un complément de la ressource était obtenu par l'aquaculture extensive.

En résumé, il est actuellement impossible de donner une réponse exacte qui ne pourra être obtenue qu'ultérieurement. Le système de gestion instauré semble bien adapté, mais il a peut-être atteint les limites de sa capacité.

En se contentant des bases de gestion existantes, cette étude a confirmé que le gisement en question présente certains avantages qui aident à un suivi fiable. C'est-à-dire :

- Les relations hauteur/poids sont, soit isométriques, soit très proches de l'isométrie, selon les strates.

- Une prise en compte des tailles et des poids moyens lors des échantillonnages en criée, sur l'ensemble de la période d'ouverture de la pêche (au lieu de l'utilisation d'une intégrale couvrant la période en question) reste sans erreur grave. En effet, selon les résultats obtenus, une coquille St-Jacques de deux ans accroit de 5 mm environ entre novembre et mars, l'accroissement au-delà de ce groupe d'âge n'étant que de l'ordre de 1 mm sur la même période considérée. Dans cet esprit le modèle analytique appliqué dans ce travail (cf. chapitre 5) aurait pu se baser sur l'approche de RICKER (1958) permettant d'intégrer dans les formulations un poids individuel moyen par groupe d'âge.

- Le ralentissement de croissance signifie qu'à l'ouverture de la pêche, une idée précise sur le pourcentage d'animaux atteignant la taille marchande dans chaque strate est acquise. Cette information ne sera, ensuite, que de peu modifiée.

5. CONCLUSION.

Dans le travail effectué par ANTOINE (1979), l'éventualité de l'existence d'une hétérogénéité spatiale de la croissance de la coquille St-Jacques en baie de St-Brieuc avait été signalée. Dans le cadre de cette étude, il s'est avéré nécessaire d'aborder ce sujet par strate géographique. Un premier inconvénient apparaît dans cette approche ; il est dû à la définition d'un critère de stratification non directement lié aux caractéristiques de la biologie et de la croissance de l'animal. Ainsi, il serait possible que les sous-ensembles définis ne soient pas homogènes, la variabilité pouvant être aussi forte à l'échelle intra-strate qu'inter-strate.

Un deuxième inconvénient est lié au nombre limité de cohortes étudiées ; les données proviennent essentiellement de la cohorte née en 1985 et, secondairement, de celle de 1984. Il est donc probable que des caractéristiques particulières de la croissance des cohortes en question ne reflètent pas réellement la situation sur une plus longue série d'années.

L'accent est plutôt mis sur la variabilité spatiale que temporelle ; les résultats manifestent l'existence probable d'un gradient géographique, la taille moyenne à un âge donné semblant augmenter du nord (strates 1 et 6) au sud de la baie (strates 3 et 4). Plusieurs hypothèses pourraient être développées à ce propos, parmi lesquelles la plus plausible est celle de l'impact des conditions du milieu.

Des ajustements des courbes de croissance sans ou avec modulation saisonnière ont été réalisés. La comparaison des six strates n'a pas permis de donner une réponse exacte au sujet d'une différence de croissance selon les strates. Pour cela, les raisons principales sont liées à la forte anti-corrélation de L_{∞} et k (traçage des contours de confiance) ainsi qu'à l'inadéquation de la méthode de BERNARD. Il paraît, malgré tout, vraisemblable qu'une courbe de croissance commune ne peut pas être appliquée sur l'ensemble de la zone étudiée, la présence d'un gradient géographique du nord au sud ne pouvant pas être exclue.

Des différences entre les ajustements actuels et celui réalisé il y a une dizaine d'années par ANTOINE (1979) ont été mises en évidence. Bien que des problèmes relatifs au protocole expérimental puissent être à la source du phénomène, une modification des paramètres de croissance ne semble pas tout à fait improbable. Cette situation pourrait être due essentiellement à la pression continue de la pêche et à un taux d'exploitation élevé.

Au regard des résultats obtenus, un individu appartenant au groupe d'âge 2 n'arrive pas, en moyen, à atteindre la taille marchande à l'ouverture et, parfois (notamment nord-ouest de la baie), même à la fin de la saison de pêche. Le système actuel de gestion ne semble pas adapté à cette situation biologique.

Comme il serait peu profitable d'augmenter l'âge de lère capture, il pourrait être intéressant de revoir le sujet dans la perspective d'obtention d'un complément de pêche par aquaculture extensive. Un tel projet devrait plutôt se diriger vers les zones à plus forte croissance (notamment le sud de la baie), mais il serait nécessaire d'avoir précédemment résolu tout problème éventuel lié à la qualité de l'eau de mer.

CHAPITRE 8 :

**INTERET D'UN MODELE PREDICTIF DU RECRUTEMENT
POUR LA GESTION DE LA PECHERIE.**

SOMMAIRE.

	page
1. <u>GENERALITES.</u>	327
1.1. Les relations stock-recrutement (S/R).	327
1.2. Intégration des composantes supplémentaires dans les relations S/R.	329
1.2.1. Intégration d'une composante aléatoire dans les relations classiques S/R.	329
1.2.2. Recherche des relations entre les paramètres externes et les fluctuations du recrutement.	330
2. <u>PRESENTATION DU MODELE.</u>	331
2.1. Les variables d'entrée.	331
2.2. Construction du modèle.	333
2.2.1. Prise en compte de la biomasse féconde et de l'effort de pêche.	333
2.2.2. Intégration des expressions de la température.	334
2.3. Le modèle final.	336
3. <u>SIGNIFICATION ET UTILITE DU MODELE.</u>	340
3.1. Signification biologique du modèle.	340
3.1.1. Le caractère empirique du modèle.	340
3.1.2. Le rôle de l'effort de pêche.	341
3.1.3. Le rôle de la température.	341
3.2. Valorisation du rôle des variables explicatives. Les principes généraux d'un modèle prédictif.	341
3.2.1. La biomasse féconde et les relations S/R.	341
3.2.2. L'effort de pêche.	344
3.2.3. La variable température.	345
4. <u>SYNTHESE.</u>	348

1. GENERALITES.

La voie la plus simple en dynamique des populations exploitées, consiste à bâtir des modèles analytiques traditionnels évaluant les prises annuelles, l'abondance du stock et la biomasse féconde, pendant la phase exploitée, en fonction du régime d'exploitation (TROADEC, 1985). Cette approche néglige la variabilité interannuelle du recrutement ou la considère comme "bruit blanc".

Si le développement de nouvelles techniques telle l'analyse des cohortes, a permis d'intégrer la variabilité du recrutement dans les évaluations pour les années passées, le problème n'a pas été résolu en terme de prédiction sur les années futures.

Dans ce travail, l'analyse des cohortes a permis, dans une première étape, d'estimer l'abondance du recrutement des années passées (cf. chapitre 3) en mettant l'accent sur ses variations interannuelles. Dans une seconde étape, l'intégration des variations du recrutement à la proposition des modèles de capturabilité (cf. chapitre 4) a amené à la proposition d'un modèle analytique de prédiction des prises et de fécondité du stock pour différentes valeurs de recrutement (cf. chapitre 5). Toutefois, l'approche appliquée reste relativement incomplète car elle fait appel à un équilibre fondé sur la stabilité du régime d'exploitation tout au long de la vie d'une cohorte et elle est incapable de faire la liaison entre deux générations d'animaux, le recrutement et le stock parental qui lui donne naissance.

Pour surmonter cette difficulté, il existe une voie qui utilise des relations appelées "relations stock-recrutement" (S/R).

1.1. Les relations stock-recrutement (S/R).

La proposition des relations empiriques entre la biomasse du stock de reproducteurs et le recrutement a donné la possibilité de reconstituer l'ensemble du cycle vital d'une population exploitée (LAUREC et LE GUEN, 1981). Trois relations de ce type sont le plus souvent mentionnées (fig. 8.1) :

$$R = \frac{B_f}{\alpha + \beta \cdot B_f} \quad (\text{BEVERTON et HOLT, 1957}) \quad (8.1)$$

$$R = \alpha \cdot B_f \cdot \exp(-\beta \cdot B_f) \quad (\text{RICKER, 1954}) \quad (8.2)$$

$$R = \frac{\alpha \cdot B_f}{1 + (B_f/\beta)^c} \quad (\text{SHEPHERD, 1982}) \quad (8.3)$$

avec : R = recrutement ; B_f = biomasse du stock parental ; α , β et c = coefficients des modèles.

Ces modèles supposent l'existence des mécanismes d'autorégulation dans le stock appelés compensatoires (LAUREC et LE GUEN, 1981).

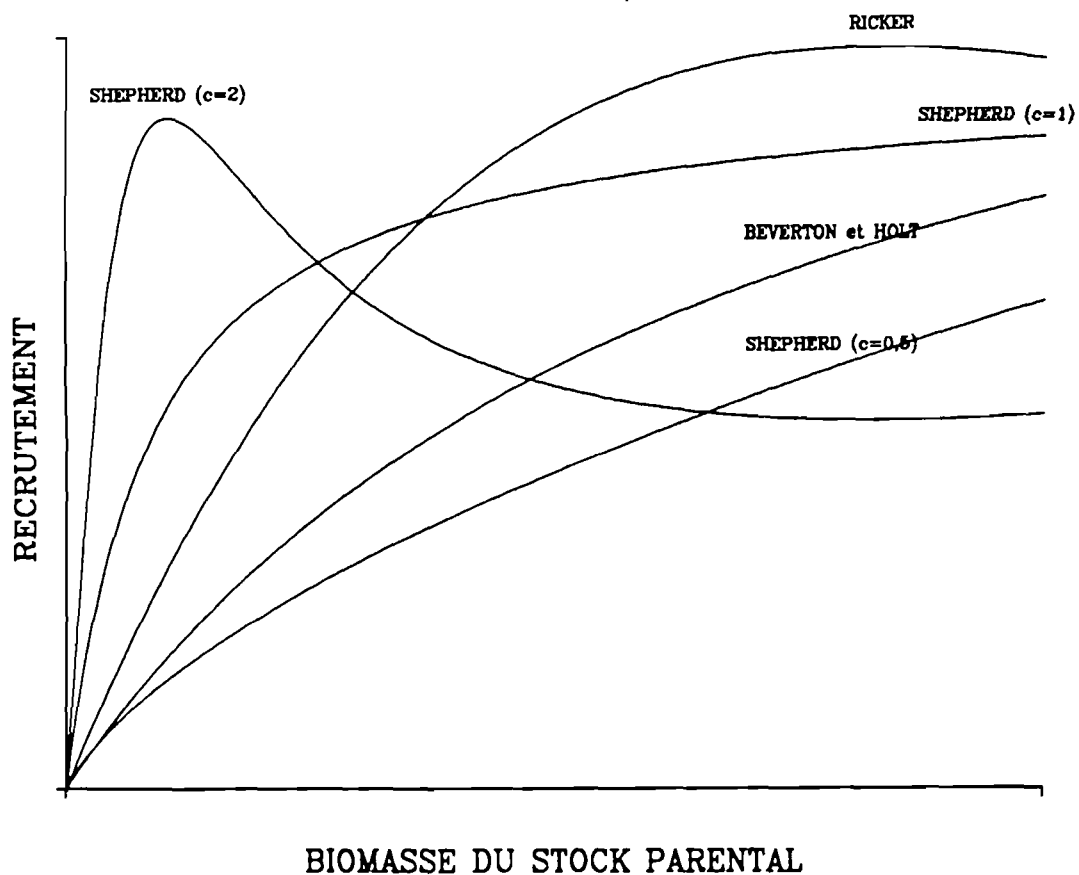


Figure 8.1. Présentation des relations stock-recrutement (S/R) de BEVERTON et HOLT (1957), RICKER (1954) et SHEPHERD (1982).

Le modèle de BEVERTON et HOLT est une fonction monotone qui présente une valeur asymptotique maximale égale à $1/\beta$. Le modèle de RICKER suppose une forte régulation du stock (phénomène dit de "densité-dépendance") qui, au-delà d'une valeur-seuil de biomasse féconde (égale à $1/\beta$), fournit une fonction décroissante. Le modèle de SHEPHERD constitue la généralisation de deux autres. En fait, cette dernière fonction peut générer trois cas possibles selon la valeur de l'exposant c :

- Si $c < 1$ la fonction est croissante monotone sans limite asymptotique.
- Si $c = 1$ la fonction devient identique à celle de BEVERTON et HOLT et comporte une asymptote maximale égale à $\alpha \cdot \beta$.
- Si $c > 1$ une régulation plus forte du stock apparaît et la fonction, à partir d'une valeur de biomasse féconde (égale à $\beta/(c-1)^{1/c}$), devient décroissante; pour $c=2$ une courbe similaire à celle de RICKER est obtenue.

Ces relations ont donné naissance à une nouvelle famille des modèles de gestion appelés autorégénérants ; elles ont ainsi contribué à ne plus fonder les modèles structuraux de production et de fécondité d'un stock uniquement sur la base des variations du régime d'exploitation. Elles n'ont cependant pas automatiquement résolu le problème de la reconstitution complète du cycle vital d'un animal exploité car, dans plusieurs cas, la relation entre reproducteurs et recrues paraît chaotique. Le stock brioquin de coquilles Saint-Jacques offre, à

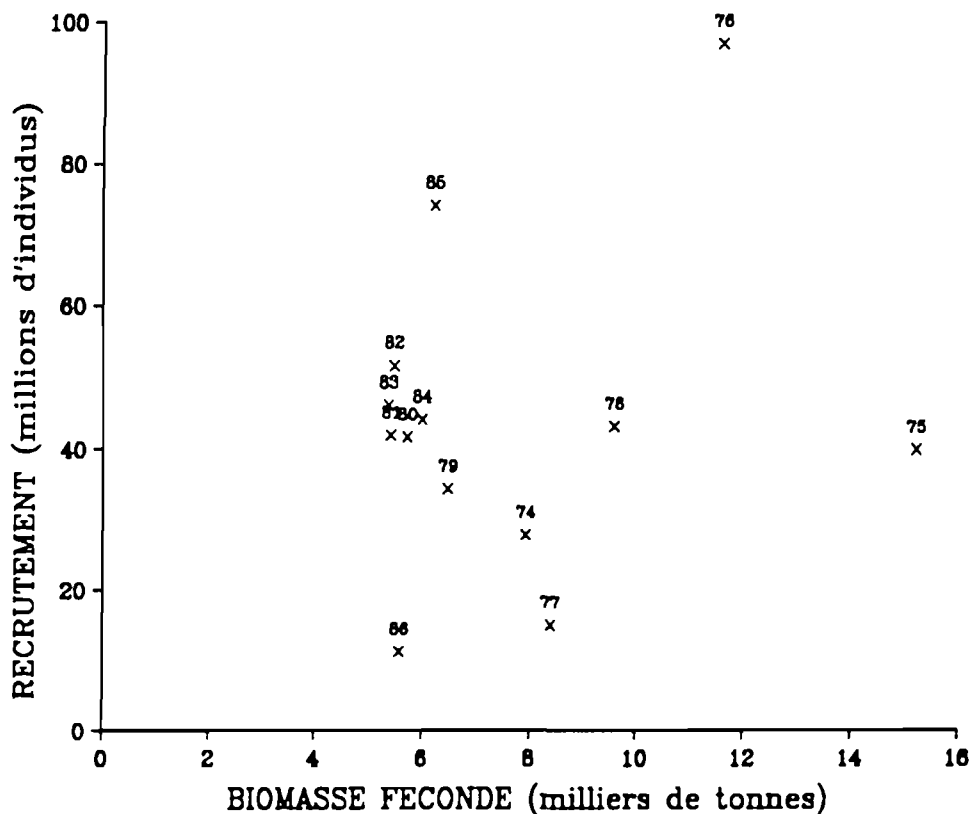


Figure 8.2. Couples de valeurs "biomasse féconde du stock parental/recrutement" (Bf_i , R_i) pour le stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc.

cet égard, un exemple caractéristique : les essais de mise en évidence d'une relation S/R, quel que soit le modèle pris en compte, n'ont conduit à aucun résultat significatif (fig. 8.2), en accord avec DAO (1985) et BOUCHER et DAO (1990).

1.2. Intégration des composantes supplémentaires dans les relations S/R.

Pour améliorer la capacité d'adaptation des relations S/R deux voies sont, le plus souvent, empruntées.

1.2.1. Intégration d'une composante aléatoire dans les relations classiques S/R.

Il est fréquemment recommandé d'introduire dans les relations S/R une composante aléatoire, multiplicative ou additive, distribuée selon une loi de probabilité bien définie (LAUREC et LE GUEN, 1981). Cette option permet d'obtenir une valeur de recrutement accompagnée d'une probabilité d'apparition.

Pour cette opération les composantes multiplicatives sont, en général, considérées comme plus satisfaisantes ; la variable aléatoire est ainsi définie de telle manière pour que son espérance mathématique soit égale à 1. Une hypothèse

d'indépendance interannuelle des composantes aléatoires doit être formulée au départ.

Comme exemples des lois de probabilité le plus couramment employées, on peut citer la loi log-normale (LAUREC et al., 1980) ou les distributions Béta (β) (BARD, 1981). Un exemple graphique de cette idée est donné par la suite (fig. 8.3).

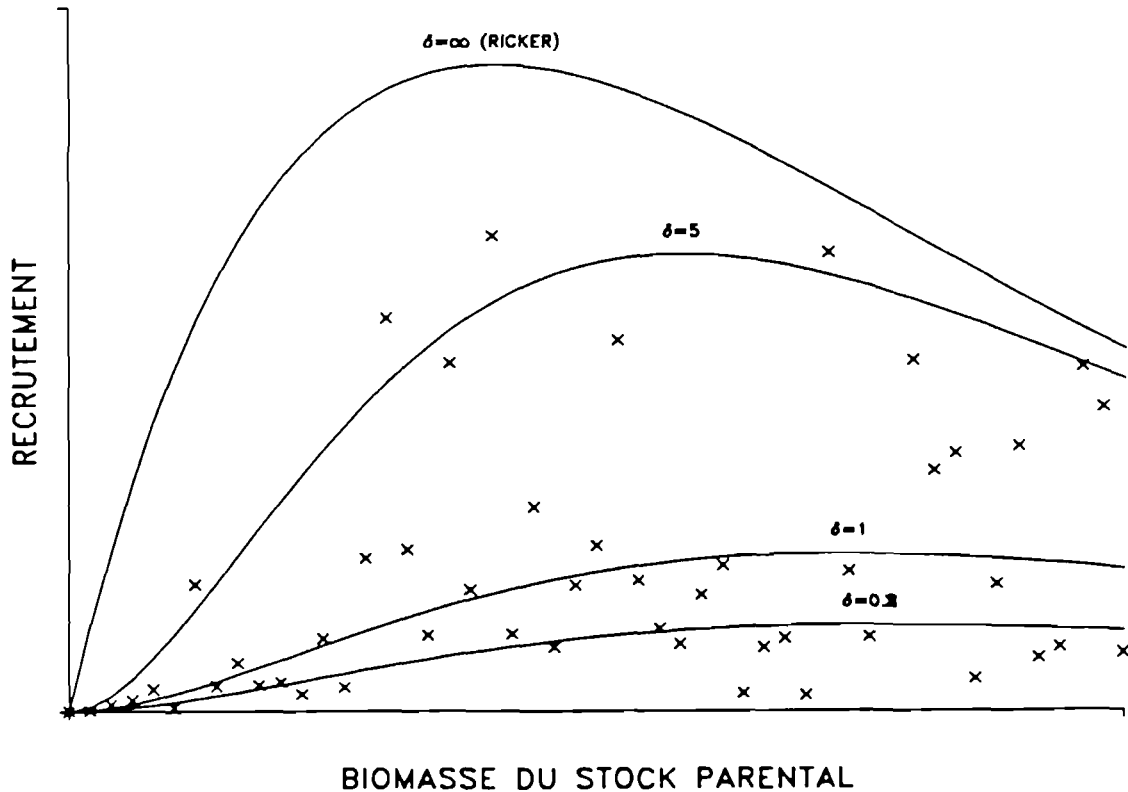


Figure 8.3. Exemple théorique d'intégration d'une composante aléatoire dans la relation S/R de RICKER (1954) selon l'idée évoquée par LAUREC et al. (1980). Le modèle s'écrit comme suit : $R = a.B_f \exp(-\beta.B_f) \cdot (1 - \exp(-\delta.B_f))$ (où : δ = variable aléatoire distribuée selon une loi log-normale).

1.2.2. Recherche des relations entre les paramètres externes et les fluctuations du recrutement.

La seconde voie consiste à étudier l'impact des paramètres externes (écologiques) sur la variabilité du recrutement. Cette option a souvent été choisie pour des espèces caractérisées par de fortes fluctuations du recrutement (cf. introduction) comme les Pectinidés (DICKIE, 1955 ; HANCOCK, 1973 ; BOUCHER, 1985 ; BOUCHER et al., 1985) ou certaines espèces de mollusques bivalves (MENESGUEN, 1985 ; MENESGUEN et DREVES, 1987). La mise au point d'un programme de recherche sur le rôle de ces facteurs (P.N.D.R. ; cf. introduction) a contribué à mieux appréhender leur action lors des différentes étapes du cycle de développement de la coquille Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc.

Cette étude ne fait pas partie des travaux accomplis dans le cadre du P.N.D.R. Toutefois, la nécessité d'élaborer un système de prédiction à partir des modèles analytiques supposant l'équilibre, a imposé la recherche d'un modèle de recrutement. Ce modèle a été fondé empiriquement et inclut les paramètres concernant (I) le stock exploité (biomasse de géniteurs) ; (II) le régime d'exploitation (effort de pêche) et (III) un paramètre écologique, la température.

2. PRESENTATION DU MODELE.

Ce modèle a déjà fait objet analytique d'un article (FIFAS et al., 1990). Il convient de présenter ici brièvement les variables prises en compte ainsi que la formulation finalement retenue.

2.1. Les variables d'entrée.

Les variables prises en compte à la construction du modèle, et présentées par FIFAS et al. (1990) sont les suivantes :

(I) Le recrutement, introduit ici comme l'abondance d'une cohorte à l'âge approximatif de 2,5 ans (entrée en phase d'exploitation). Ses valeurs sont acquises par la technique d'analyse des cohortes développée dans ce travail (cf. chapitre 3) sur les cohortes nées entre 1974 et 1981. Les abondances des cohortes plus récentes sont calculées soit par application des modèles de capturabilité (cohortes nées en 1982 et 1983 ; cf. chapitre 4), soit à la suite des campagnes d'évaluation directe réalisées de juin 1986 à 1988 à bord des navires océanographiques (cohortes nées entre 1984 et 1986 ; cf. chapitre 6). L'âge approximatif des animaux du groupe d'âge 2 étant de 2 ans en juin, il s'est avéré nécessaire d'extrapoler jusqu'à l'âge de 2,5 ans. La formule appliquée est la suivante :

$$R = N_2 \cdot \exp(-Z \cdot Dt) \tag{8.4}$$

où :

R = recrutement de la cohorte (abondance à l'âge de 2,5 ans) ; N_2 = abondance de la cohorte évaluée au cours de la campagne de juin (âge de 2 ans) ; Z = coefficient instantané de mortalité totale ; Dt = durée approximative de l'intervalle de temps écoulé entre la campagne de juin et l'ouverture de la pêche (égal à 0,5 ans).

En l'absence d'exploitation légale entre juin et novembre, le coefficient Z est supposé égal au coefficient instantané de mortalité naturelle (M).

(II) La biomasse féconde est calculée pour les années 1974 à 1986 par application du modèle structural présenté dans le chapitre 5 (cf. formule 5.13) qui dérive du modèle de BEVERTON et HOLT (1957). Puisque l'animal est mûr et se reproduit uniquement en été, la biomasse féconde inclut une période approximative de six mois environ (fermeture de la pêche). Son équation se présente comme suit :

$$B_f = W_\infty \cdot \sum_{i=2}^6 N(i) \cdot \sum_{n=0}^3 \Omega_n \exp(-nk(t_i - t_0)) \cdot \frac{1 - \exp(-(z(i) + nk)/2)}{z(i) + nk} \tag{8.5}$$

somme des biomasses fécondes des groupes d'âge de 2, premier groupe sexuellement mûr, à 6, groupe terminal pris en compte dans l'analyse des cohortes (cf. chapitre 3).

avec :

$$\Omega_0=1, \Omega_1=-3, \Omega_2=3 \text{ et } \Omega_3=-1,$$

W_∞, k, t_0 = paramètres de croissance pondérale du modèle de Von Bertalanffy,

t_i = âge des animaux du groupe d'âge i ,

$N(i)$ = abondance du groupe d'âge i au début de l'intervalle de temps considéré,

$z(i)$ = coefficient instantané de mortalité totale (étant donné qu'il s'agit de l'été, $z(i)$ intègre le coefficient M de mortalité naturelle et le coefficient par pêche frauduleuse, $F_{fre}(i)$ obtenu par analyse des cohortes (cf. chapitre 3 ; annexe II).

Note : si on compare cette équation à celle retenue dans le calcul de la fécondité par recrue (B_f/R) au chapitre 5, une différence apparaît : dans le calcul des B_f/R , un pondérateur O_i lié à l'état de maturité individuelle par groupe d'âge i est introduit (PAULET et FIFAS, 1989). Celui-ci n'est pas pris en compte dans ce chapitre et, pour l'ensemble des groupes d'âge ayant atteint leur maturité sexuelle, O_i est considéré égal à 1 : le résultat est, en conséquence, une estimation de la fraction mature du stock. Ainsi, conformément aux suggestions de LE GUEN (comm. pers.), nous n'utiliserons pas ici le terme de la "fécondité", mais celui de la "biomasse féconde".

(III) L'effort de pêche développé au cours des saisons 1974/75 à 1987/88 (cf. chapitres 1 et 4).

(IV) La température est acquise grâce aux travaux d'AGOUMI (1982) qui a proposé une modélisation du régime thermique de la Manche permettant de générer des estimations de la température en tout point de la zone d'étude. Les données utilisées dans le secteur de la baie de Saint-Brieuc de 1962 à 1986 ont été calculées et fournies par l'Electricité de France (E.D.F.).

Le modèle du recrutement étant empirique, plusieurs expressions de la température ont été testées et retenues ou non selon la qualité de l'ajustement final. Il convient de les présenter brièvement.

(1) Une première expression est similaire à celle proposée par MENESGUEN (1985) et par MENESGUEN et DREVES (1987) : des écarts de la température par période mensuelle ou bimensuelle par rapport à la température moyenne de la même période sur 25 ans ont été calculées.

Ces estimateurs par période j de l'année i illustrant les "anomalies saisonnières", notés s_{ij} , sont donnés par l'équation suivante :

$$s_{ij} = \frac{1}{n_j} \sum_{k=1}^{n_j} T_{ijk} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{n_j} \sum_{k=1}^{n_j} T_{ijk} \quad (8.6)$$

où :

n_j = nombre de jours de la période j ;

T_{ijk} = température du jour k faisant partie de la période j (année i) ;

N = nombre total d'années prises en compte (25 ans).

(2) Une expression voisine à celle de la (8.6) peut être calculée sur une période plus longue, à savoir sur toute la période englobant l'essentiel des phénomènes de la maturation, de la ponte et du développement larvaire. Si la durée de la période en question est de N_c jours, l'anomalie thermique appelée "anomalie globale", désignée par a_i , est égale à :

$$a_i = \frac{1}{N_c} \sum_{k=1}^{N_c} T_{ik} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{N_c} \sum_{k=1}^{N_c} T_{ik} \quad (8.7)$$

où :

N_c = nombre de jours de l'intervalle englobant l'essentiel des phénomènes de la reproduction ;

T_{ik} = température du jour k appartenant à l'intervalle (année i).

Cette anomalie thermique globale est donc l'écart entre la température moyenne de l'année i et la température moyenne générale de N années considérées, pour un intervalle qui comprend l'essentiel des phénomènes de la reproduction. Cet intervalle s'étend ici du 1er janvier au 31 août, période correspondant a priori à l'essentiel des phénomènes biologiques influençant la maturation, la ponte et le développement larvaire du stock briochin de coquilles Saint-Jacques.

(3) En pondérant les anomalies de chaque période, mensuelle ou bimensuelle, par l'anomalie globale, une nouvelle expression est introduite. Cette expression appelée ici "résidu thermique", notée u_{ij} , est égale à :

$$u_{ij} = s_{ij} - a_i \quad (8.8)$$

De cette manière, une anomalie saisonnière négative lors d'une année froide n'aura pas la même signification que celle également négative, durant une année chaude.

2.2. Construction du modèle.

2.2.1. Prise en compte de la biomasse féconde et de l'effort de pêche.

Selon une formulation générale, le recrutement peut, sous sa forme la plus simple, être exprimé comme une fonction linéaire de la biomasse féconde :

$$R = a_0 \cdot B_f \quad (8.9)$$

(a_0 = constante).

En rappelant que le recrutement est défini ici comme l'abondance après 2,5 ans de vie d'une cohorte, il convient d'intégrer dans la formule (8.9) un paramètre décrivant la décroissance exponentielle de l'effectif d'une cohorte avant son entrée en phase d'exploitation. Ainsi la (8.9) devient :

$$R = a_0 \cdot B_f \cdot \exp(-2,5 \cdot Z) \quad (8.10)$$

où : Z = valeur du coefficient instantané de mortalité totale entre l'Age 0 et 2,5 ans.

Cette valeur de Z est constituée de deux types de mortalité (naturelle et par pêche ; $Z = M + F$). Si la mortalité naturelle est supposée intervenir comme un "bruit blanc" sans affecter préférentiellement certaines cohortes plus que d'autres, le terme $\exp(-2,5.M)$ peut être incorporé dans la constante a_0 de la formule (8.10). Par contre, le coefficient F est supposé varier linéairement en fonction de l'effort de pêche :

$$F = q.f \quad (8.11)$$

où : q = constante (=capturabilité) ; f = effort de pêche.

La combinaison des (8.10) et (8.11) donne :

$$R = a_0.B_f.\exp(-q.f) \quad (8.12)$$

Avant sa mise en exploitation, une cohorte subit pendant deux années l'influence indirecte de l'effort de pêche exercée sur le stock adulte. Son impact éventuel sur les fluctuations du recrutement d'une cohorte a été testé au cours du premier hiver de la vie d'une cohorte (groupe d'Age 0 ; Age théorique de 0,5 ans), puis au cours du second hiver (groupe d'Age 1 ; Age de 1,5 ans).

2.2.2. Intégration des expressions de la température.

Le rôle de l'effort de pêche étant étudié, il est possible d'introduire dans l'équation (8.12) une composante décrivant l'influence de la température. La formule s'écrit donc sous la forme suivante :

$$R = a_0.B_f.\exp(-q.f).\Psi(T^*) \quad (8.13)$$

où : $\Psi(T^*)$ = fonction liée à l'influence de la température.

L'expression de la variable température prise finalement en compte est celle des résidus thermiques (formule (8.8)). Soit j une période (mensuelle ou bimensuelle) dont le résidu thermique contribue significativement à l'explication du recrutement. L'équation (8.13) devient :

$$R = a_0.B_f.\exp(-q.f).\Psi(U_j) \quad (8.14)$$

où : $\Psi(U_j)$ = fonction utilisant l'expression "résidu thermique de la période j".

Pour amener le modèle sous sa forme finale, il convient de résumer les étapes suivies par FIFAS et al. (1990). Plus précisément :

(I) Les résidus thermiques ont été, tout d'abord, utilisés en valeur algébrique, puis en valeur absolue pour étudier si les corrélations entre ces expressions de la température et le recrutement montrent une isotropie unilatérale ou bilatérale. La seconde expression semble mieux adaptée et a été retenue.

(II) Dans l'équation (8.14) le résidu thermique en valeur absolue est introduit sous forme exponentielle.

Ainsi la (8.14) devient :

$$R = a_0 \cdot B_f \cdot \exp(-q \cdot f) \cdot \exp(c_j \cdot |U_j|) \quad (8.15)$$

(c_j = coefficient du modèle).

Après transformation semi-logarithmique de la (8.15), on obtient :

$$\text{Log}(R) = \text{Log}(a_0) + \text{Log}(B_f) - q \cdot f + c_j \cdot |U_j| \quad (8.16)$$

L'expression de la (8.16) correspond à une relation linéaire pouvant être ajustée par une régression multiple selon la méthode des moindres carrés.

Le critère de minimisation de la somme des carrés des écarts résiduels (SCE) de l'équation (8.16) est identique à celui de la minimisation de la quantité de la même nature

$$\sum_{i=1}^n \left[\text{Log}(R_i/B_{f_i}) - \text{Log}(a_0) + q \cdot f_i - c_j \cdot |u_{ij}| \right]^2 \quad (8.17)$$

avec : n = nombre d'années ; u_{ij} = résidu thermique de la période j (année i).

La variable expliquée d'origine, $\text{Log}(R)$ est ainsi transformée en $\text{Log}(R/B_f)$.

(III) Seules les périodes critiques j du cycle saisonnier dont les résidus en valeur absolue ($|u_{ij}|$) contribuent significativement à l'explication du recrutement sont prises en compte. La détection des périodes critiques est effectuée par un test de FISHER-SNEDECOR selon la démarche décrite par MENESGUEN (1985) et par MENESGUEN et DREVES (1987). Plus précisément, la valeur critique du test (F_{obs}) est obtenue comme suit (FIFAS et al., 1990) :

$$F_{obs} = \frac{\frac{\text{SCE}(1) - \text{SCE}(2)}{\text{ddl}(1) - \text{ddl}(2)}}{\frac{\text{SCE}(2)}{\text{ddl}(2)}} \quad (8.18)$$

où :

$\text{SCE}(1)$ = somme des carrés des écarts résiduels avant l'introduction de la température dans le modèle (celle-ci est obtenue à partir de l'équation 8.12 après transformation semi-logarithmique) ;

$\text{SCE}(2)$ = somme des carrés des écarts résiduels après introduction de la température dans le modèle (formule (8.17)) ;

ddl(1) et ddl(2) = nombre de degrés de liberté respectifs (en règle générale, le nombre de degrés de liberté est égal à : n-p-1 avec : n = nombre d'années prises en compte pour la construction du modèle et p = nombre de variables explicatives retenues. Donc : ddl(1) = n-2 et ddl(2) = n-3).

La valeur critique ainsi calculée peut indiquer (TOMASSONE et al., 1983) si la variable supplémentaire prise en compte (résidu en valeur absolue de la période j) améliore significativement la qualité de l'ajustement ou si son introduction n'est pas justifiée.

La valeur F_{obs} est comparée à la valeur théorique de la distribution de FISHER-SNEDECOR $F(1-\alpha;1;n-3)$ (avec : $1-\alpha$ = seuil de confiance ; fixé ici à 0,95).

(IV) La détermination des périodes critiques est réalisée sur des intervalles mensuels, puis bimensuels lorsque les résultats obtenus avec ces derniers se sont avérés plus significatifs au cours des étapes successives de calcul.

2.3. Le modèle final.

Dans une première étape, il a été constaté que l'effort de pêche utilisé comme variable explicative donne une relation significative quand il s'agit de celui développé sur le groupe d'âge 0 ; par contre, aucune tendance notable a été révélée lorsque l'effort introduit est celui exercé sur le groupe d'âge 1 (fig. 8.4A et 8.4B).

Pour l'intégration de la température, les tests statistiques poursuivis par FIFAS et al. (1990), ont montré que, parmi les périodes bimensuelles, il existe une période (première quinzaine de mars) avec une contribution nettement significative à la minimisation de la SCE (fig. 8.5).

A la suite de la détermination de cette période, des combinaisons de celle-ci avec les autres périodes bimensuelles ont été réalisées afin de les utiliser dans le modèle final. Une contribution significative de cette seconde période est testée grâce à une expression similaire à celle de la formule (8.18) et en faisant appel à la distribution de FISHER-SNEDECOR. Cette opération a montré que les résultats les plus significatifs ont été obtenus par utilisation simultanée de la première quinzaine de mars et de la seconde de juillet (fig. 8.6 ; explication de 94 % de la variance totale de la variable $\text{Log}(R/B_f)$).

Le modèle se présente ainsi sous la forme finale suivante :

$$R_1 = 13,110 \cdot B_{f1} \cdot \exp(-0,022 \cdot f_1) \cdot \exp(-1,864 \cdot |u_{11}| + 0,644 \cdot |u_{12}|) \quad (8.19)$$

pour un nombre de 13 années prises en compte.

Le tableau 8.1 fournit les valeurs des variables introduites. Le tableau 8.2 présente le modèle final, les valeurs de ces coefficients et leurs écarts type.

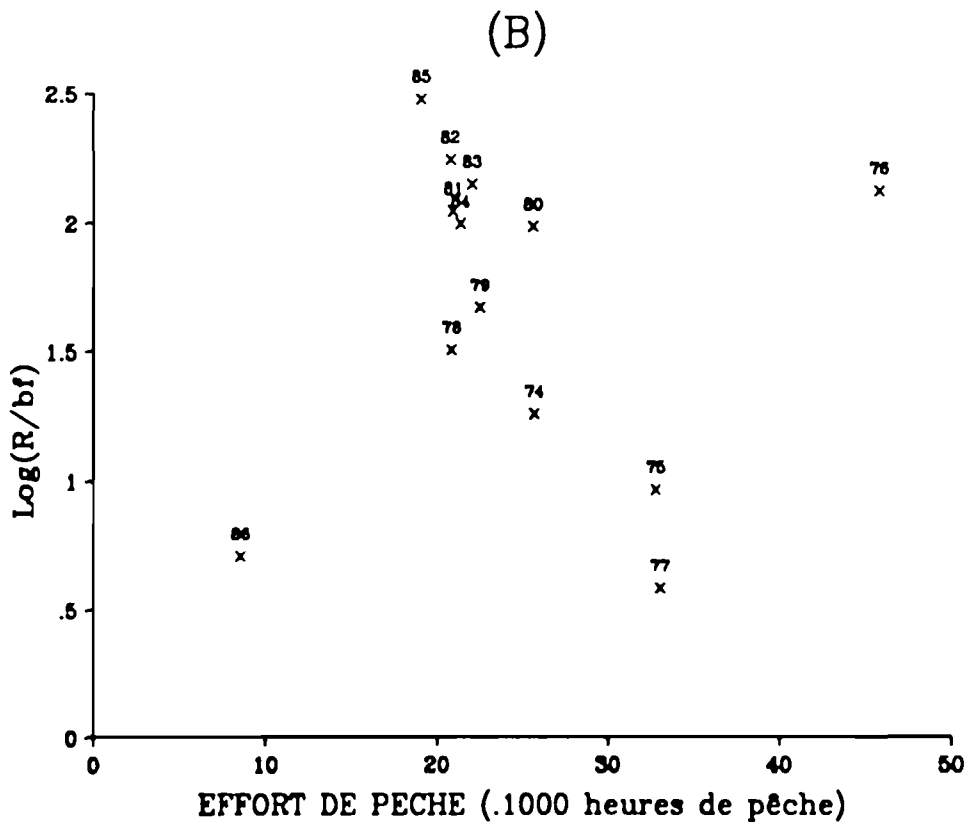
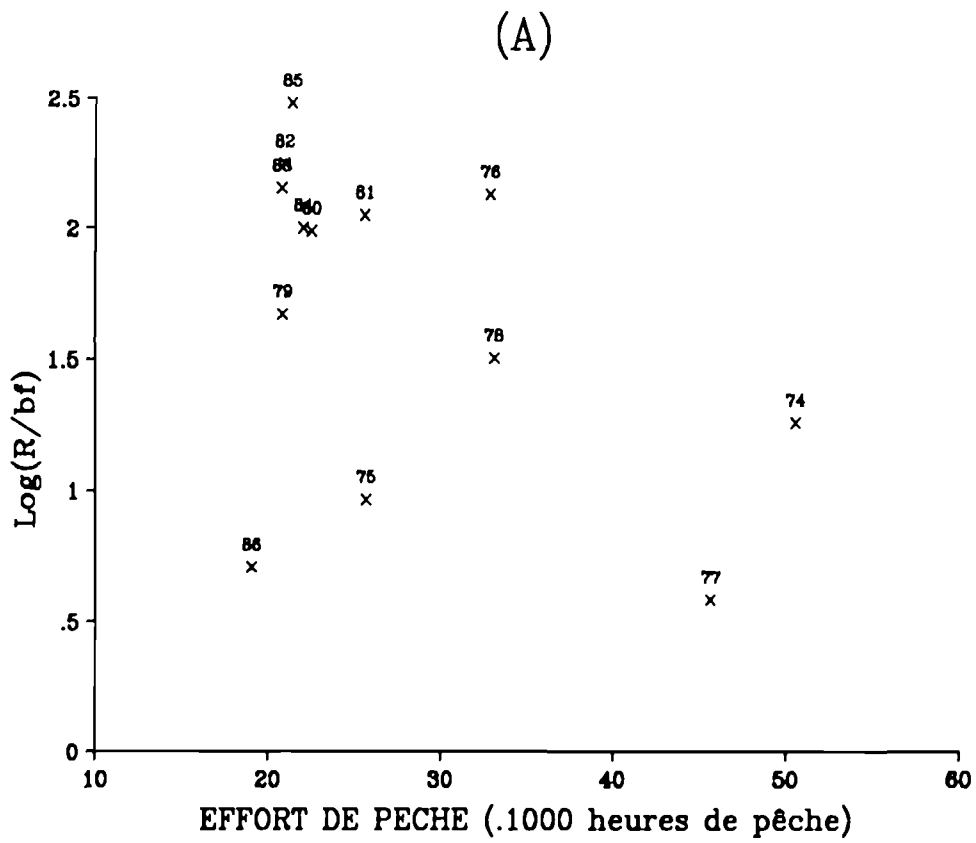


Figure 8.4. Le rôle de l'effort de pêche à l'explication de la variable $\text{Log}(R/B_f)$; A : groupe d'âge 0 (SCE = 3,6121) ; B : groupe d'âge 1 (SCE = 4,5847).

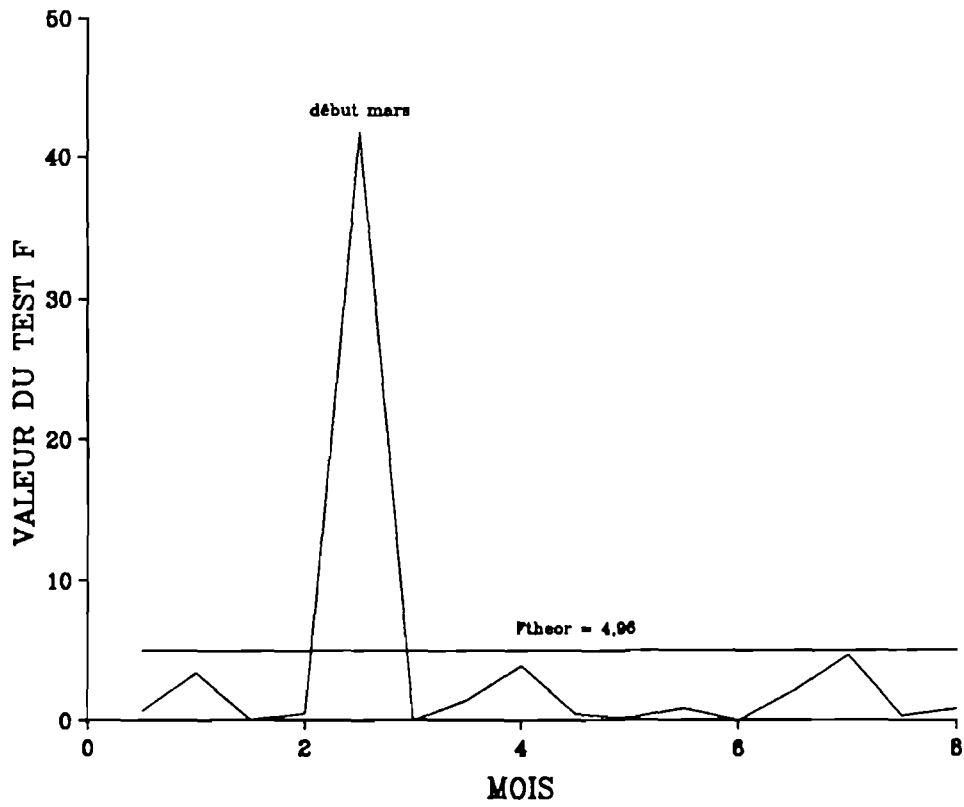


Figure 8.5. Résultats du test de FISHER-SNEDECOR avec utilisation des résidus thermiques en valeur absolue.

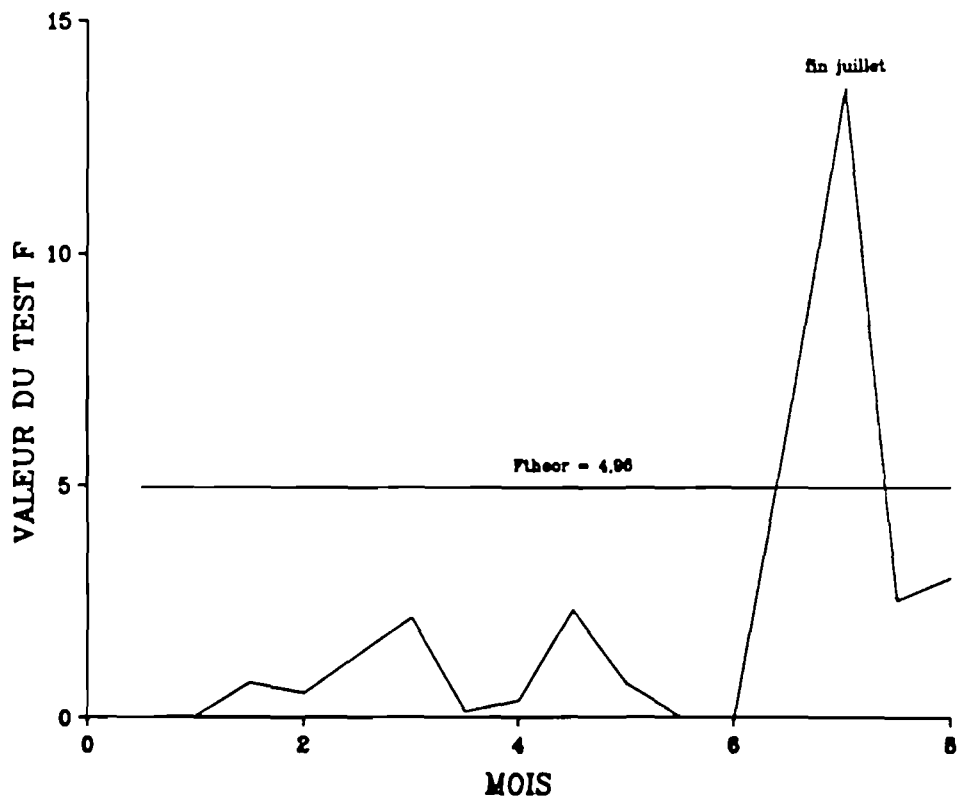


Figure 8.6. Combinaison de la valeur absolue du résidu thermique de la 1ère quinzaine de mars avec les résidus thermiques (en valeur absolue) des autres périodes bimensuelles. Résultats du test de FISHER-SNEDECOR.

TABLEAU 8.1					
VALEURS DES VARIABLES PRISES EN COMPTE DANS LE MODELE FINAL					
année	recrutement (10 ⁶ animaux)	biomasse féconde (10 ³ T)	effort de pêche (10 ³ h)	u _{i1} (début mars)	u _{i2} (fin juillet)
1974	27,9449	7,9137	50,400	-0,1178	-0,1879
1975	39,9742	15,1896	25,630	0,5345	-0,0644
1976	96,9181	11,5270	32,731	-0,2166	0,6353
1977	15,0427	8,3798	45,600	0,6062	-0,3056
1978	43,2698	9,5733	32,996	0,4163	-0,4963
1979	34,4479	6,4556	20,770	0,1509	-0,0084
1980	41,7305	5,7054	22,425	0,1238	-0,3792
1981	42,0212	5,4058	25,504	0,1691	-0,2293
1982	51,6909	5,4568	20,846	0,0561	0,2831
1983	46,2091	5,3602	20,694	-0,2702	1,1188
1984	44,2327	5,9758	21,943	-0,1389	0,4906
1985	74,1466	6,1886	21,269	-0,0501	0,4723
1986	11,3204	5,5697	19,000	-0,8156	0,0064

TABLEAU 8.2			
PRESENTATION DU MODELE FINAL			
$R_i = a_0 \cdot B_{fi} \cdot \exp(-q \cdot f_i) \cdot \exp(C_1 \cdot u_{i1} + C_2 \cdot u_{i2})$			
Nombre d'observations = 13			
coefficient de corrélation : r = 0,9691			
coefficient de détermination : r ² = 0,9392			
coefficient	valeur	écart type	test t
Log(a ₀)	2,5734	0,1732	14,861
q	0,0219	0,0051	4,311
C ₁	-1,8643	0,2220	8,399
C ₂	0,6444	0,1750	3,683

La comparaison des valeurs, observées et ajustées, du recrutement (fig. 8.7) montre une concordance pour les bonnes et mauvaises cohortes, mais c'est pour les valeurs élevées du recrutement que l'ajustement demeure moins bon. Cette remarque laisse supposer que l'hypothèse d'équivalence des résidus du modèle n'est vraisemblablement pas respectée ; toutefois, le nombre limité d'années prises en compte ne permet pas d'avancer plus dans l'analyse de cette constatation.

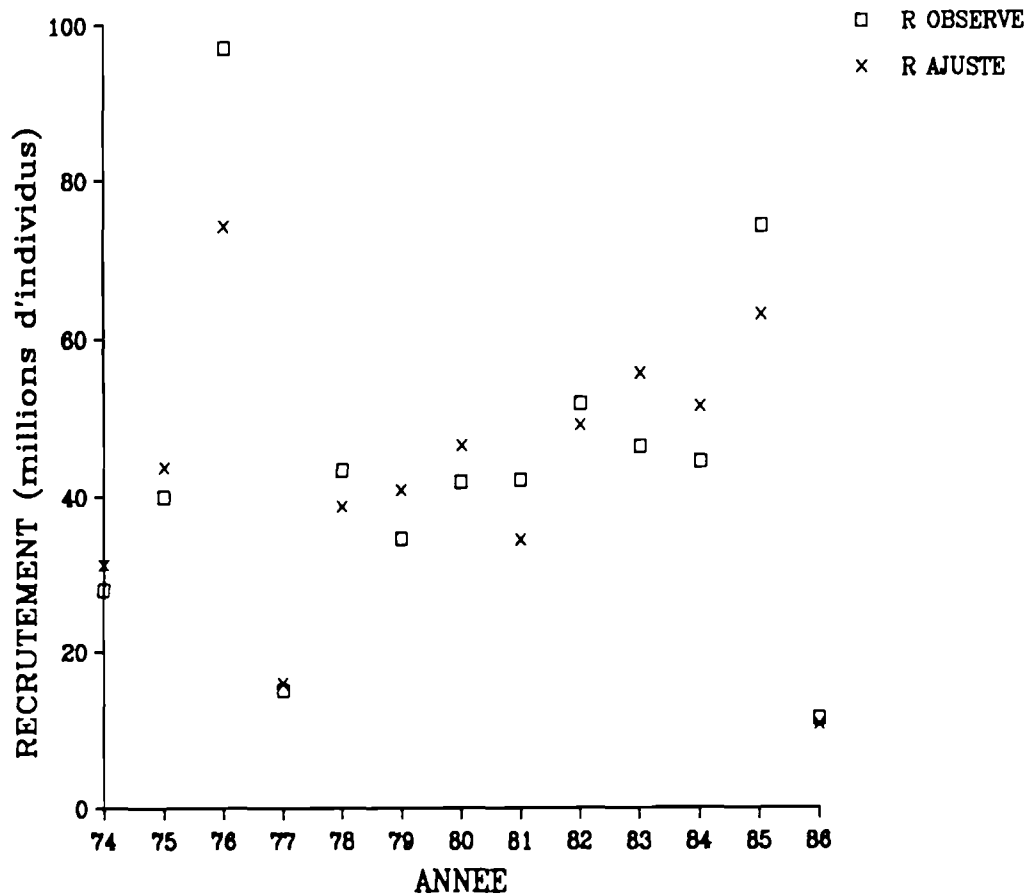


Figure 8.7. Résultats de l'ajustement du modèle final.

3. SIGNIFICATION ET UTILITE DU MODELE.

3.1. Signification biologique du modèle.

3.1.1. Le caractère empirique du modèle.

Le modèle présenté est empirique et ceci est, tout d'abord, lié aux démarches suivies jusqu'à sa présentation finale : les étapes intermédiaires n'étaient pas le fruit de l'application de lois précises décrivant les mécanismes des phénomènes étudiés. C'est plutôt l'inverse qui a été fait : les résultats des calculs intermédiaires ont été, tout d'abord, jugés selon un critère statistique, celui de la minimisation de la part inexpliquée de la variance totale.

Une fois le modèle final bâti, il convient de juger la validité des variables explicatives prises en compte et, notamment pour les expressions de la température, leur correspondance ou non avec des processus biologiques et écologiques. Le problème posé est le suivant : le modèle pourrait résulter d'une coïncidence aléatoire des fluctuations des paramètres explicatifs avec le recrutement. La réponse à cette question implique la validation du modèle dans les années futures selon un protocole expérimental bien précis. La définition de ce protocole nécessite de mettre en évidence le type d'action des processus biologiques liés aux variables retenues.

L'interprétation de la signification biologique des variables explicatives est détaillée par FIFAS et al. (1990). Il convient de faire un brief rappel.

3.1.2. Le rôle de l'effort de pêche.

L'influence de l'effort de pêche exercé sur les adultes a déjà été signalée par LE GAOUYAT (1976) qui a parvenu à déduire son impact sur les stades juvéniles. En fait, comme le soulignent HUELVAN (1985) et THOUZEAU (1989), les jeunes animaux sont mal protégés car ils possèdent une coquille peu résistante et ils ne sont pas enfouis dans le sédiment : ils sont ainsi exposés à la destabilisation des fonds provoquée par l'action mécanique des engins de pêche. Cette considération explique l'impact plus significatif de la première année de vie d'une cohorte (groupe d'âge 0) par rapport à la seconde (groupe d'âge 1).

3.1.3. Le rôle de la température.

Le modèle accorde un rôle significatif à la variable température et cette constatation s'approche des idées évoquées lors des premières synthèses des résultats du P.N.D.R. de la coquille Saint-Jacques (BOUCHER, 1987 ; THOUZEAU, 1989). Dans un esprit voisin, un autre modèle a été proposé pour le même stock (BOUCHER et DAO, 1990), sauf que celui-ci n'intègre ni l'influence du régime d'exploitation sur les juvéniles, ni celle de la biomasse du stock parental.

Selon FIFAS et al. (1990), la température intervient comme un facteur régulant la maturation sexuelle et la ponte en déterminant les fluctuations interannuelles de la fécondité réelle de la population : cela à travers la prise en compte des résidus thermiques en valeur absolue qui, sous forme exponentielle, interviennent comme facteur multiplicatif de la biomasse féconde de la population et traduisent ainsi ces fluctuations.

La signification biologique de la période critique du début mars résulte du fait que cette période coïncide avec le début de la gamétogenèse alors que la seconde période semble correspondre aux étapes de la ponte et du développement larvaire.

Il ne serait pas nécessaire de développer plus la signification biologique du modèle. Ce travail est plutôt appelé à montrer l'intérêt prédictif du modèle sous l'hypothèse de sa validité. Ce sujet obtient encore plus de valeur afin d'éclaircir l'historique de la régression nette du stock à la fin des années 80.

Pour aborder le sujet, il faut valoriser le rôle de chaque variable à l'explication du recrutement. Cette démarche permettra de définir les axes prioritaires afin de conserver la ressource.

3.2. Valorisation du rôle des variables explicatives. Les principes généraux d'un modèle prédictif.

3.2.1. La biomasse féconde et les relations S/R.

Parmi les trois types de variables explicatives retenues, la biomasse féconde est la seule dont l'utilité n'a pas été testée statistiquement pour justifier son introduction dans le modèle final. En fait, selon FIFAS et al.

(1990), il existe a priori un impact du stock parental sur l'abondance du recrutement. Il paraît intéressant d'examiner cette hypothèse de départ et d'analyser les mécanismes d'action de la biomasse féconde sur le recrutement.

Les relations usuelles S/R admettent la validité des mécanismes d'autorégulation (LAUREC et LE GUEN, 1981 ; cf. paragr. 1.1) qui permettent de compenser, au moins partiellement, une réduction de B_f ; R/B_f augmente ainsi quand B_f diminue : on parle donc des mécanismes *compensatoires*. D'autres relations S/R intègrent une contrainte selon laquelle, en dessous d'un certain niveau de B_f , le rapport R/B_f ne peut plus augmenter, mais tend, au contraire, à diminuer (LAUREC et LE GUEN, 1981). Cette procédure d'*auto-accélération* du déclin du stock est décrite par des mécanismes appelés *dépensatoires* qui mettent l'accent sur des problèmes de reproduction en dessous d'un seuil minimal de densité du stock parental (FOX, 1973).

Cette famille des relations exclut, par définition, la proportionnalité entre la biomasse féconde et le recrutement. Comme cela est souligné par BEVERTON et HOLT (1957), l'absence de tout mécanisme d'autorégulation d'un stock paraît écologiquement impossible : en effet, sous l'hypothèse d'une relation $R = \lambda \cdot B_f$ (λ = constante), le stock évoluerait vers son accroissement à l'infini si $\lambda > 1$ ou vers son extinction si $\lambda < 1$. L'inconvénient principal du modèle présenté dans ce travail consiste au fait que, mis à part les mécanismes d'action des facteurs externes (température) et du régime d'exploitation (effort de pêche), il ne prévoit pas d'autorégulation du stock des reproducteurs. Sous l'hypothèse d'un effort de pêche et d'un rechauffement printanier et estival constants, le stock de coquilles Saint-Jacques tendrait à augmenter ou à décroître indéfiniment. La réalité doit certainement être plus nuancée ; on est obligé d'admettre que la gamme des valeurs de biomasse féconde prises en compte dans l'ajustement du modèle, ne permet pas d'observer une valeur critique de densité à partir de laquelle les phénomènes de densité-dépendance sont perceptibles.

En dehors de l'absence d'autorégulation du stock dans le modèle, l'examen des résultats (cf. fig. 8.2) montre que l'influence de la biomasse de géniteurs sur le recrutement a une forme relativement complexe ; de toute façon, les relations classiques S/R ne paraissent pas satisfaisantes, conformément aux avis émis par des travaux antérieurs (BOUCHER, 1985, 1987 ; THOUZEAU, 1989 ; BOUCHER et DAO, 1990).

D'après PAULET (comm. pers.), l'inadéquation des relations S/R est d'autant plus flagrante que le stock briochin de coquilles Saint-Jacques présente la particularité biologique de gagner sa maturité sexuelle au cours d'une partie de l'année seulement et de se reproduire pendant un court intervalle de temps en été. On pourrait supposer qu'une relation S/R classique serait plus aisément applicable si les animaux se caractérisaient par une période relativement longue de maturité et une succession suffisante des pontes (p.ex. baie de Seine, rade de Brest) pour compenser d'éventuelles pertes à l'échelle intrannuelle.

Toutefois, du point de vue de la gestion, il convient d'analyser le rôle de la biomasse féconde et de répondre à la question s'il existe une relation S/R.

Pour cela, nous avons considéré la série complète d'années dont on dispose des estimations de la température (années 1962 à 1986). En fixant, pour l'ensemble des années, une valeur constante de l'effort de pêche et connaissant les valeurs des résidus thermiques des deux périodes critiques, nous avons effectué un calcul de simulation permettant d'évaluer le recrutement pour différents niveaux de

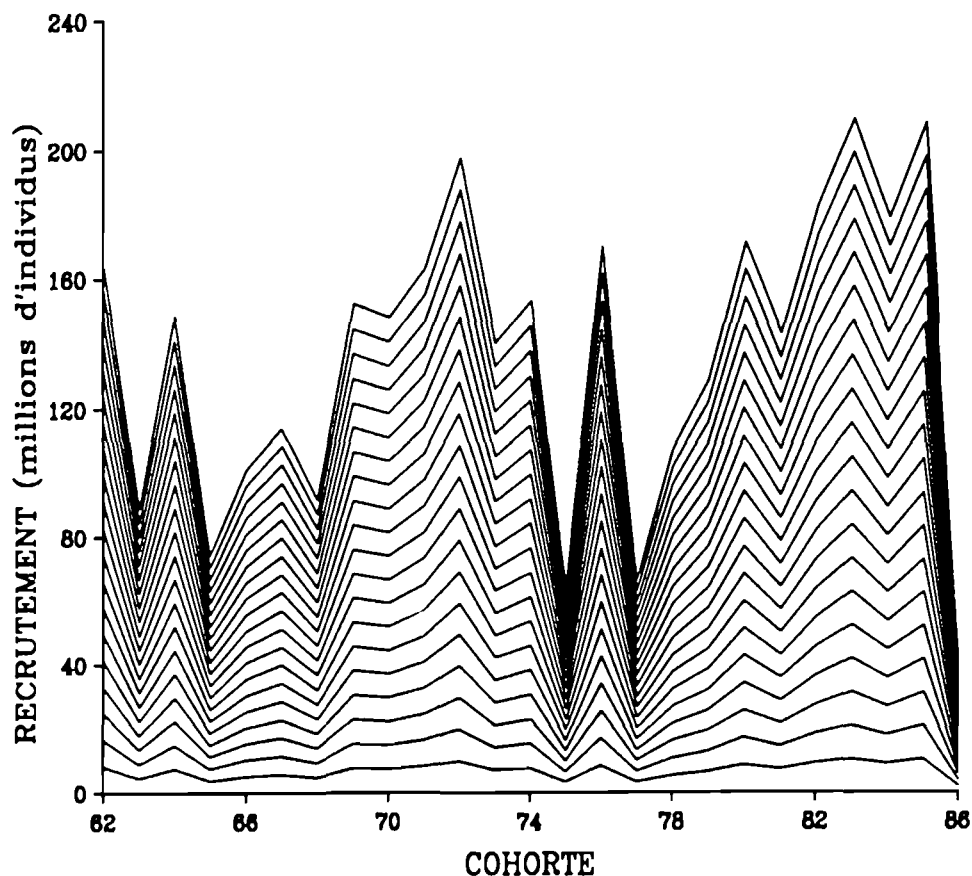


Figure 8.8. Variation du recrutement de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc pour les cohortes de 1962 à 1986 à effort de pêche constant. Chaque ligne correspond à un niveau de biomasse féconde variant entre 1000 et 20000 tonnes.

biomasse féconde variant entre 1000 et 20000 tonnes. Le résultat apparaît dans la figure 8.8.

Ce résultat montre que :

- La variabilité interannuelle du recrutement est, selon la simulation, liée au seul facteur climatique car l'effort de pêche est fixé et chaque courbe dans le graphique correspond à une valeur standard de biomasse féconde. Cette variabilité devient de moins en moins importante quand la biomasse féconde diminue. Il existe donc une relation S/R au moins pour les biomasses fécondes faibles qui donnent toujours naissance à de faibles recrutements quelles que soient les conditions climatiques.

- Les années récentes, caractérisées, en général, par des recrutements moyens voire faibles ne sont pas, sous les hypothèses évoquées dans cette simulation, les plus défavorables du point de vue climatique. En fait, à effort de pêche et biomasse de géniteurs fixés, il paraît que les années récentes sont même meilleures que celles de la période de progression spectaculaire de la ressource (fin des années 60). Ceci indique que l'hypothèse qui attribue l'appauvrissement de la ressource à une détérioration des conditions thermiques n'est pas

vraisemblable. La raison de la situation actuelle du stock doit être recherchée dans la réduction nette de sa fraction reproductible imputable à l'exploitation.

En résumé, il serait risqué de négliger le rôle explicatif du stock parental devant la complexité apparente de son type d'action. Il n'existe pas, en réalité, une relation S/R mathématiquement simple, mais plusieurs selon les niveaux de biomasse féconde de référence. Le stock parental peut agir, soit directement quand il se trouve en raréfaction, soit indirectement selon un type d'action masqué par l'influence des facteurs externes (BOUCHER, 1985) quand il est abondant.

3.2.2. L'effort de pêche.

Le rôle explicatif attribué à l'effort de pêche dans le modèle, ne donne pas une image complète de l'influence de l'exploitation sur les juvéniles. Pour cela, il aurait fallu tenir compte de l'ensemble des activités de pêche dans la baie, notamment du chalutage, qui se développent de plus en plus depuis le début des années 80. A ce propos, il existe depuis peu de temps un programme de recherche au Centre IFREMER de Brest pour analyser l'impact des engins de pêche sur le sédiment et les populations benthiques, mais il n'a apporté jusqu'ici que des résultats partiels.

En se limitant au résultat du modèle, une diminution de l'effort de pêche d'un ordre de 10000 heures par saison fait bénéficier d'une augmentation de recrutement de 20 % environ. Par conséquent, on peut supposer qu'une politique plus conservatrice au début des années 70 (quand l'effort de pêche fluctuait entre 40000 et 50000 heures par saison) aurait apporter des bénéfices notables en terme de recrutement.

Cette idée est développée dans le tableau 8.3 et la figure 8.9. Trois niveaux de recrutement des cohortes de 1974 à 1986 sont comparés : (I) les valeurs ajustées par le modèle (c'est-à-dire par application des valeurs de l'effort de pêche effectivement déployé) et celles ajustées pour un effort fixe de (II) 10000 et (III) 20000 heures par saison.

TABLEAU 8.3			
IMPACT DE L'EFFORT DE PECHE SUR LE RECRUTEMENT			
COHORTE	RECRUTEMENT AJUSTE (10^6 individus)		
	<i>f observé</i>	<i>f-10000 h</i>	<i>f-20000 h</i>
1974	31,18	75,53	60,67
1975	43,72	61,56	49,46
1976	74,21	122,08	98,07
1977	15,92	34,71	27,89
1978	38,61	63,89	51,32
1979	40,76	51,60	41,45
1980	46,40	60,91	48,93
1981	34,29	48,15	38,68
1982	48,98	62,12	49,90
1983	55,50	70,15	56,35
1984	51,32	66,64	53,54
1985	62,89	80,49	64,66
1986	10,57	12,88	10,34

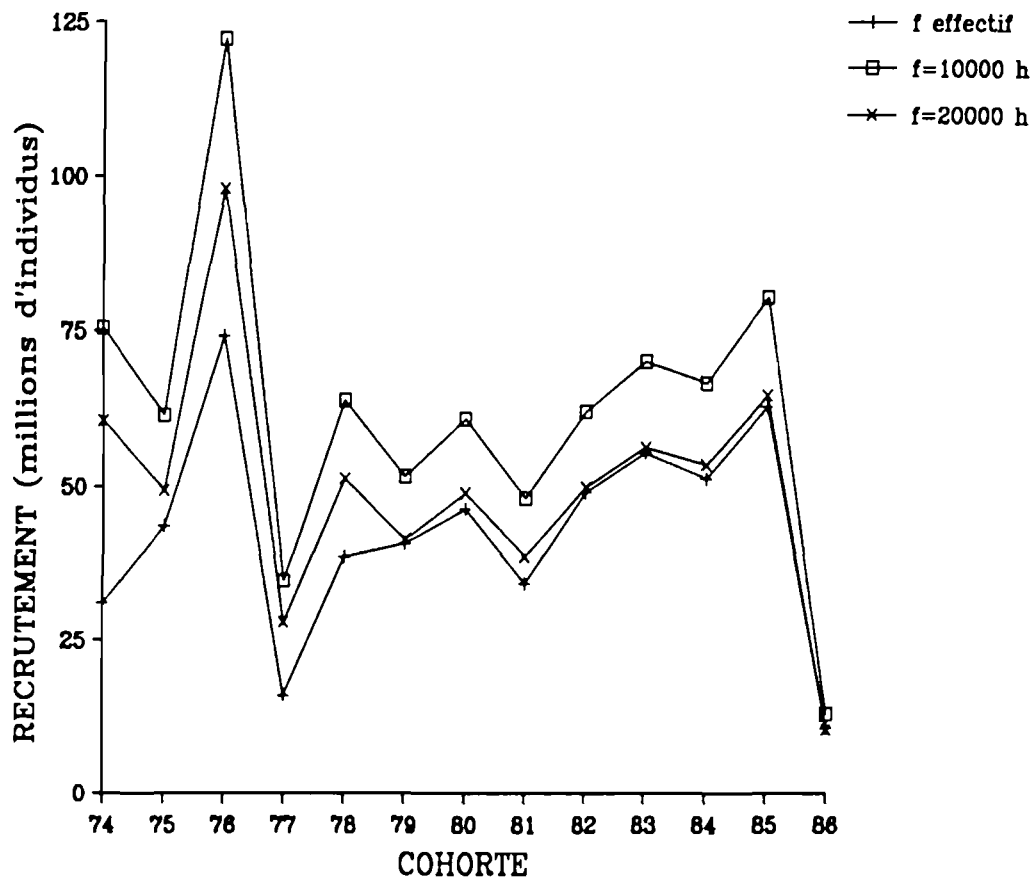


Figure 8.9. Impact de l'effort de pêche sur le recrutement selon trois scénarios différents (effort effectivement déployé, effort constant de 10000 et de 20000 heures par saison).

Selon cette simulation, la diminution de l'effort de pêche à partir de la fin des années 70 a provoqué une réduction des pertes en recrues comparativement aux années antérieures. De plus, les bénéfices réels doivent être vraisemblablement beaucoup plus élevés : en réalité, une interdépendance de la série d'années devrait être considérée (p.ex. un gain pour la cohorte de 1974 affecterait plus tard, à la suite de sa reproduction, les cohortes de 1976, 1977, etc.), mais cette condition n'est pas respectée dans ce travail.

En résumé, il est opportun de maintenir actuellement l'effort de pêche à un niveau faible compte tenu de la raréfaction de la ressource.

3.2.3. La variable température.

Parmi les variables introduites, les expressions de la température ont la contribution apparente la plus notable à l'explication du recrutement. Leur rôle apparaît d'autant plus essentiel que la biomasse féconde semble se stabiliser pendant la seconde moitié des années prises en compte dans le modèle (aux environs de 5000 à 6000 tonnes à partir de la fin des années 70).

Le problème principal de l'utilisation de ces expressions dans un but prédictif, est dû à l'incapacité actuelle de prévision du régime climatique. De

toute façon, même si cette prévision existait, ce paramètre est indépendant de l'intervention humaine au stock.

Pour s'en servir, deux voies sont envisageables :

(A) *Aspect déterministe* : le modèle garde son intérêt même si on ne peut pas connaître d'avance l'évolution des résidus thermiques d'une année donnée. Il paraît toujours intéressant d'obtenir un ordre de grandeur de l'abondance d'une cohorte 2 ans avant la campagne d'évaluation directe de juin et 2,5 ans avant pouvoir appliquer les modèles de capturabilité. Connaissant la valeur du recrutement, il est possible d'adapter la politique de gestion au cours des deux années qui suivent avant la mise en exploitation de la cohorte et en fonction de son abondance (p.ex. il serait profitable de limiter l'effort de pêche de la saison 1974/75 car on pourrait bénéficier d'une abondance plus élevée de la cohorte de 1974 ; par contre, il serait inutile d'opérer ainsi pour la saison de pêche 1986/87 car la très faible abondance de la cohorte née en 1986 était notamment conditionnée par le facteur climatique).

Il est difficile de présenter graphiquement l'influence de l'ensemble des variables d'entrée. Dans la figure 8.10 et pour deux niveaux de l'effort de pêche (10000 et 20000 heures par saison), nous avons tenté de calculer le recrutement en fonction de la biomasse féconde pour plusieurs combinaisons des valeurs absolues des résidus thermiques des deux périodes critiques (variant de 0 à 1). Ainsi, pour un couple donné des valeurs des variables thermiques, le recrutement évolue en fonction de la biomasse féconde selon une relation linéaire. Cependant, pour un effort de pêche fixé, il existe une infinité des droites de recrutement selon deux valeurs absolues des résidus thermiques et ceci ne facilite pas la représentation graphique du problème.

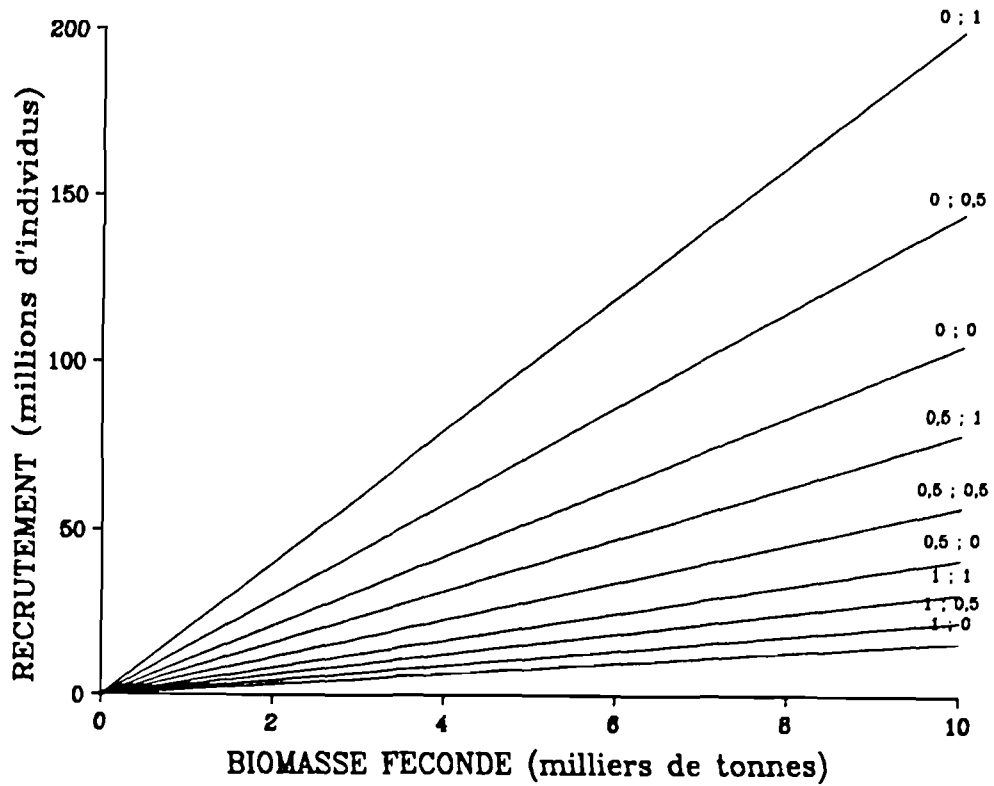
(B) *Aspect stochastique* : même si on n'arrive pas à prévoir les tendances climatiques à moyen et à long terme, le modèle pourrait être utilisé dans un but prédictif. On pourrait ainsi présenter la probabilité d'obtenir une valeur de recrutement pour une biomasse féconde et un effort de pêche fixés. Pour cela, il serait indispensable de calculer la probabilité de rencontrer une valeur donnée des résidus thermiques (en valeur absolue) pour le début mars et la fin juillet. Le modèle ainsi élaboré ressemblerait à des fonctions stochastiques autorégénérantes déjà connues (LAUREC et al., 1980).

Cette opération nécessite de traiter les résidus thermiques comme variables aléatoires. FIFAS et al. (1990) signalent que l'utilisation du terme "résidu" ne signifie pas obligatoirement que les hypothèses usuelles (moyennes nulles, égalité des variances, distributions gaussiennes, absence d'autocorrélations) soient respectées. Parmi cet éventail d'hypothèses, seule l'existence des moyennes nulles est, par définition, valable (cf. formules (8.6), (8.7) et (8.8)). La précision sur la loi de distribution ne fait pas toujours partie des hypothèses de base ; de plus, le cas d'une périodicité ne peut pas être exclu.

En conséquence, pour développer le modèle dans la voie stochastique et sachant quelles sont les valeurs des moyennes et des variances des résidus thermiques, il est nécessaire : (1) de simuler leur loi de distribution et (3) de retenir l'hypothèse de l'absence d'autocorrélations.

L'inconvénient principal de l'approche stochastique est le suivant : si on fixe l'effort de pêche et la biomasse féconde, la probabilité d'obtenir un recrutement d'abondance supérieure (ou inférieure) à une valeur donnée, serait intersection de deux probabilités concernant les deux périodes critiques qui

EFFORT DE PECHE = 10000 h



EFFORT DE PECHE = 20000 h

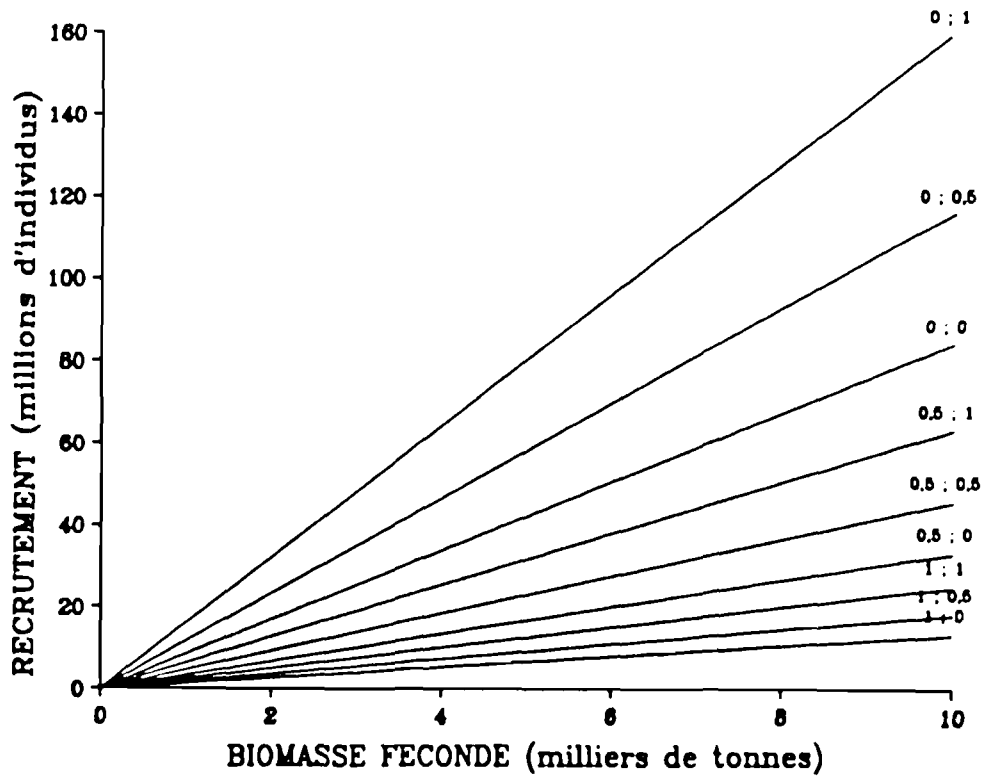


Figure & 10. Variation du recrutement en fonction de la biomasse féconde selon différentes combinaisons des valeurs absolues des résidus thermiques des deux périodes critiques (pour chaque droite, la première valeur du libellé se réfère au résidu thermique du début mars, la seconde à celui de la fin juillet).

pourrait être exprimée comme produit de ces probabilités sous l'hypothèse de l'indépendance des résidus des deux périodes critiques. A part le problème éventuel du non respect de cette indépendance, il existerait une infinité de solutions selon les couples de probabilités qui se réfèrent à la variable température. Il serait seulement possible de borner cette probabilité, mais cela n'apporterait rien de pratique pour une pêcherie dont la gestion a toujours été élaborée selon un plan déterministe.

Par conséquent, la version déterministe paraît plus intéressante pour le stock étudié.

4. SYNTHESE.

En halieutique, la proposition des relations explicatives du recrutement constitue une étape finale permettant d'intégrer la totalité du cycle vital d'une population exploitée et de développer les modèles de production et de fécondité du stock dans un but prédictif.

Pour cela, la voie traditionnellement empruntée faisant appel à des relations "stock-recrutement" (S/R), n'a pas paru satisfaisante dans le cas du stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc. Sur la série d'années prises en compte, seule la biomasse du stock de géniteurs n'est pas suffisante pour expliquer les fluctuations du recrutement.

Il a paru ensuite intéressant d'introduire d'autres variables explicatives du recrutement qui se réfèrent au régime d'exploitation du stock (effort de pêche) et à la variable température. Cette dernière a été retenue sous forme d'une expression appelée résidu thermique, présentée en valeur absolue pour deux périodes critiques du cycle de reproduction. La coïncidence de ces deux périodes avec le début de la gamétogenèse et la ponte et le développement larvaire mérite d'attention et doit être vérifiée expérimentalement par la suite.

Il s'est ensuite avéré nécessaire d'analyser le rôle de chaque variable explicative dans le modèle pour définir les grands axes prioritaires d'un système de prédiction. Ainsi, la biomasse féconde bien qu'elle intervienne sous forme apparemment complexe doit être conservée dans le modèle puisqu'il existe une relation S/R dont la forme et la complexité dépend des facteurs climatiques. L'effort de pêche exercé sur le stock adulte doit être maintenu à un niveau relatif à l'abondance du recrutement annuel. La protection des zones à forte densité des juvéniles doit être également envisagée.

Dans une étape finale, nous avons analysé les principes d'utilisation des expressions de la température dans un modèle prédictif. Le problème essentiel est lié à l'incapacité actuelle de prévision du régime climatique. En absence de celle-ci, le développement du modèle dans un sens stochastique nécessiterait la simulation des distributions théoriques des résidus thermiques et comporterait des inconvénients liés à la complexité des combinaisons des probabilités de deux variables aléatoires qui, en plus, ne sont pas indépendantes.

La version déterministe présente plus de clarté, mais ne peut être appliquée qu'après la naissance d'une cohorte. Cependant, cette voie garde tout son intérêt car il est toujours précieux de connaître l'ordre de grandeur du recrutement deux années avant son exploitation pour bien adapter une politique de gestion autorisant de bénéficier au maximum des conditions climatiques favorables.

CONCLUSION GENERALE ET PERSPECTIVES.

Exception faite de quelques contributions partielles en dynamique des populations, il n'existait jusqu'à présent aucune revue critique globale de l'évolution de la pêcherie de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc depuis l'instauration d'un système de gestion. Le présent travail avait pour objectif d'analyser cette évolution en intégrant les connaissances principales de la biologie de l'espèce (croissance, reproduction, recrutement) et des caractéristiques d'exploitation du gisement (conditions d'accès à la ressource, évolution de l'effort de pêche, gestion par quotas-tonnage, rôle et évolution de l'engin de pêche et des caractéristiques physiques des navires de pêche, etc.).

L'application du modèle structural de dynamique des populations exploitées.

Dans un premier temps, cette étude a fait appel aux données relatives aux structures démographiques des captures commerciales depuis 1974 pour effectuer, à partir d'hypothèses vraisemblables sur les composantes de la mortalité, des analyses des cohortes et pour bâtir des modèles de capturabilité afin de proposer un modèle structural à l'équilibre de production et de fécondité du stock.

Il a été confirmé que la fragilité du stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc, est premièrement due au nombre limité de groupes d'âge (1 ou 2) qui contribuent significativement aux apports. Une année de mauvais recrutement se traduit ainsi directement par un appauvrissement immédiat de la richesse globale de la ressource. Cette particularité singularise la population étudiée de celles d'autres mollusques exploités dans le golfe normand-breton (*Venus verrucosa*: BERTHOU, 1983) où les fluctuations interannuelles du recrutement ne se répercutent qu'après plusieurs années. Malgré le long suivi régulier de la ressource, cette caractéristique n'est pas entièrement intégrée dans le système de gestion qui a toujours limité son attention au couple de variables classiques du régime d'exploitation (effort de pêche - taille de première capture).

Le modèle analytique de dynamique du stock à l'équilibre aboutit à la conclusion que les paramètres du régime d'exploitation sont bien posés. Toutefois, à la fin des années 80, un appauvrissement net de la ressource est mis en évidence ce qui semble contradictoire. Il s'agit néanmoins d'une contradiction si on se cantonne au raisonnement classique de la dynamique des populations exploitées. En réalité, ce travail souligne la nécessité de redéfinition de certaines notions utilisées jusqu'à présent. Ainsi :

- Le nombre très limité de groupes d'âge constituant les captures commerciales ne peut pas être uniquement justifié par des particularités biologiques de l'espèce. Ce phénomène doit surtout être expliqué par des facteurs liés à l'intervention humaine sur le stock et notamment les adaptations spécifiques de l'engin de pêche (voilet, lame renforcée au carbure) et la course continue à l'accroissement de la puissance motrice des navires de pêche. Ces

caractéristiques ont généré une stratégie de pêche de concentration ou de dispersion selon l'état annuel de deux groupes d'âge-cibles ce qui affecte notamment les recrutements moyens voire faibles qui sont la règle actuelle dans le gisement.

- L'attention portée uniquement sur l'effort de pêche nominal n'est pas suffisante actuellement. Il a été démontré, lors de la proposition des modèles de capturabilité et de la mise au point des isoplètes de rendement par recrue, qu'un effort effectif de pêche doit intégrer le rôle de la puissance motrice des bateaux à son déploiement. Ainsi, la division du nombre d'heures de pêche depuis une quinzaine d'années par un facteur de 2 à 2,5 environ, ne correspond peut-être pas à une diminution de l'effort effectif, au moment où la puissance motrice moyenne a augmenté de 30 à 50 %.

- La proposition des mesures de gestion basées uniquement sur une analyse monospécifique n'est plus adéquate. Le problème de l'intensification d'autres activités de pêche dans la baie et notamment le chalutage, ne peut plus être négligé. La limitation de l'effort au cours d'une saison et la fermeture à la pêche d'un secteur particulier ne peuvent plus être envisagées sans restriction parallèle du chalutage. La saison de pêche 1987/88 offre, à cet égard, un exemple à éviter.

- Bien que la lecture directe de l'âge des animaux facilite la conversion de la taille en âge de lère capture, il n'est pas rigoureux de se contenter de la lettre du règlement (102 mm de taille légale) pour décrire la mortalité induite par la pêche sur l'ensemble des classes de tailles des animaux. Il existe, en fait, des individus inférieurs à la taille de 102 mm qui subissent une mortalité liée à leur rejet et ceci dans la mesure où ils sont pas objets de fraude. Le devenir de cette catégorie d'animaux n'atteignant pas cette taille n'a guère été améliorée quand le maillage a été porté de 72 à 85 mm ce qui met en cause l'intérêt pratique de cette mesure réglementaire.

- Toute mesure réglementaire doit prendre en compte un majorant de mortalité par pêche due à la "casse" par la drague et à la fraude. Sur ce point, la fraude estivale ne fait pas suffisamment partie des préoccupations actuelles pour limiter le gaspillage de la ressource.

Les campagnes d'évaluation directe.

Tous ces aspects montrent que les principes de conservation du stock dans l'avenir sont plus complexes que ceux connus par l'expérience d'autres ressources halieutiques françaises. Cette complexité a été entrevue depuis quelques années et c'est pourquoi l'effort de recherche scientifique a été limité au seul suivi annuel de la ressource par des campagnes de prospection sans envisager la construction d'un système de prédiction à plus long terme. Mis à part le risque d'une telle orientation unilatérale de l'investissement scientifique, il était de toute façon indispensable de mettre au point un protocole standardisé d'échantillonnage lors des campagnes d'évaluation annuelles. Ce document a tenté de répondre à cet objectif.

Ainsi, dans une seconde étape, ce travail a proposé le plan d'échantillonnage stratifié appliqué au cours des campagnes scientifiques depuis 1986. Certains éléments récents tel l'existence d'une mortalité naturelle additionnelle de la fin d'hiver ont été également analysés.

En ce qui concerne les estimateurs d'abondance et de biomasse par groupe d'âge, un progrès remarquable en précision relative a été acquis dans certaines strates intensément fréquentées par la flottille de pêche car ce dernier paramètre a été pris en compte dans le nombre de dragages fixé a priori. Cela a permis d'affiner les estimations par zone pour proposer des mesures de gestion à l'échelle spatiale (p.ex. campagne 1987/88). Toutefois, quelques problèmes restent à résoudre :

- Malgré le nombre élevé d'unités d'échantillonnage, les estimateurs globaux sont relativement imprécis et biaisés. L'augmentation du nombre de prélèvements améliorerait peu la situation. La solution doit être cherchée dans une redéfinition de l'efficacité de l'engin de pêche selon un plan stratifié en fonction de la nature sédimentaire des fonds et en fonction de la taille des animaux et non plus de leur âge. Sur ce dernier point, l'année 1990 a été marquée par un progrès notable grâce à l'introduction d'un modèle d'efficacité en fonction de la hauteur des animaux selon une fonction logistique ; cette évolution permet désormais d'effectuer une prospection sur n'importe quelle période de l'année. Cependant, le problème de la stratification pour cet estimateur n'a toujours pas été résolu.

- Le taux d'échantillonnage par strate était auparavant calculé à partir du tonnage débarqué par la pêche commerciale au cours des cinq années qui précèdent une campagne scientifique. Ce point comportait le risque d'une estimation erronée pour un groupe d'âge non exploité dans une strate à nombre d'unités primaires (superficie) élevé, mais peu fréquentée par la flottille de pêche (exemple du groupe 2 dans la strate 4 au cours de la campagne de 1987). Il faut ajouter également qu'une strate aurait pu ne pas être exploitée pendant une ou plusieurs années (réglementation adoptée ou quasi-absence de ressource). Pour éviter les dangers engendrés par ces cas particuliers, depuis 1990, une allocation proportionnelle a été adoptée, tout en gardant la stratification spatiale introduite depuis 1986. Les résultats récents concernant la cohorte de 1989, dont l'abondance principale se concentre sur des zones relativement pauvres depuis plus de dix ans, ont donné raison à cette modification, conformément aux réserves émises par ce document (cf. chapitre 6).

L'estimation de la mortalité naturelle anormalement élevée de la fin d'hiver de 1986 à 1988, est vraisemblablement biaisée pour deux raisons : l'absence d'échantillonnage sur des zones non exploitées et le rôle incontestablement majeur des mortalités par fraude et par "casse", non dissociées des composantes de la mortalité indépendantes de l'exploitation. De ce fait, il est difficile de savoir si les valeurs du coefficient M de 0,15 à 0,20 appliquées sur de longues séries historiques, sont également valables pour les années 1986 à 1988. Mais, dans la mesure où la pertinence des résultats n'est pas mise en cause, l'explication de la mortalité additionnelle doit être recherchée dans la synergie de plusieurs facteurs comme la dégradation générale des conditions du milieu et l'intervention de causes pathogènes. Toutefois, même dans ce cas, il convient de relativiser le résultat car le taux annuel de mortalité naturelle ne semble pas dépasser une valeur de 20 à 40 % au cours des années 1987 et 1988. En conséquence, face à un phénomène non vérifié, il n'a pas été et ne serait pas prudent de remettre en question le système de gestion en vigueur par une exploitation prématurée des groupes d'âge. Par contre, il est prioritaire de limiter les pertes liées à la

fraude annuelle qui continue à se développer. En outre, une mortalité massive de la fin d'hiver n'a été constatée en 1989, 1990 et 1991 (résultats des campagnes "Thalia").

Les nouveaux éléments utiles à la gestion :
la variabilité de la croissance
et le modèle du recrutement.

Dans une étape finale, le document a abordé de nouveaux aspects utiles à la gestion : la variabilité spatiale de la croissance individuelle et la mise en évidence des mécanismes régulant les fluctuations interannuelles du recrutement.

L'étude de la croissance a mis en évidence une modification de ses paramètres par rapport à ce qui a été appliqué auparavant (ANTOINE, 1979). Sur l'ensemble de la baie, la taille réglementaire de 102 mm ne correspond plus à un âge de lère capture de 2,5 ans et la gestion ne semble pas être adaptée à cette réalité biologique. Il faut également ajouter l'existence d'une forte variabilité spatiale de la croissance à l'intérieur de la baie, selon un gradient du nord au sud. Pour adapter la réglementation à ces nouvelles connaissances, deux éventualités sont envisageables :

(I) Une modification de la sélectivité de la drague commerciale (diamètre des anneaux métalliques, écartement et nombre de dents par demi-lame) pour réduire les pertes liées au rejet d'animaux du groupe d'âge 2 et (II) l'instauration d'un système de rotation des zones de pêche par ouverture de la saison dans les secteurs à forte croissance individuelle.

La deuxième proposition semble actuellement mieux adaptée à la réalité car elle peut aussi servir de base pour tout système de création d'un complément à la ressource naturelle par aquaculture extensive. Le sujet doit néanmoins être plus détaillé dans le proche avenir.

Dans le dernier chapitre de ce travail, l'accent est mis sur le rôle complexe de trois types de variables (biomasse féconde, effort de pêche, température) dans la régulation du recrutement. Une modélisation empirique du problème est tentée et l'intérêt du modèle construit est ensuite discuté.

La condition indispensable pour utiliser ce modèle est de s'assurer de sa validité dans l'avenir. Cette opération exige la collecte systématique de données sur les variables explicatives suivantes :

- L'effort de pêche nominal est aisément connu (criées).
- La température de l'eau de mer suppose soit des mesures in situ, soit d'avoir accès au fichier de l'Electricité de France.
- La biomasse féconde nécessite la combinaison de deux méthodes différentes de calcul (campagnes annuelles d'évaluation directe, application des modèles de capturabilité ; cf. annexe X).

Une fois le modèle validé, le recrutement annuel peut être calculé par une approche déterministe avec des moyens peu coûteux. Le modèle fournit des

estimations du recrutement deux saisons de pêche avant l'entrée en exploitation d'une nouvelle cohorte. Il permet au gestionnaire de disposer ainsi d'un outil supplémentaire appréciable pour mieux adapter ses propositions au cours des deux années suivantes.

Recommandations.

A la lumière de ces résultats et de leur interprétation, ce document a analysé les conditions actuelles d'évolution du stock de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc et de son exploitation. Le rôle du biologiste des pêches s'arrête là.

Néanmoins, à l'issue de ce travail, il paraît légitime, à la lumière des dernières informations supplémentaires concernant le gisement, de proposer une opinion sur l'orientation à donner dans le suivi scientifique et les décisions qui pourraient être prises en matière de gestion.

En effet, après la cohorte quasi-absente de 1986, la situation s'est encore aggravée. La saison de pêche 1988/89 a été le fruit d'une politique de décision non adaptée à la réalité alarmante : la pêche a été ouverte précocement (mi-octobre) ce qui a contribué à la chute des prix, le marché étant adapté à absorber plus tard les coquilles Saint-Jacques briochines. Il y en a eu gaspillage de la ressource, tant biologique qu'économique.

Dans le même temps, par crainte de mortalité hivernale élevée en début de 1989, le quota de l'année a été porté à 2500 tonnes éliminant ainsi la plus grande partie du reliquat de la cohorte abondante née en 1985. Cette option fut choisie sans se soucier suffisamment de la saison suivante qui s'annonçait comme la pire depuis plus de vingt-cinq ans, en raison de l'absence d'une cohorte abondante de 1987. Par ailleurs, étant donné que la cohorte de 1988 était aussi squelettique, aucune perspective positive pour le stock ne semblait exister au moins jusqu'en 1991. Cette constatation a été confirmée avant la rédaction finale de ce document.

Les derniers éléments du suivi de la ressource non traités par ce travail, confirment le caractère contradictoire des diagnostics sur ce stock, selon ce qu'on raisonne à court, à moyen ou à long terme. Ainsi, le risque de l'effondrement est fort probable même si, à court terme, le stock semble porteur, suite aux reproductions en 1989 et 1990 qui sont les meilleures depuis une quinzaine d'années. En effet, les résultats des prospections effectuées depuis juin 1990 mettent en évidence la présence des animaux nés en 1989 et 1990 à des abondances exceptionnelles. Toutefois, le risque d'appauvrissement de la ressource n'est pas réellement écarté dans la mesure où l'exploitation semble toujours reposer sur un seul groupe d'âge : la fragilité du stock est encore d'actualité.

Le danger immédiat, vécu depuis quelques années, a néanmoins contribué au développement d'une nouvelle réflexion parmi les responsables de la gestion du gisement. Ainsi s'est décidée, pour la première fois, une limitation des puissances motrices des navires pour les nouveaux titulaires de la licence de pêche (250 chevaux au lieu de 400). Une interdiction totale d'accès de tout art trainant (chalut, dragues) a été également imposée au cours de l'été 1990 dans certains secteurs à forte abondance de juvéniles nés en 1989 (zone de 2 à 4

milles). De plus, dès l'ouverture de la saison de pêche 1990/91, des cantonnements de protection de cette cohorte ont été créés au sud de la baie, mais leur superficie semble ne pas être à la hauteur de l'enjeu.

Ce travail a signalé les facteurs qui contribuent le plus à l'appauvrissement du gisement et il est utile de suggérer les mesures concrètes de gestion souhaitables. Il s'agit :

(I) Investissement scientifique :

- *Campagnes océanographiques.* Il était prévu initialement de continuer les campagnes d'évaluation du pré-recrutement (novembre) et du stock exploitable (juin). Cependant, à défaut d'un engin efficace et en raison de la lourdeur des expériences, l'estimation du pré-recrutement en automne s'est vue supprimée. De plus, il a été envisagé qu'à partir de l'année 1990, la prospection annuelle sur le stock exploitable sera faite en septembre : cette modification permettrait d'obtenir une estimation plus fiable de l'abondance des animaux du pré-recrutement (groupe d'âge 1) et d'intégrer l'impact des activités de pêche estivales (notamment du chalutage).

- *Echantillonnage à la criée.* Le travail continue en routine en adoptant le plan d'échantillonnage à stratification temporelle. Une version stochastique d'analyse des cohortes est également envisagée ; elle intégrera une étude des sensibilités à partir de la matrice des variances-covariances des captures aux âges (FIFAS et JEZEQUEL, 1991).

- *Modèle du recrutement.* Le module de calcul intégrant les estimations de biomasse féconde et de température est déjà disponible. Par ailleurs, une sonde de mesure des températures de fond est en service depuis 1989 en baie de Saint-Brieuc.

- *Variabilité spatiale de la croissance.* Une étude doit être prévue pour mieux analyser le sujet abordé dans ce document.

(II) Politique décisionnelle à court terme :

(II.1) Métier de drague à coquilles :

- *Accès à la ressource.*

1. Aucune nouvelle demande de licence ne devrait être satisfaite dans l'immédiat. Cette proposition est justifiée par le nombre élevé de navires titulaires et par le fait qu'une pêcherie très fragile ne devrait normalement pas attirer de nouveaux participants.

2. La limitation de la puissance motrice devrait être progressivement appliquée sur les navires déjà présents dans la pêcherie ; un contrôle des re-motorisations devrait aussi être instauré.

3. Pour limiter le désintérêt quant à l'avenir du stock d'une partie de titulaires de licence, il serait envisageable de ne pas attribuer pendant deux années la licence à tout patron de pêche peu tributaire de la coquille et dont le chiffre d'affaires est assuré en faible partie par ce stock (en fixant, par exemple, un pourcentage seuil). Une telle décision ne pourrait néanmoins être appliquée sans

problèmes car elle exigerait un changement des structures décisionnelles en vigueur dont il n'est pas actuellement question.

4. Toute infraction constatée (fraude) devrait conduire à des sanctions exemplaires (suspension de la licence et du rôle sur une longue période, etc.).

5. Il est de plus en plus souvent question d'introduire des quotas individuels-journaliers de manière à freiner la course à la puissance motrice. Toutefois, cet aspect ne doit pas être abordé sans examen des risques d'augmentation des rejets et de renforcement du marché parallèle.

- *Fermeture des zones.* Les résultats des campagnes de 1990 et 1991 ont montré les secteurs les plus sensibles en terme de biomasse des coquilles Saint-Jacques. Dans le sens de leur protection, l'IFREMER a déclenché un débat avec toutes les parties concernées par la gestion du stock et par les activités multi-spécifiques - multi-métiers dans la baie (Comité Interprofessionnel de la Coquille Saint-Jacques, Comités Locaux des Pêches, Affaires Maritimes). Au cours de ces discussions, il a été question de prolonger la fermeture au dragage dans les cantonnements déjà créés au sud de la baie et de l'étendre au chalutage sur tout secteur à abondance forte.

- *Contrôle du réglage des engins de pêche.* Il faudrait songer à systématiser le contrôle des caractéristiques des dragues à coquilles (poids, écartement des dents, inclinaison du volet, structure des lames, etc.).

(II.2) Les autres métiers dans la baie :

Outre l'interdiction de la pêche au chalut de fond dans certains secteurs au même titre que pour la drague, d'autres mesures seraient indispensables. Plus précisément :

- Il serait souhaitable de débattre avec les possesseurs de grosses unités afin de les inciter à un désengagement de la coquille Saint-Jacques et de la baie de Saint-Brieuc.

- Si l'on veut privilégier la coquille Saint-Jacques dans la baie, il conviendrait de réfléchir à la possibilité de reconversion du chalutage vers les métiers aux arts trainants et, notamment, vers le développement du caseyage à seiche et à buccin. Cette perspective est notamment intéressante pour la zone en-deçà des trois mils marins.

Ces mesures peuvent paraître relativement strictes comparées à ce qui fut pratiqué auparavant. Toutefois, il est nécessaire de les concrétiser pour augmenter les chances de survie d'un stock dont les premiers bénéficiaires sont les marins pêcheurs de la baie. De plus, leur mise en place paraît réaliste et elles sont, en grande partie, déjà débattues par les intéressés.

Le présent document a tenté de proposer des orientations concrètes pour l'avenir du gisement de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc après les avoir justifiées.

BIBLIOGRAPHIE.

- AGOUMI A., 1982. Modélisation du régime thermique de la Manche. *Thèse de Docteur Ingénieur, Ecol. Nat. Ponts et Chaussées, Paris* : 193 p.
- 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.
- ANTOINE L., ARZEL P., LAUREC A., MORIZE E., 1979. La croissance de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus, L.) dans les divers gisements français. *Rapp. P.-V. Réun. Cons. Int. Explor. Mer*, 175 : p.85-90.
- ARZEL P., 1979. Etude de l'incidence d'une centrale nucléaire sur une population exploitée : la coquille Saint-Jacques. Rapport 1 et 2 : analyse descriptive de la population. *Contrat EDF-CNEXO No 1969* : 166 p. + bibliographie.
- BA I.S., 1988. Biologie et dynamique des populations d'anchois (Engraulis encrasicolus) des côtes Mauritanienne. *Thèse 3e cycle, U.B.O.* : 139 p.
- BAIRD R.H., 1959. Factors affecting the efficiency of dredges. *In* Modern Fishing Gear of the World (H. Kristjonsson ed.), *Fishing News Books Ltd., London* : p. 222-224.
- BAIRD R.H., GIBSON F.A., 1956. Underwater observations on scallop Pecten maximus, L., beds. *J. Mar. Biol. Res. U.K.*, 35 : p.555-562.
- BARANOV T.I., 1918. On the question of the biological basis of fisheries. *Proc. Inst. Ichth. Invest.*, 1 : p. 81-128.
- BARD F.X., 1981. Le thon germon (Thunnus alalunga, Bonnaterre, 1788). *Thèse Doc. d'Etat, Univ. Paris VI* : 333 p.
- BATTACHARYA G.G., 1967. A simple method of resolution of a distribution into Gaussian components. *Biometrics*, 23 : p. 115-135.
- BERNARD D.R., 1981. Multivariate analysis as a means of comparing growth in fish. *Can. J. fish. Aq. Sci.*, 38 : p. 233-236.
- BERTHOU P., 1983. Contribution à l'étude du stock de praires (Venus verrucosa, L.) du golfe normano-breton. *Thèse 3e cycle, Océan. Biol., COB/UBO, Brest* : 157 p. + bibliographie, annexes.
- BERTHOU P., BLANCHARD M., NOEL P., VERGNAUD-GRAZINI C., 1986. Analyse des isotopes stables de la coquille appliquée à la détermination de l'âge de quatre bivalves du golfe normano-breton (Manche occidentale). *I.C.E.S., Shellfish Committee, 1986/K* : 16 p.
- BERTHOU P., CHEVAILLIER P., JEZEQUEL M., 1990. Analyse typologique des activités de pêche de la flottille des Côtes d'Armor. *Rapport d'étude IFREMER/DRV-RH, Comité d'Expansion Economique des Côtes d'Armor* : 49 p.
- BEVERTON R.J.H., HOLT S.J., 1956. A Review of Methods for Estimating Mortality Rates in Exploited Fish Populations with Special Reference to Sources of Bias in Catch Sampling. *Rapp. P.-V. Reun. Cons. Int. Explor. Mer*, 140 : p. 67-83.

- BEVERTON R.J.H., HOLT S.J., 1957. On the dynamics of exploited fish populations. *U.K. Min. Agric. Fish Food, Fishery Investigations (Ser. 2), 19* : 533 p.
- BEVERTON R.J.H., HOLT S.J., 1959. A review of the lifespans and mortality rates of fish in nature, and their relation to growth and other physiological characteristics. *In The Lifespan of Animals*, G.E.W. Wolstenholme and M. O'Connor ed. *CIBA Foundation on ageing, London, Churchill, vol.5* : p. 142-180.
- BOUCHER J., 1985. Caractéristiques dynamiques du cycle vital de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus) : hypothèses sur les stades critiques pour le recrutement. *CIEM, C.M. 1985/K23/sess.Q* : 10 p.
- BOUCHER J., 1987. Déterminisme recrutement coquille Saint-Jacques : programme et résultats actuels. *Contr. Bull. Info. PNDR, 5* : p. 3-17.
- BOUCHER J., ARZEL P., BUESTEL D., 1985. Causes probables de variations du recrutement de la coquille Saint-Jacques identifiées en baie de Saint-Brieuc (1975-1982). *Réunion PNDR, III 23, ISTPM, Nantes* : 9 p.
- BOUCHER J., DAO J.C., 1990. Repeuplement et forçage du recrutement de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus) : p. 313-357. *In TROADEC J.P. : L'homme et les ressources halieutiques. SDP, IFREMER* : 817 p.
- BOX M.J., 1965. A new method of constrained optimization and a comparison with other methods. *Comput. J., 8* : 42-52.
- BUESTEL D., 1978. Comparaison de l'importance des fixations du naissain de Pecten maximus sur les collecteurs et de l'importance du recrutement dans le milieu naturel en baie de St-Brieuc. *Scallop workshop, Brest, 8-13 mai 78* : 8 p.
- BUESTEL D., ARZEL P., DAO J.C., 1977. La production de juvéniles de coquilles Saint-Jacques "Pecten maximus, L.". *CIEM, 3ème réun. groupe trav.maricult., Brest, France* : 13 p.
- BUESTEL D., COCHARD J.C., DAO J.C., GERARD A., 1982. Production artificielle de naissain de coquilles Saint-Jacques, Pecten maximus (L.). Premiers résultats en rade de Brest. *"Vie marine" 4,24* : 28 p.
- BUESTEL D., DAO J.C., 1979. Aquaculture extensive de la coquille Saint-Jacques : Résultats d'un semis expérimental, *La Pêche maritime* : 7 p.
- BUESTEL D., DAO J.C., GOHIN F., 1985. Estimation d'un stock naturel de coquilles Saint-Jacques par une méthode combinant les dragages et la plongée. Traitement des résultats par une approche géostatistique. *CIEM, Thème X* : 33 p.
- BUESTEL D., DAO J.C., LEMARIE G., 1979. Collecte de naissain de pectinidés en Bretagne. *Rapp. P.-V. Réun. Cons. Int. Explor. Mer, 175* : p. 80-84.
- 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. *Haliothis, 17* : 19 p.

- BUESTEL D., GUENOLE A., MINGANT C., 1985. Prégrossissement du naissain de coquille Saint-Jacques en structures de fond avec accès en plongée sous-marine- aspect technologique. *Pêche maritime*, No 1293 : 800-804 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.
- CADDY J.F., 1970. A method of surveying scallop population from a submersible. *J. Fish. Res. Board Can.*, 27 : 535-549.
- CADDY J.F., 1975. Spatial Model for an exploited shellfish population and its application to the Georges Bank Scallop Fishery. *J. Fish. Res. Board Can.*, 32 : p. 1305-1328.
- CADDY J.F., 1977. Some considerations underlying definitions of catchability and fishing effort in shellfish fisheries and their relevance for stock assessment purposes. *Int. Coun. Expl. Sea, Shellfish and Benthos Commitee*, 18 : 22 p.
- CAMPILLO A., 1986. Les pêcheries françaises en Méditerranée continentale. Bilan des connaissances. Perspectives. DRV - 86.004/RH/Sète - IFREMER : p.10-15.
- 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.
- CLAVIER J., RICHARD O., 1985. Etudes sur les ormeaux dans la région de Saint-Malo. *Association pour la mise en valeur du littoral de la côte d'Emeraude* : 285 p.
- COCHRAN W.G., 1977. Sampling techniques. 3rd edition, *Wiley and Sons, New York* : 413 p.
- COMELY C.A., 1974. Seasonal variations in the flesh weights and biochemical content of the scallop Pecten maximus, L., in the Clyde Sea Area. *J. Cons. Int. Explor. Mer*, 35(3) : p. 281-295.
- CONAN G., SHAFEE S., 1978. Growth and biannual recruitment of the black scallop Chlamys varia (L.) in Lanvéoc area, Bay of Brest. *J.exp.mar.Biol.Ecol.*, Vol. 35 : p. 59-71.
- CRISP D.J., 1964. The effects of the severe winter of 1962-63 on the marine life in Britain. *J. Anim. Ecol.*, 33 : p. 165-210.
- DAGET J., LE GUEN J.C., 1975. Les critères d'âge chez les poissons. *In* Problèmes d'Ecologie. La démographie des populations de vertébrés. Lamotte, M., Bourlière, F., ed. *Masson* : p. 253-289.

- DAGNELIE P., 1975. L'analyse statistique à plusieurs variables. Presses agronomiques de Gembloux, Belgique : 362 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.
- DAO J.C., LAUREC A., BUESTEL D., 1975. Politique et problèmes relatifs aux pêches locales. Application de la dynamique des populations au gisement de Coquille St-Jacques de la baie de St-Brieuc. Recherche d'un modèle bioéconomique. CNEOX, COB, F. I. 159, 23 : 7 p.
- DICKIE L.M., 1955. Fluctuations in abundance of the giant scallop, Placopecten magellanicus (Gmelin) in the Digby area of the Bay of Fundy. J. Fish. Res. Board Can., 12 : p. 797-857.
- DIOP M., 1988. Ecologie et dynamique des populations de praires (Venus rosalina) à l'ouest du banc Arguin, Mauritanie. Thèse 3e cycle, UBO, CNROP, IFREMER : 191 p.
- DUPOUY H., CHRISTIEN D., KERGOAT B., 1989. Estimation des paramètres de croissance du lieu jaune (Pollachius pollachius) de la sous-aire VII du C.I.E.M., par l'utilisation des techniques de rééchantillonnage (Bootstrap) pour l'ajustement au modèle de Von Bertalanffy. C.I.E.M., CM 1989/D : 26 Réf G : 6 p. + tableaux, figures.
- DUPOUY H., DE KERGARIOU G., LATROUITE D., 1983. L'exploitation de la coquille Saint-Jacques, Pecten maximus (L.) en France. 2ème partie : baie de Saint-Brieuc. Science et Pêche, Bull. ISTPM, No 331 : p.3-11.
- DURAND J.L., LAUREC A., MESNIL B., 1983. Rapport de mission. Groupe de travail CIEM. Méthodologie, Copenhague, 20-26 mai 1983, ISTPM : 13 p.
- EDWARDS R.L., AVTGES S.M., 1982. A new technique for describing growth. ICES, CM 1982/G, 60 : p. 1-21.
- EFRON B., 1979. The 1977 Rietz lecture. Bootstrap methods : another look at the Jackknife. Ann. statist., 7(1) : p. 1-26.
- EFRON B., 1982. The Jackknife, The Bootstrap and Other Resampling Plans - CBMS Regional Conference Series in Applied Mathematics 38, Society for Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia : 92 p.
- FARRUGIO H., LAUREC A., DE VERDELHAN C., 1981. Rapport de mission sur la participation au groupe de travail CIEM sur l'utilisation des données d'effort, CIEM, Copenhague : 11 p.
- FIFAS S., 1991. Un calcul par simulation des mortalités induites par la pêche appliquée au stock de coquilles Saint-Jacques (Pecten maximus, L.) en baie de Saint-Brieuc (Manche Ouest, France). C.I.E.M., Shellfish Committee, K:38: 19 p.
- FIFAS S., DAO J.C., BOUCHER J., 1990. Un modèle empirique du recrutement. Exemple de la coquille Saint-Jacques (Pecten maximus, L.) en baie de Saint-Brieuc (Manche, France). Aquatic Living Resources, 3(1) : p. 13-28.

- FIFAS S., JEZEQUEL M., 1991. La structure démographique 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. *C.I.E.M., Statistics Committee, D:28, Ref. K* : 21 p.
- FOUCHER E., 1986. L'évolution de la pêcherie de coquilles Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc à partir des licences de pêche. *Mémoire ENSAR, Dép. d'Halieutique* : 71 p.
- FOX W.W., 1970. An exponential surplus yield model for optimizing exploited fish populations. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 99(1) : p. 80-88.
- FOX W.W., 1973. A general life history exploited population simulator with pandalid shrimp as an example. *Fish. bull., U.S.*, 71(4) : p. 1019-1028.
- FOX W.W., 1975. Fitting the generalized stock production model by least squares and equilibrium approximation. *Fish. Bull.*, 73(1) : p. 23-37.
- FREON P., 1983. Production models as applied to substocks depending on upwelling fluctuations. *FAO Fish. Rep./FAO Inf. Pesca (292), Vol. 3* : p. 1047-1066.
- GAERTNER D., 1985. Etude de la biologie et de l'exploitation des baudroies Lophius piscatorius (L.) et L. budegassa (Spinola) dans la mer celtique. *Thèse 3e cycle, U.B.O* : 267 p.
- GARROD D.J., 1975. Catch per unit effort in long range North Atlantic demersal fisheries and its use in conjunction with cohort analysis. *In* Monitoring of fish stock abundance : the use of catch and effort data. *ACMRR working Party, FAO, No 155* : p. 37-50.
- GASCHUTZ G., PAULY D., DAVID N., 1980. A versatile Basic program for fitting weight and seasonally oscillating length growth data. *I.C.E.S., C.M. 1980 :D* : 14 p.
- GIRARDIN M., 1981. Pagellus erythrinus (L.) et Boops boops (L.) du Golfe de Lion. Ecologie. Prises commerciales et modèles de gestion. *Thèse 3e cycle, Univ. Sci. Techn. Languedoc* : 295 p.
- GROS P., 1979. Biologie de processa novelli holthuisi (Al-Adhub & Williamson-Crustacea, Décapoda) dans le secteur nord du golfe de Gascogne. *Ann. Inst. Ocean. Paris*, 55(1) : p. 49-70.
- GROS P., LAUREC A., DUPOUY H., 1987. Estimation des paramètres de croissance. Apport des techniques de rééchantillonnage (*Bootstrap, Jackknife*) et des statistiques robustes (*médianes et modes*). *I.C.E.S., CM 1987 / D* : 10, 26 p.
- GRUFFYDD L.E.D., 1974. An estimate of natural mortality in an unfished population of the scallop Pecten maximus, L. *J. Cons. Int. Explor. Mer*, 35 : p. 209-210.
- GULLAND J.A., 1955. Estimation of growth and mortality in commercial fish populations. *Fish. Invest. Minist. Agric. Fish. Food, Ser II*, 18(9) : p. 1-46.

- GULLAND J.A., 1964. Catch per unit effort as a measurement of abundance. *In CIEM* : p.8-14.
- 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.
- 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.
- GULLAND J.A., 1987. Natural mortality and size. *Mar. Ecol., Progr. Ser., Vol. 39* : p. 197-199.
- HAMON D., BERTHOU P., FIFAS S., 1991. Etude de l'impact des engins de pêche trainants en zone côtière. Cas particulier du chalutage en baie de Saint-Brieuc (Manche Ouest). *ICES C.M., Fish Capture Committee, B:27, Ref. G+K* : 15 p.
- HANCOCK D.A., 1973. The relationship between stock and recruitment in exploited invertebrates. *Int. Count. Expl. Sea, Section 4* : p. 113-131.
- HANCOCK D.A., 1975. Population dynamics and management of shellfish stocks. *Int. Coun. Expl. Sea, Sp. Meet. on Pop. assess. of shells stocks. Contr. No 2* : 20 p.
- HARDING J.P., 1949. The use of probability paper for the graphical analysis of polymodal frequency distributions. *J. mar. biol. assoc., 28* : p. 141-153.
- HASSELBLAD V., 1966. Estimation of finite mixture of distributions from the exponential family. *Am. ass. J. stat., 64* : p. 1459 - 1471.
- HUELVAN S., 1985. Variabilité génétique de populations de Pecten maximus, L., en Bretagne. Thèse 3e cycle, UBO, IFREMER, Brest : 195 p. + annexes.
- JOLICOEUR P., 1975. Linear regressions in fishery research : somme comments. *J. Fish. Res. Board Can., 32* : p. 1491-1494.
- 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.
- JONES R., 1976. A preliminary assessment of the firth of forth stock of Nephrops. *Rapp. P.-V. Reun. Cons. Int. Explor. Mer, No 24* : 8 p. + tableaux.
- JONES R., 1979. An analysis of a Nephrops stock using length composition data. *Rapp. P.-V. Reun. Cons. Int. Explor. Mer, 175* : p. 259 - 269.
- KIMURA D.K., 1980. Likelihood methods for the Von Bertalanffy growth curve. *Fish. Bull., 77 (4)* : p. 765-776.

- KRISTENSEN I., 1959. The coastal waters of the Netherlands as an environment of molluscan life. *Bacteria*, 23. In The Netherlands as an environment for molluscan life, 1 VII : p. 18-55.
- KUHRY B., MARCUS L.F., 1977. Bivariate linear models in biometry. *Syst. Zool.*, 26 : p. 201-209.
- LABBE C., 1983. Contribution à l'étude de la dynamique d'exploitation du stock de coquilles Saint-Jacques (Pecten maximus) en baie de Saint-Brieuc. *DEA Océan. Biol., Univ. Pierre et Marie Curie, Paris* : 30 p. + annexes.
- LARKIN P.A., 1977. An epitaph for the Concept of Maximum Sustained Yield. *Transactions of the American Fisheries Society*, Vol. 106, No 1 : 11 p.
- LAUREC A., 1977. Analyse et estimation des puissances de pêche. *J. Cons. Int. Explor. Mer*, 37(2) : p. 173-185.
- LAUREC A., 1978. Modèles mathématiques en dynamique des populations exploitées. Contribution No 533. In *Biometrie et Ecologie*, No 1, INRA : p. 251-276.
- 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., BARD F.X., 1979. Analyse multicohorte sur deux classes d'âge. *SCRS/79/107* : 16 p.
- LAUREC A., FONTENEAU A., 1979. Estimation de l'abondance d'une classe d'âge. Utilisation des c.p.u.e. de plusieurs engins, en différentes zones et saisons. *Rec. Doc. Sci. ICCAT*, 8,1 : p. 79-100.
- LAUREC A., FONTENEAU A., CHAMPAGNAT C., 1980. A study of the stability of some stocks described by self-regenerating stochastic models. In *CIEM (1980,a)* : p. 423-438.
- LAUREC A., LE GUEN J.C., 1981. Dynamique des populations marines exploitées. Tome I. Concepts et modèles. *Rapports scientifiques et techniques*, No 45, *CNEXO*: 118 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.
- LEBART L., MORINEAU A., FENELON J.P., 1982. *Traitement des données statistiques. Méthodes et programmes. 2e édition*, Dunod : 510 p.
- LEFEBVRE J., 1980. *Introduction aux analyses statistiques multidimensionnelles*. Ed. Masson, Paris : 259 p.

- 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.
- LE GAOUYAT J.P., 1976. Evaluation de l'abondance des jeunes coquilles Saint - Jacques en baie de Saint-Brieuc. *Mémoire Ing. Agro., ENSAR* : 35 p. + bibliographie.
- LE GUEN J.C., 1971. Dynamique des populations de Pseudolithus (Fonticulus elongatus, BOWD 1825), Poissons - Sciaenidae. *Cah. ORSTOM, Sér. Océanogr., Vol. I, No 1* : 84 p.
- LIGNELET P., 1985. La pratique du Pascal. *Ed. Masson* : 304 p.
- LIN X.-Q., 1987. Etude de la biologie de la plie (Pleuronectes platessa, Linné) de la baie de Douarnenez : Croissance, Régime alimentaire, Réproduction. *Thèse d'Univ. de Bordeaux I* : 181 p.
- LOH LEE LOW, 1975. Derivation of catch per unit of effort from commercial fishing statistics for the Bering Sea, 1964-73. *In* Monitoring of fish stock abundance : the use of catch and effort data. *ACMRR working Party, FAO, No 155* : p. 69-84.
- 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.
- MATRINCE M.J., 1979. La pêche en baie de Saint-Brieuc. Perspectives de développement de la production et de la commercialisation. *Institut National Agronomique Paris-Grignon* : 78 p.
- McGURK M.D., 1987. Natural mortality and spatial patchiness : reply to Gulland. *Mar. Ecol., Prog. Ser., Vol. 39* : p. 201-206.
- MENESGUEN A., 1985. Etude empirique de la liaison entre anomalies climatiques et fluctuations du recrutement chez deux espèces de bivalves. *Réunion PNDR, ISTPM, III 48, Nantes* : 9 p.
- MENESGUEN A., DREVES L., 1987. Sea-temperature anomalies and population dynamics variations : effects on growth and density of three bivalves. *Mar. Ecol., Prog. Ser., Vol. 36* : p. 11-21.
- MENESGUEN A., FLASSCH J.P., NEDELEC J., 1984. Utilisation de l'analyse mathématique de la croissance dans la comparaison de diverses techniques d'élevage de la palourde. *Océanologica Acta, 1984, vol.7, No 4* : p.499-507.
- MERRIEN A., 1980. Utilisation de la télévision sous-marine pour l'inventaire et l'estimation directe des ressources en coquille Saint-Jacques ; exemple : la baie de Saint-Brieuc. *Publ. C.I.E.M. C.M./1980/B* : 22 p.
- MERRILL A.S., POSGAY J.A., 1964. Estimating the natural mortality rate of the sea scallop (Placopecten magellanicus). *ICNAF, Res. Bull. No 1* : p. 88-106.

- MESFIOUI H., 1990. Analyse de la composition des captures de lieu jaune *Pollachius pollachius* et de bar commun *Dicentrarchus labrax* en Manche Ouest. D.E.A. Océan. Biol., U.B.O., Brest : 28 p. + annexes.
- MESNIL B., 1980a. Théorie et pratique de l'analyse de cohortes. ISTPM, Boulogne-sur-Mer : 48 p.
- MESNIL B., 1980b. L'approche structurale en analyse et aménagement de stocks. Projections à l'équilibre et simulations de production. ISTPM, Boulogne-sur-Mer : 34 p.+ bibliographie, annexes.
- MEURIOT E., 1987. Prix de la coquille Saint-Jacques à Saint-Brieuc de 1960 à 1984 : une étude économétrique. Document DRV/SDA, IFREMER : 16 p.
- MORIZE E., ROHAN R., 1982. Plan de développement. Activités 1981, C.E.E : 86 p.
- MORIZUR Y., CHARUAU A., RIVOALEN J.J., 1982. Survie des langoustines (*Nephrops norvegicus*) s'échappant d'un cul de chalut, CIEM : 7 p.
- MOUNAIX B., 1988. Etude de l'influence des facteurs hydrodynamiques et thermiques sur le déterminisme du recrutement de la coquille Saint-Jacques (*Pecten maximus*) en baie de Saint-Brieuc. Mémoire D.E.A. Océan. Biol., U.B.O., Brest : 30 p.
- MULLER-FEUGA A., QUERELLOU J., 1973. L'exploitation de la coquille Saint-Jacques au Japon. Rapp. Scient. Techn., CNEXO No 14.
- MURPHY G.I., 1965. A solution of the catch equation. J. Fish. Res. Board Can., 22 (1) : p. 191-202.
- NELDER J.A., MEAD R., 1965. A simplex method for function minimization. National Vegetable Research Station, Wellesbourne, Warwick : p. 308-313.
- OLIVIER S.R., CAPITOLI R., 1980. Edad y crecimiento en *Chlamys tehuelcha* (d'Orbigny) (Mollusca, Pelecypoda, Pectinidae) del golfo San Matias (Pcia de Río Negro, Argentina). An. Centro Cienc. del Mar y Limnol. Univ. Nal. Auton. Mexico, 7(2) : p. 129-140.
- ORENSANZ J.M., 1986. Size, environment and density : the regulation of a scallop stock and its management implications. In North Pacific Workshop on Stock Assessment and Management of Invertebrates by G.S. Jamieson & N. Bourne. Canadian Special Publication of Fisheries and Aquatic Sciences, 92 : p. 195-227.
- PALOHEIMO J.E., DICKIE L.M., 1964. Abundance and fishing success. Rapp. P.- V. Reun. Cons. Int. Explor. Mer : p. 152-163.
- PAULET Y.M., FIFAS S., 1989. Etude de la fécondité potentielle de la coquille Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc. Haliotis, 19 : p. 275-285.
- PAULY D., 1980. On the relationship between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. J. Cons. Int. Explor. Mer, 39(2) : p. 175-192.
- PAULY D., 1982. Une sélection de méthodes simples pour l'estimation des stocks de poissons tropicaux. FAO, circul. pêches No 729, Rome : 63 p.

- PERCIER F., 1988. Description de la pêche en Manche-Ouest. Tome 3 : production 1986. *D.E.A. Sciences Humaines de la Mer, Nantes* : 147 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.
- RICKER W.E., 1954. Stock and recruitment. *J. Fish. Res. Board Can., 11* : p. 559-623.
- RICKER W.E., 1958. Handbook of computations for biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Canada, 119* : p. 1-300.
- RICKER W.E., 1973. Linear regressions in fishery research. *J. Fish. Res. Board Can., 30* : p. 409-434.
- RICKER W.E., 1979. Growth rates and models. *In* : Fish physiology. *W.S.Hoar et al. ed., VIII* : p. 677-743.
- SANTARELLI CHAURAND L., 1985. Les pêcheries de buccin (Buccinum undatum, L. : gastropoda) du golfe normand-breton. Elements de gestion de la ressource. *Thèse 3e cycle, Univ. Aix-Marseille II, Fac. des Sci. de Luminy* : 193 p.
- SCHAEFER M.B., 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries. *Inter-american tropical Tuna Commission, Vol. 1, No 2* : p. 27-56.
- SCHERRER B., 1983a. Biostatistique. *Gaëtan Morin ed.* : 850 p.
- SCHERRER B., 1983b. Techniques de sondage en écologie : p. 63-162. *In* FRONTIER S. : Stratégies d'échantillonnage en écologie. *Ed. Masson* : 494 p.
- SCHNUTE J., FOURNIER D., 1980. A new approach to the length frequency analysis. Growth structure. *Can J. Fish. Aquat. Sci., 37* : p. 1337-1351.
- SHEPHERD J.G., 1982. A Family of General Production Curves for Exploited Populations. *Mathematical Biosciences, 59*, 77-93.
- TEISSIER G., 1948. La relation d'allométrie. Sa signification statistique et biologique. *Biometrika, 4* : p. 14-18.
- THOUZEAU G., 1986. Ecologie des post-larves et des juvéniles de Pecten * maximus en baie de Saint-Brieuc. *Rapp. Int. UBO-IFREMER* : 38 p.
- THOUZEAU G., 1989. Déterminisme du pré-recrutement de Pecten maximus L. en baie de Saint-Brieuc. *Thèse Doc. Univ., U.B.O., Brest* : 525 p.
- THOUZEAU G., HILY C., 1986. A.Q.U.A.R.E.V.E. : une technique nouvelle d'échantillonnage quantitatif de la macrofaune épibenthique des fonds meubles. *Oceanol. Acta, 9(4)* : 509-513.

- THOUZEAU G., LEHAY D., 1988. Variabilité spatio-temporelle de la distribution, de la croissance et de la survie des juvéniles de Pecten maximus issus des pontes de 1985, en baie de Saint-Brieuc. *Oceanol. Acta*, 11(3) : 267-284.
- TOMASSONE R., LESQUOY E., MILLIER C., 1983. La régression. Nouveaux regards sur une ancienne méthode statistique. *INRA, ed. Masson* : 180 p.
- TOMLINSON P.K., 1970. A generalization of the Murphy catch equation. *J. Fish. Res. Board Can.*, 27 : p. 821-825.
- TROADEC J.P., 1985. Intérêt et opportunité de l'étude du recrutement. Contribution au Séminaire PNDR, Nantes, 2-4 juillet 1984, *Doc. techn. IFREMER, DRV 85-01 D* : p. 90-109.
- ULLTANG O., 1975. Catch per unit of effort in the Norwegian purse seine fishery for Atlanto-Scandian (Norwegian spring spawning) herring. *In* Monitoring of fish stock abundance : the use of catch and effort data. *ACMRR working Party, FAO, No 155* : p. 91-101.
- 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.

ANNEXES.

SOMMAIRE.

	page
ANNEXE I.	377
Mortalité indirectement induite par la pêche. Généralisation de la simulation selon trois courbes logistiques.	
ANNEXE II.	378
Présentation des vecteurs de mortalité par pêche globale et des abondances des cohortes nées entre 1968 et 1981. Ensemble des scénarios proposés.	
ANNEXE III.	384
Evolution de la puissance motrice moyenne de la flottille de pêche en fonction de l'année. Présentation d'une simple relation.	
ANNEXE IV.	385
La sélectivité des dragues à coquilles Saint-Jacques (lame de 20 dents). Présentation des paramètres.	
ANNEXE V.	386
Les modèles de capturabilité pour le groupe d'Age 2.	
ANNEXE VI.	392
Les modèles de capturabilité pour le groupe d'Age 3.	
ANNEXE VII.	394
Les modèles de capturabilité pour le groupe d'Age 4.	
ANNEXE VIII.	396
Les modèles de capturabilité pour le groupe d'Age 5.	
ANNEXE IX.	398
Rappels principaux sur les tests statistiques employés à l'étude de la croissance.	

ANNEXE X.

404

Histogrammes par strate de fréquence des tailles de coquilles
Saint-Jacques aux âges théoriques de 1,5 ans (anneau 2) et de 2 ans
(hauteur 2). Données brutes.

ANNEXE XI.

406

Estimation des biais et des variances des paramètres de croissance.
Ré-échantillonnage (Jackknife) et développements en séries de Taylor.
Ajustements avec et sans rétrocalcul.

ANNEXE I.

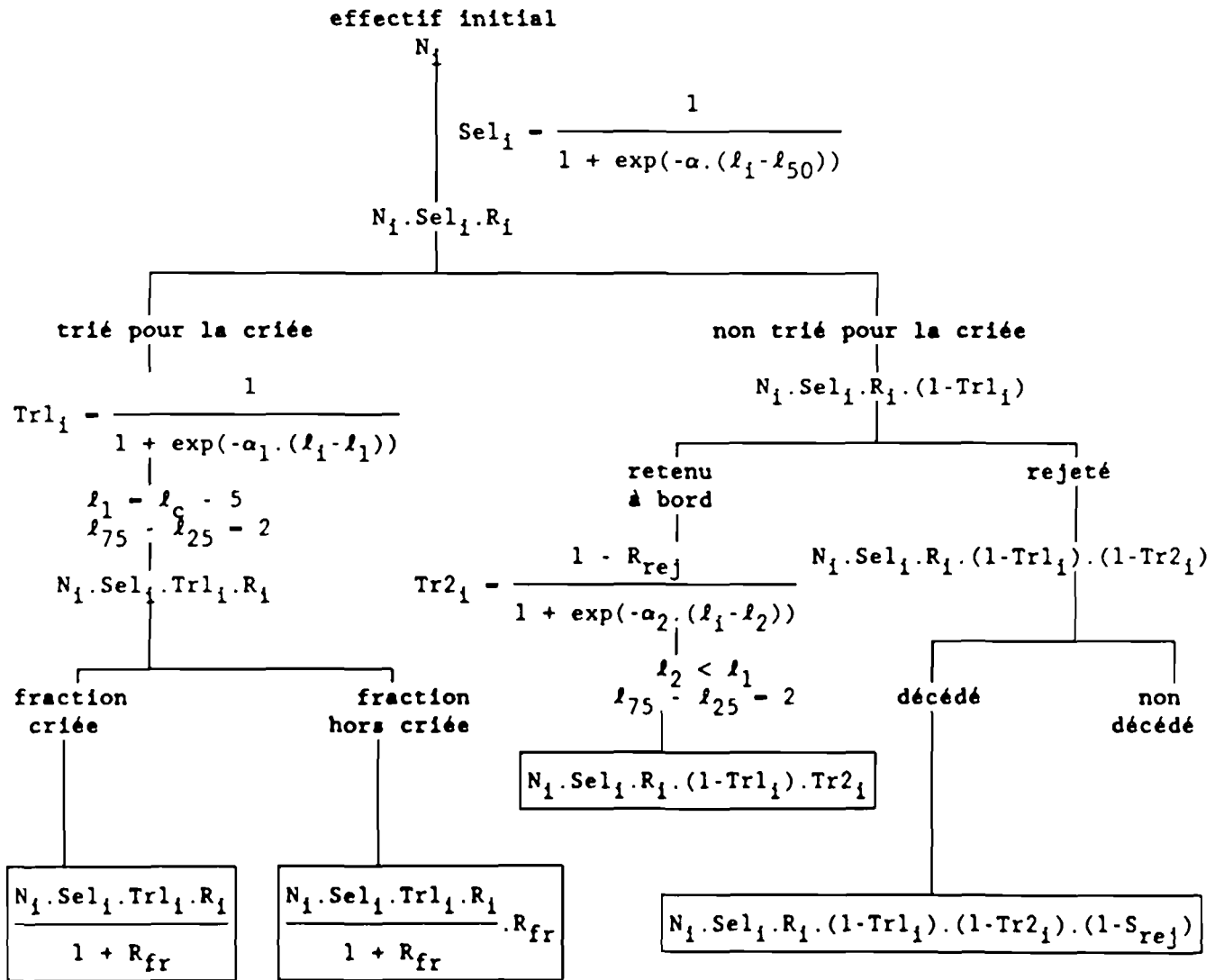
MORTALITE INDIRECTEMENT INDUITE PAR LA PECHE. GENERALISATION DE LA SIMULATION SELON TROIS COURBES LOGISTIQUES.

Approche par classe des tailles i selon trois courbes logistiques :

1. Ogive de sélectivité liée au maillage utilisé (72 mm avant 1986, 85 mm au-delà).
2. Deux ogives de tri.

$$\text{On pose : } R_i = \frac{F_i}{Z_i} \cdot \left[1 - \exp(-\Delta_t \cdot Z_i) \right]$$

Les autres notations employées sont identiques à celles du chapitre 2.



ANNEXE II.

**PRESENTATION DES VECTEURS DE MORTALITE PAR PECHE GLOBALE
ET DES ABONDANCES DES COHORTES NEES ENTRE 1968 ET 1981.
ENSEMBLE DES SCENARIOS DEVELOPPES.**

COHORTES 1968 ET 1969		
(I) COHORTE 1969 (saison de pêche 1974 / 75) :		
	F_t	N_t
1. $M = 0,15$	5,896	1,446
2. $M = 0,20$	5,377	1,482
3. $M = 0,25$	4,980	1,520
4. $M = 0,30$	4,658	1,558
(II) COHORTE 1968 (saison de pêche 1974 / 75) :		
	F_t	N_t
1. $M=0,15 ; E_{20}=0,25$	1,970	0,282
2. $M=0,15 ; E_{20}=0,50$	5,214	0,189
3. $M=0,20 ; E_{20}=0,25$	1,998	0,283
4. $M=0,20 ; E_{20}=0,50$	5,308	0,190
5. $M=0,25 ; E_{20}=0,25$	2,026	0,283
6. $M=0,25 ; E_{20}=0,50$	5,403	0,191
7. $M=0,30 ; E_{20}=0,25$	2,055	0,284
8. $M=0,30 ; E_{20}=0,50$	5,499	0,191

COHORTE 1970								
	$M = 0,15 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$		$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$	
âge	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t
4,5	3,493	10,310	3,526	10,273	3,420	10,487	3,455	10,446
5,0	0,892	1,668	0,915	1,635	0,874	1,716	0,897	1,680
5,5	4,344	0,991	4,892	0,960	4,278	1,003	4,827	0,970
6,0	0,959	0,105	1,452	0,077	0,948	0,107	1,435	0,079
6,5	1,280	0,060	3,386	0,035	1,298	0,060	3,447	0,035
	$M = 0,25 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,25 ; E_{20} = 0,50$		$M = 0,30 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,30 ; E_{20} = 0,50$	
âge	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t
4,5	3,348	10,671	3,385	10,625	3,276	10,863	3,314	10,811
5,0	0,855	1,766	0,880	1,726	0,837	1,818	0,862	1,775
5,5	4,213	1,016	4,761	0,981	4,148	1,030	4,697	0,993
6,0	0,937	0,109	1,419	0,080	0,926	0,111	1,403	0,082
6,5	1,316	0,060	3,509	0,035	1,334	0,060	3,571	0,035

COHORTE 1971								
	$M = 0,15 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,15 ; E_{20} = 0,50$		$M = 0,20 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,20 ; E_{20} = 0,50$	
âge	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t
3,5	2,148	22,661	2,220	22,249	2,046	23,541	2,120	23,061
4,0	0,341	7,182	0,362	6,804	0,322	7,659	0,343	7,229
4,5	1,011	5,620	1,100	5,269	0,964	5,900	1,052	5,511
5,0	0,072	3,145	0,081	2,820	0,070	3,297	0,078	2,946
5,5	2,245	2,814	2,807	2,512	2,191	2,881	2,745	2,564
6,0	0,164	0,850	0,248	0,573	0,162	0,872	0,244	0,588
6,5	1,783	0,726	4,718	0,469	1,808	0,728	4,802	0,471
	$M = 0,25 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,25 ; E_{20} = 0,50$		$M = 0,30 ; E_{20} = 0,25$		$M = 0,30 ; E_{20} = 0,50$	
âge	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t	F_t	N_t
3,5	1,945	24,506	2,022	23,947	1,845	25,566	1,924	24,916
4,0	0,304	8,179	0,325	7,691	0,286	8,746	0,307	8,193
4,5	0,918	6,200	1,006	5,770	0,873	6,524	0,961	6,048
5,0	0,067	3,458	0,076	3,080	0,065	3,629	0,073	3,220
5,5	2,138	2,951	2,683	2,617	2,085	3,024	2,622	2,672
6,0	0,159	0,894	0,241	0,604	0,157	0,917	0,237	0,620
6,5	1,833	0,729	4,888	0,472	1,859	0,730	4,975	0,474

COHORTE 1972									
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	1,811	86,482	1,813	86,431	1,726	90,090	1,728	90,025
		1,858	88,536	1,860	88,483	1,771	92,162	1,773	92,098
		1,904	90,588	1,906	90,538	1,816	94,235	1,818	94,169
	3,0 3,5 4,0 4,5 5,0 5,5 6,0 6,5	0,589	32,438	0,590	32,391	0,558	34,394	0,559	34,335
		1,174	22,419	1,177	22,374	1,116	23,546	1,119	23,493
		0,097	11,563	0,098	11,521	0,093	12,194	0,094	12,146
		1,832	10,217	1,843	10,179	1,775	10,531	1,787	10,487
		0,134	3,793	0,136	3,757	0,131	3,923	0,133	3,884
		5,124	3,290	5,365	3,257	5,065	3,324	5,310	3,289
		2,502	0,236	3,340	0,207	2,480	0,239	3,311	0,209
		1,290	0,063	3,414	0,036	1,308	0,063	3,475	0,036
				M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	1,641	94,052	1,643	93,972	1,557	98,416	1,559	98,316
		1,685	96,148	1,687	96,066	1,600	100,532	1,602	100,429
		1,728	98,239	1,730	98,158	1,641	102,646	1,644	102,545
	3,0 3,5 4,0 4,5 5,0 5,5 6,0 6,5	0,528	36,538	0,529	36,466	0,498	38,888	0,499	38,802
		1,059	24,767	1,063	24,705	1,004	26,093	1,008	26,019
		0,089	12,869	0,090	12,814	0,086	13,591	0,086	13,528
		1,719	10,861	1,731	10,812	1,664	11,208	1,676	11,153
		0,129	4,058	0,130	4,015	0,126	4,198	0,127	4,152
		5,007	3,358	5,254	3,321	4,948	3,394	5,198	3,353
		2,457	0,243	3,282	0,212	2,434	0,246	3,253	0,215
		1,327	0,063	3,537	0,036	1,345	0,063	3,600	0,036

COHORTE 1973									
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	1,008	231,689	1,048	224,725	0,942	247,035	0,985	238,516
		1,039	235,345	1,081	228,382	0,971	250,734	1,016	242,213
		1,070	239,000	1,113	232,043	1,001	254,434	1,046	245,914
	3,0 3,5 4,0 4,5 5,0 5,5 6,0 6,5	0,178	129,878	0,187	123,432	0,167	139,600	0,177	131,905
		1,330	110,259	1,441	104,280	1,255	116,213	1,368	109,248
		0,094	52,610	0,106	47,080	0,089	56,150	0,101	49,869
		1,569	46,564	1,885	41,434	1,496	48,590	1,811	42,908
		0,161	19,719	0,215	14,981	0,154	20,811	0,207	15,700
		1,211	16,879	1,897	12,484	1,176	17,434	1,850	12,809
		0,083	8,549	0,161	4,486	0,082	8,761	0,159	4,595
		0,812	7,610	2,149	3,840	0,824	7,610	2,187	3,841
				M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	0,877	264,307	0,923	253,872	0,815	283,781	0,862	271,018
		0,905	268,044	0,952	257,610	0,841	287,565	0,890	274,799
		0,933	271,783	0,981	261,340	0,867	291,345	0,917	278,573
	3,0 3,5 4,0 4,5 5,0 5,5 6,0 6,5	0,156	150,435	0,167	141,243	0,146	162,531	0,157	151,570
		1,182	122,783	1,298	114,674	1,110	130,046	1,229	120,611
		0,084	60,016	0,096	52,888	0,080	64,245	0,091	56,158
		1,425	50,776	1,739	44,487	1,356	53,136	1,668	46,177
		0,148	21,975	0,199	16,460	0,141	23,214	0,192	17,266
		1,143	18,013	1,804	13,148	1,110	18,619	1,759	13,500
		0,081	8,979	0,157	4,708	0,080	9,202	0,155	4,823
		0,835	7,611	2,226	3,842	0,847	7,611	0,181	3,842

COHORTE 1974

		M = 0,15 ; E20 = 0,25		M = 0,15 ; E20 = 0,50		M = 0,20 ; E20 = 0,25		M = 0,20 ; E20 = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	M _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	0,15	0,339	29,740	0,363	27,945	0,304	33,363	0,327	31,162
0,15	2,5	0,352	29,926	0,377	28,131	0,315	33,551	0,339	31,350
0,20		0,364	30,111	0,390	28,316	0,326	33,738	0,351	31,537
	3,0	0,040	23,284	0,043	21,619	0,037	25,936	0,040	23,945
	3,5	0,605	21,170	0,661	19,626	0,556	23,042	0,611	21,241
	4,0	0,050	14,513	0,056	13,081	0,047	15,789	0,052	14,160
	4,5	0,364	13,131	0,410	11,802	0,345	13,956	0,390	12,482
	5,0	0,022	10,154	0,025	8,921	0,021	10,626	0,024	9,293
	5,5	2,570	9,318	3,458	8,175	2,514	9,515	3,394	8,308
	6,0	0,209	2,391	0,388	1,346	0,207	2,449	0,384	1,377
	6,5	0,877	1,998	2,320	1,028	0,889	1,998	2,362	1,029
		M = 0,25 ; E20 = 0,25		M = 0,25 ; E20 = 0,50		M = 0,30 ; E20 = 0,25		M = 0,30 ; E20 = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	M _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	0,15	0,271	37,578	0,293	34,880	0,241	42,486	0,262	39,182
0,15	2,5	0,281	37,768	0,304	35,070	0,250	42,678	0,272	39,374
0,20		0,291	37,958	0,315	35,260	0,259	42,872	0,282	39,567
	3,0	0,033	28,965	0,036	26,584	0,030	32,425	0,033	29,581
	3,5	0,510	25,141	0,564	23,040	0,467	27,494	0,519	25,046
	4,0	0,043	17,192	0,049	15,339	0,040	18,734	0,045	16,628
	4,5	0,327	14,846	0,371	13,211	0,310	15,803	0,353	13,991
	5,0	0,020	11,125	0,023	9,683	0,020	11,651	0,023	10,092
	5,5	2,459	9,719	3,331	8,446	2,404	9,931	3,268	8,588
	6,0	0,204	2,508	0,379	1,410	0,202	2,569	0,374	1,443
	6,5	0,902	1,999	2,404	1,029	0,914	1,999	2,447	1,030

COHORTE 1975

		M = 0,15 ; E20 = 0,25		M = 0,15 ; E20 = 0,50		M = 0,20 ; E20 = 0,25		M = 0,20 ; E20 = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	M _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	0,15	0,934	42,255	1,003	39,974	0,854	45,923	0,923	43,133
0,15	2,5	0,964	42,884	1,034	40,604	0,881	46,559	0,953	43,769
0,20		0,993	43,513	1,065	41,233	0,908	47,196	0,982	44,405
	3,0	0,189	24,572	0,207	22,460	0,173	27,117	0,191	24,597
	3,5	0,567	20,744	0,637	18,784	0,524	22,509	0,592	20,229
	4,0	0,039	14,491	0,045	12,674	0,037	15,676	0,042	13,614
	4,5	0,871	13,183	1,037	11,497	0,825	13,925	0,989	12,060
	5,0	0,048	7,912	0,060	6,350	0,046	8,340	0,058	6,654
	5,5	1,591	7,167	2,318	5,718	1,349	7,375	2,264	5,580
	6,0	0,094	3,001	0,173	1,665	0,093	3,076	0,171	1,706
	6,5	0,997	2,656	2,639	1,416	1,011	2,657	2,686	1,417
		M = 0,25 ; E20 = 0,25		M = 0,25 ; E20 = 0,50		M = 0,30 ; E20 = 0,25		M = 0,30 ; E20 = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	M _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	0,15	0,777	50,157	0,847	46,741	0,704	55,055	0,774	50,880
0,15	2,5	0,802	50,799	0,874	47,385	0,728	55,706	0,800	51,532
0,20		0,828	51,444	0,901	48,028	0,751	56,357	0,825	52,182
	3,0	0,157	30,016	0,175	27,009	0,143	33,326	0,161	29,739
	3,5	0,482	24,489	0,550	21,835	0,443	26,708	0,509	23,621
	4,0	0,034	16,980	0,040	14,640	0,032	18,417	0,038	15,762
	4,5	0,781	14,729	0,943	12,665	0,739	15,599	0,898	13,315
	5,0	0,044	8,795	0,056	6,976	0,042	9,278	0,054	7,316
	5,5	1,507	7,593	2,211	5,987	1,467	7,819	2,158	6,130
	6,0	0,092	3,153	0,169	1,749	0,091	3,233	0,167	1,793
	6,5	1,025	2,658	2,734	1,419	1,040	2,659	2,783	1,420

COHORTE 1976									
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	1,369	97,577	1,382	96,918	1,291	102,854	1,305	102,039
0,15		1,408	99,505	1,422	98,848	1,328	104,802	1,343	103,988
0,20		1,447	101,433	1,460	100,776	1,365	106,749	1,380	105,935
	3,0	0,273	45,657	0,277	45,048	0,257	48,809	0,262	48,076
	3,5	1,282	36,955	1,311	36,389	1,216	38,830	1,245	38,168
	4,0	0,090	18,056	0,092	17,532	0,085	19,128	0,088	18,530
	4,5	1,647	16,018	1,727	15,533	1,587	16,584	1,670	16,043
	5,0	0,114	6,524	0,123	6,076	0,111	6,786	0,120	6,300
	5,5	3,492	5,718	4,383	5,302	3,429	5,810	4,316	5,369
	6,0	0,397	0,925	0,722	0,550	0,393	0,947	0,714	0,562
	6,5	0,815	0,704	2,157	0,356	0,827	0,704	2,195	0,356
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	1,214	108,714	1,230	107,715	1,139	115,242	1,155	114,013
0,15		1,250	110,686	1,266	109,686	1,173	117,232	1,190	116,003
0,20		1,285	112,652	1,301	111,651	1,207	119,223	1,224	117,992
	3,0	0,242	52,285	0,247	51,406	0,228	56,124	0,232	55,070
	3,5	1,152	40,876	1,182	40,101	1,089	43,110	1,120	42,202
	4,0	0,082	20,282	0,084	19,601	0,078	21,527	0,081	20,749
	4,5	1,529	17,185	1,613	16,583	1,472	17,824	1,558	17,154
	5,0	0,108	7,061	0,117	6,533	0,105	7,349	0,114	6,777
	5,5	3,366	5,905	4,249	5,439	3,303	6,003	4,183	5,510
	6,0	0,388	0,968	0,706	0,573	0,383	0,991	0,698	0,586
	6,5	0,838	0,704	2,235	0,356	0,850	0,704	2,274	0,356

COHORTE 1977									
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,090	15,571	0,094	15,043	0,080	17,758	0,083	17,106
0,15		0,094	15,599	0,097	15,070	0,083	17,786	0,086	17,134
0,20		0,097	15,627	0,101	15,098	0,086	17,813	0,090	17,162
	3,0	0,010	13,809	0,010	13,318	0,009	15,438	0,009	14,849
	3,5	0,264	12,747	0,275	12,292	0,244	13,906	0,254	13,373
	4,0	0,014	10,364	0,014	9,941	0,013	11,139	0,014	10,657
	4,5	0,797	9,549	0,839	9,157	0,763	10,014	0,805	9,578
	5,0	0,043	5,947	0,046	5,584	0,042	6,188	0,045	5,793
	5,5	3,626	5,401	4,427	5,064	3,563	5,484	4,362	5,127
	6,0	0,578	0,817	1,018	0,514	0,572	0,835	1,007	0,524
	6,5	0,809	0,568	2,141	0,286	0,820	0,568	2,179	0,286
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,071	20,291	0,074	19,491	0,062	23,232	0,065	22,247
0,15		0,074	20,320	0,077	19,519	0,065	23,260	0,068	22,276
0,20		0,076	20,348	0,079	19,547	0,067	23,289	0,070	22,305
	3,0	0,008	17,286	0,009	16,579	0,007	19,382	0,008	18,535
	3,5	0,225	15,193	0,235	14,569	0,207	16,621	0,217	15,892
	4,0	0,012	11,982	0,013	11,432	0,011	12,899	0,012	12,271
	4,5	0,730	10,510	0,773	10,024	0,698	11,039	0,741	10,498
	5,0	0,040	6,440	0,043	6,012	0,039	6,704	0,042	6,239
	5,5	3,501	5,569	4,298	5,192	3,439	5,658	4,234	5,258
	6,0	0,565	0,854	0,996	0,534	0,558	0,873	0,986	0,545
	6,5	0,832	0,568	2,218	0,286	0,844	0,568	2,258	0,287

		COHORTE 1978							
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,886	44,111	0,907	43,270	0,824	47,285	0,847	46,249
0,15		0,914	44,741	0,936	43,899	0,851	47,921	0,874	46,887
0,20		0,942	45,370	0,965	44,529	0,877	48,557	0,901	47,523
	3,0	0,124	26,284	0,128	25,504	0,116	28,338	0,120	27,404
	3,5	1,217	22,917	1,272	22,193	1,148	24,193	1,205	23,348
	4,0	0,083	11,568	0,089	10,898	0,079	12,329	0,084	11,567
	4,5	1,382	10,295	1,514	9,673	1,325	10,724	1,457	10,034
	5,0	0,111	4,785	0,126	4,210	0,107	5,004	0,123	4,382
	5,5	2,468	4,200	3,321	3,667	2,413	4,291	3,259	3,729
	6,0	0,253	1,135	0,468	0,646	0,250	1,162	0,462	0,661
	6,5	0,858	0,928	2,270	0,475	0,870	0,928	2,311	0,475
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,764	50,855	0,788	49,588	0,707	54,888	0,732	53,331
0,15		0,790	51,499	0,814	50,232	0,731	55,538	0,756	53,983
0,20		0,814	52,144	0,839	50,875	0,754	56,189	0,780	54,634
	3,0	0,109	30,624	0,113	29,508	0,102	33,174	0,106	31,837
	3,5	1,081	25,596	1,139	24,610	1,016	27,140	1,075	25,990
	4,0	0,075	13,156	0,080	12,288	0,071	14,054	0,076	13,067
	4,5	1,269	11,183	1,402	10,418	1,214	11,675	1,348	10,826
	5,0	0,104	5,234	0,119	4,561	0,100	5,477	0,116	4,750
	5,5	2,360	4,386	3,198	3,792	2,307	4,484	3,137	3,858
	6,0	0,247	1,190	0,457	0,676	0,244	1,218	0,451	0,692
	6,5	0,882	0,928	2,352	0,475	0,895	0,928	2,394	0,475

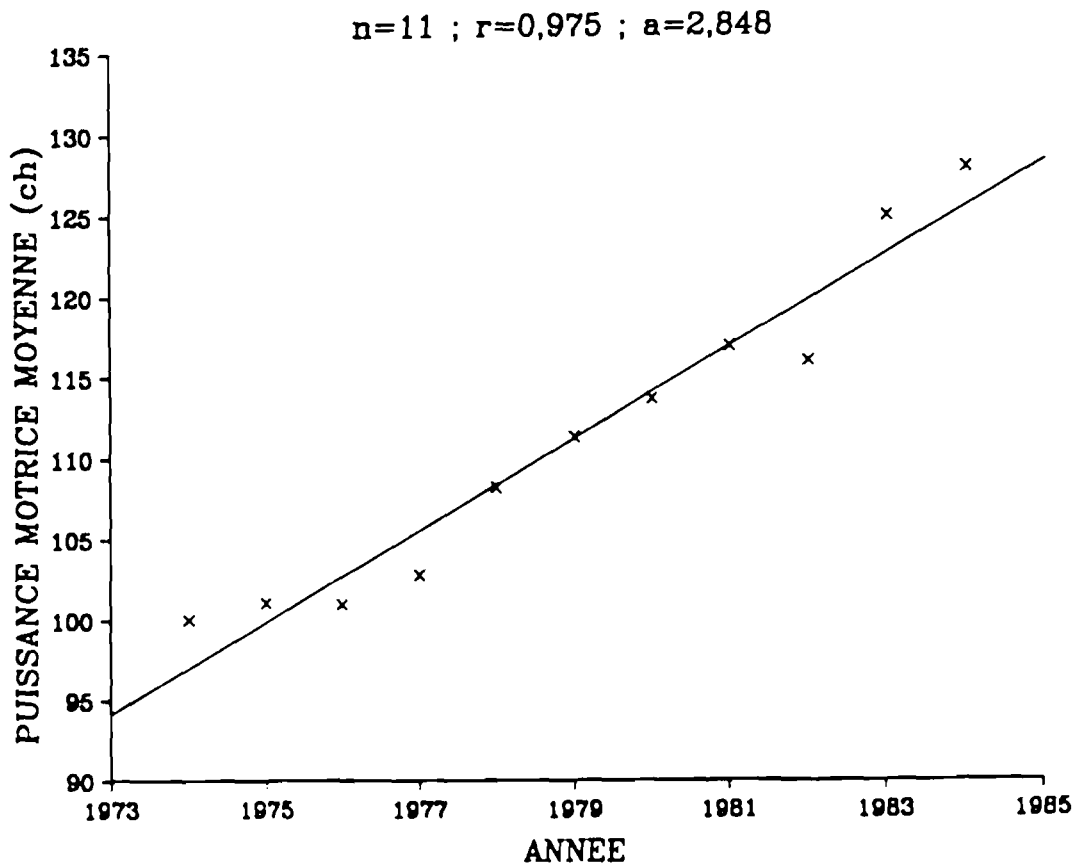
		COHORTE 1979							
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,741	35,460	0,767	34,448	0,686	38,244	0,713	37,003
0,15		0,765	35,899	0,792	34,886	0,709	38,687	0,737	37,446
0,20		0,789	36,337	0,817	35,324	0,732	39,131	0,761	37,889
	3,0	0,099	22,718	0,104	21,780	0,093	24,559	0,097	23,437
	3,5	1,166	20,057	1,239	19,186	1,098	21,215	1,172	20,199
	4,0	0,097	10,387	0,105	9,581	0,091	11,086	0,100	10,170
	4,5	1,381	9,183	1,564	8,435	1,320	9,583	1,503	8,755
	5,0	0,111	4,272	0,133	3,580	0,107	4,482	0,129	3,735
	5,5	1,963	3,750	2,792	3,109	1,915	3,845	2,734	3,170
	6,0	0,170	1,304	0,322	0,714	0,168	1,335	0,318	0,731
	6,5	0,832	1,111	2,201	0,564	0,843	1,111	2,240	0,564
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10	2,5	0,633	41,391	0,662	39,872	0,583	44,958	0,612	43,097
0,15		0,655	41,839	0,684	40,320	0,603	45,412	0,633	43,550
0,20		0,676	42,287	0,706	40,768	0,623	45,864	0,654	44,003
	3,0	0,087	26,612	0,091	25,273	0,081	28,910	0,085	27,310
	3,5	1,032	22,491	1,108	21,309	0,968	23,902	1,045	22,525
	4,0	0,086	11,848	0,095	10,808	0,082	12,679	0,090	11,497
	4,5	1,261	10,014	1,444	9,096	1,203	10,476	1,386	9,459
	5,0	0,103	4,705	0,125	3,899	0,099	4,941	0,121	4,071
	5,5	1,868	3,944	2,677	3,233	1,822	4,048	2,621	3,298
	6,0	0,166	1,368	0,314	0,748	0,164	1,401	0,310	0,766
	6,5	0,855	1,111	2,280	0,564	0,867	1,111	2,321	0,564

		COHORTE 1980							
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	0,925	41,748	0,925	41,731	0,867	44,465	0,867	44,444
		0,954	42,364	0,954	42,348	0,894	45,089	0,895	45,066
		0,983	42,981	0,983	42,963	0,922	45,711	0,922	45,691
	3,0	0,159	24,394	0,159	24,378	0,150	26,087	0,150	26,068
	3,5	1,351	20,906	1,353	20,892	1,285	21,902	1,287	21,884
	4,0	0,118	9,869	0,119	9,855	0,113	10,421	0,114	10,405
	4,5	1,580	8,630	1,583	8,617	1,530	8,910	1,534	8,895
	5,0	0,135	3,634	0,135	3,622	0,132	3,751	0,133	3,738
	5,5	6,317	3,152	6,468	3,141	6,262	3,178	6,416	3,166
	6,0	3,864	0,124	5,117	0,115	3,837	0,126	5,086	0,116
6,5	0,743	0,017	1,966	0,008	0,753	0,017	2,001	0,008	
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	0,810	47,484	0,811	47,456	0,756	50,844	0,757	50,806
		0,837	48,114	0,837	48,086	0,781	51,481	0,782	51,444
		0,863	48,744	0,863	48,716	0,806	52,118	0,806	52,082
	3,0	0,141	27,946	0,141	27,920	0,133	29,987	0,133	29,955
	3,5	1,221	22,981	1,223	22,959	1,159	24,150	1,161	24,123
	4,0	0,108	11,012	0,109	10,993	0,104	11,644	0,104	11,621
	4,5	1,482	9,205	1,486	9,188	1,434	9,516	1,438	9,496
	5,0	0,129	3,873	0,130	3,858	0,127	3,998	0,127	3,982
	5,5	6,206	3,204	6,364	3,191	6,150	3,230	6,312	3,216
	6,0	3,809	0,127	5,054	0,117	3,781	0,128	5,023	0,118
6,5	0,764	0,017	2,037	0,008	0,775	0,017	2,073	0,008	

		COHORTE 1981							
		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,15 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,20 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	0,770	44,757	0,832	42,021	0,708	48,568	0,772	45,218
		0,796	45,327	0,859	42,592	0,732	49,145	0,797	45,796
		0,821	45,898	0,886	43,164	0,755	49,722	0,822	46,373
	3,0	0,126	28,248	0,139	25,714	0,116	30,846	0,129	27,819
	3,5	0,953	24,611	1,086	22,259	0,888	26,334	1,021	23,596
	4,0	0,074	14,178	0,088	11,999	0,069	15,288	0,083	12,815
	4,5	1,013	12,676	1,279	10,655	0,961	13,362	1,224	11,124
	5,0	0,058	7,085	0,079	5,214	0,056	7,479	0,076	5,458
	5,5	1,362	6,386	2,257	4,649	1,325	6,582	2,208	4,753
	6,0	0,097	2,998	0,215	1,395	0,096	3,070	0,213	1,426
6,5	0,391	2,649	1,035	1,162	0,397	2,647	1,053	1,160	
		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,25 ; E ₂₀ = 0,50		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,25		M = 0,30 ; E ₂₀ = 0,50	
R _{fr2}	âge	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t	F _t	N _t
0,10 0,15 0,20	2,5	0,648	52,932	0,713	48,830	0,591	57,943	0,657	52,926
		0,670	53,517	0,737	49,414	0,611	58,534	0,679	53,516
		0,692	54,100	0,760	49,997	0,631	59,125	0,701	54,107
	3,0	0,107	33,784	0,120	30,168	0,099	37,112	0,112	32,799
	3,5	0,825	28,258	0,958	25,068	0,765	30,407	0,898	26,695
	4,0	0,065	16,510	0,079	13,701	0,061	17,855	0,074	14,668
	4,5	0,910	14,105	1,170	11,626	0,861	14,909	1,118	12,165
	5,0	0,053	7,897	0,074	5,716	0,051	8,342	0,071	5,988
	5,5	1,289	6,786	2,160	4,861	1,254	7,000	2,112	4,973
	6,0	0,095	3,143	0,211	1,457	0,094	3,218	0,209	1,489
6,5	0,402	2,645	1,072	1,157	0,408	2,643	1,091	1,154	

ANNEXE III.

EVOLUTION DE LA PUISSANCE MOTRICE MOYENNE DE LA FLOTTILLE DE PECHE EN FONCTION DE L'ANNEE. PRESENTATION D'UNE SIMPLE RELATION.



Pour présenter l'évolution de la puissance motrice moyenne de la flottille en fonction de l'année, une relation linéaire ($Y = a.X + b$) sur onze années a été proposée (Y = puissance motrice moyenne en chevaux ; X = année).

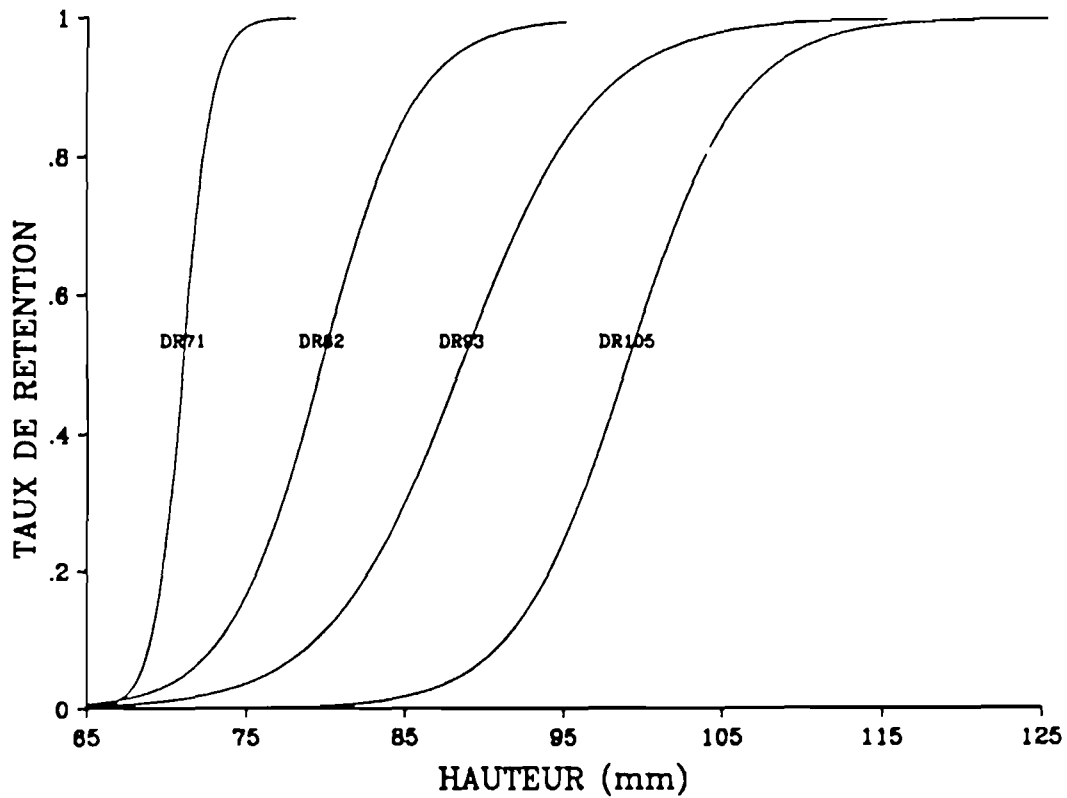
La relation explique près de 95 % de la variation de la puissance motrice moyenne. Un accroissement annuel moyen de 3 chevaux environ (cf. valeur de la pente a) est ainsi mis en évidence.

Cette équation est empirique et n'autorise guère les extrapolations. Elle est néanmoins utile, sur une courte série d'années où la tendance de l'évolution ne s'écarte pas trop de la linéarité. Elle a servi au calcul approximatif des puissances motrices moyennes pour les années après 1984 (cf. chapitre 4).

ANNEXE IV.

**LA SELECTIVITE DES DRAGUES A COQUILLES SAINT-JACQUES (lame de 20 dents).
PRESENTATION DES PARAMETRES.**

COURBES LOGISTIQUES DE SELECTIVITE (d'après LABBE, 1983)



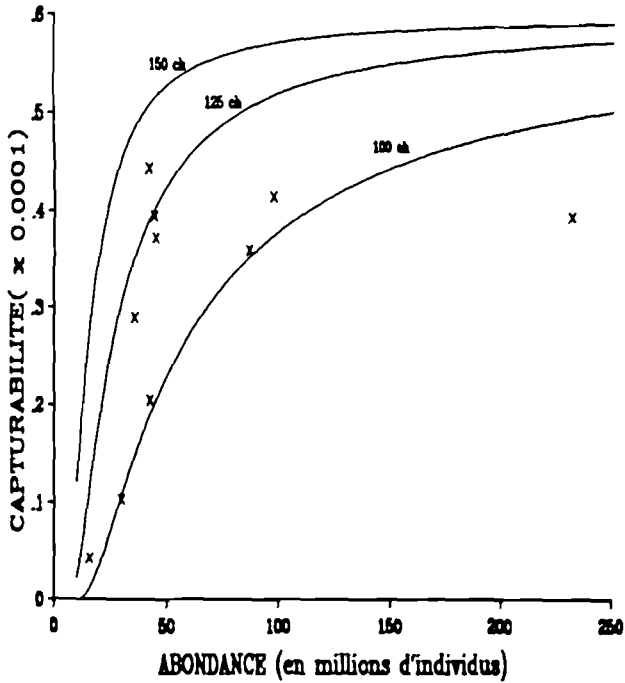
AJUSTEMENT DES RELATIONS : $y(l) = \frac{1}{1 + \exp(\alpha \cdot (l - l_{50}))}$ (d'après LABBE, 1983)				
maillage (mm)	71	82	93	105
estimation de α	-1,094	-0,342	-0,239	-0,285
l_{50} : hauteur (mm)	71,0	79,7	88,5	98,9
longueur (mm)	81,5	91,7	102,1	114,5
facteur de sélection	1	1,03	1,05	1,06
écart de sélection (mm)	2,01	6,42	9,20	7,71
facteur de sélection = $l_{\text{maillage}} / l_{50}$ écart de sélection : $l_{75} - l_{25} = -2 \cdot \text{Log}^3 / \alpha$				

ANNEXE V.

LES MODELES DE CAPTURABILITE POUR LE GROUPE D'AGE 2.

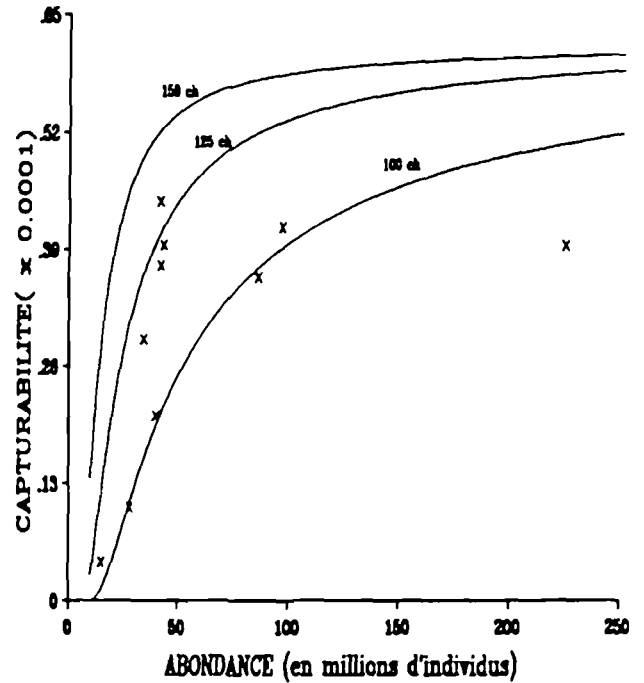
$M=0.15 ; E=0.25 ; Rfr2=0.10$

$a=0.4577 ; b=-0.1028 ; r=0.970$



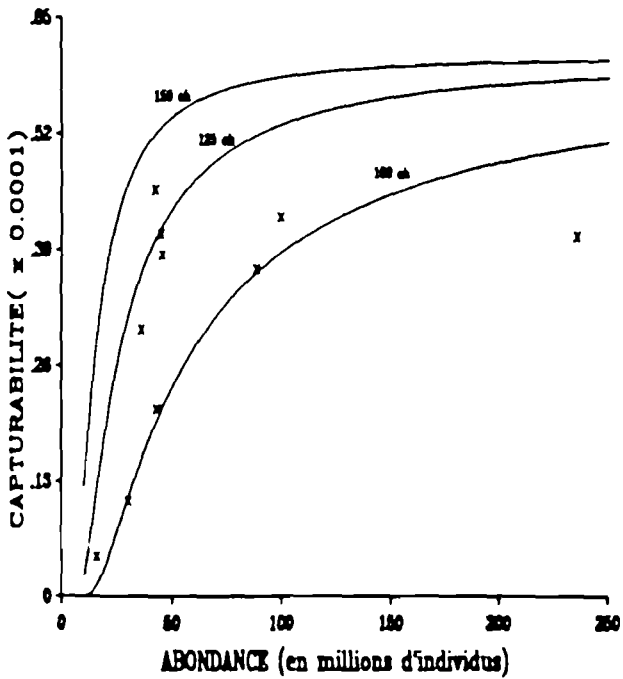
$M=0.15 ; E=0.50 ; Rfr2=0.10$

$a=0.4345 ; b=-0.1030 ; r=0.977$



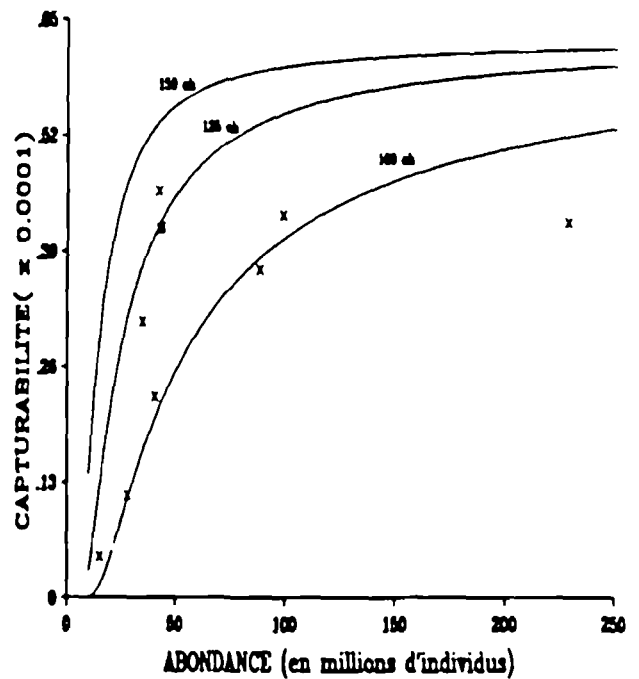
$M=0.15 ; E=0.25 ; Rfr2=0.15$

$a=0.4588 ; b=-0.1030 ; r=0.971$

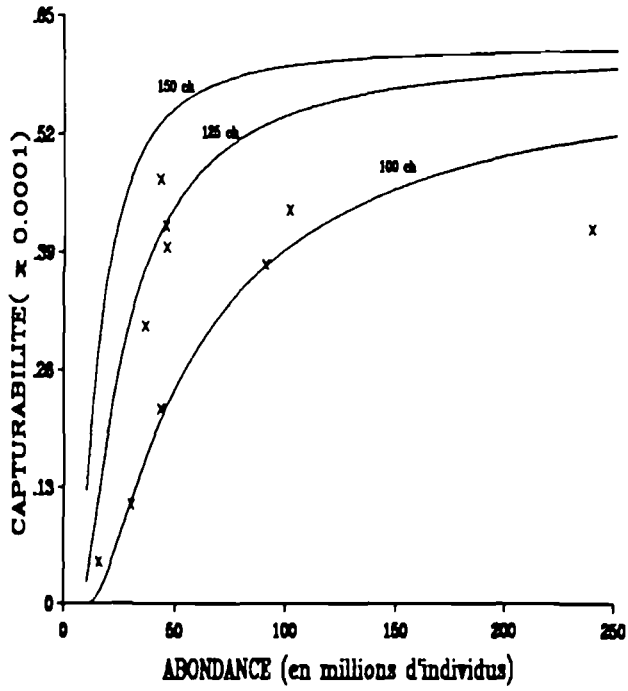


$M=0.15 ; E=0.50 ; Rfr2=0.15$

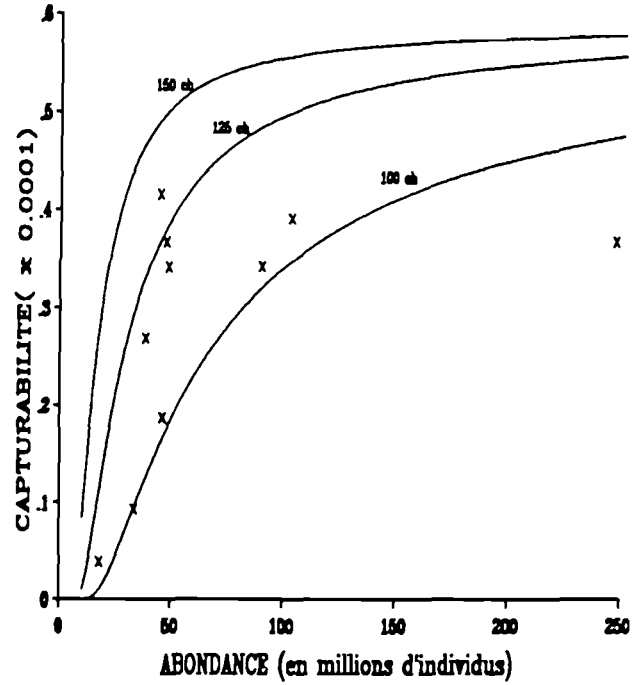
$a=0.4358 ; b=-0.1032 ; r=0.977$



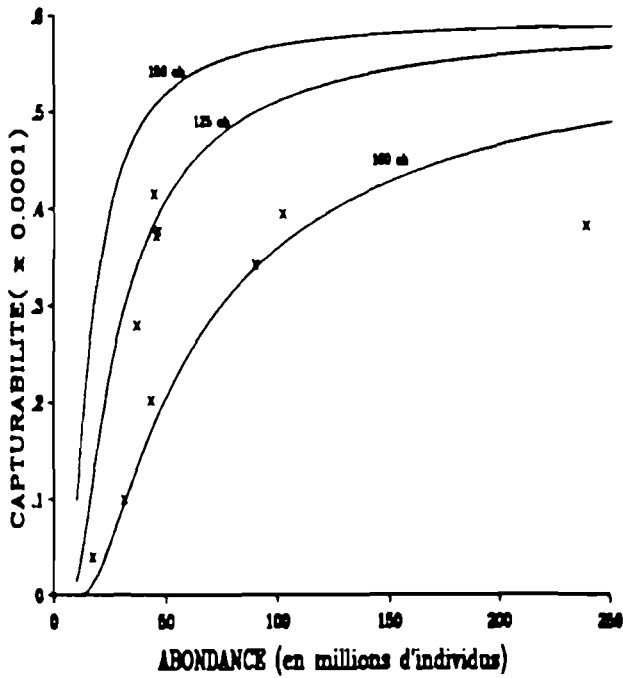
$M=0.15 ; E=0.25 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.4599 ; b=-0.1032 ; r=0.971$



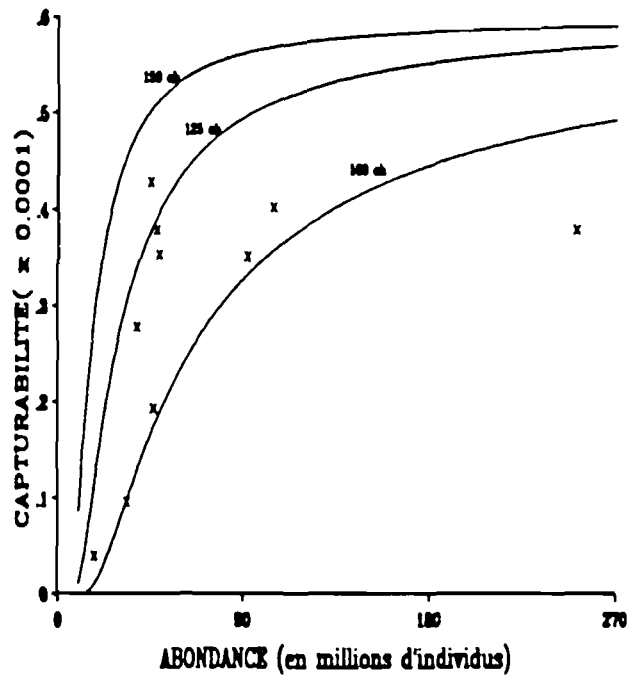
$M=0.20 ; E=0.25 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.5373 ; b=-0.1028 ; r=0.966$



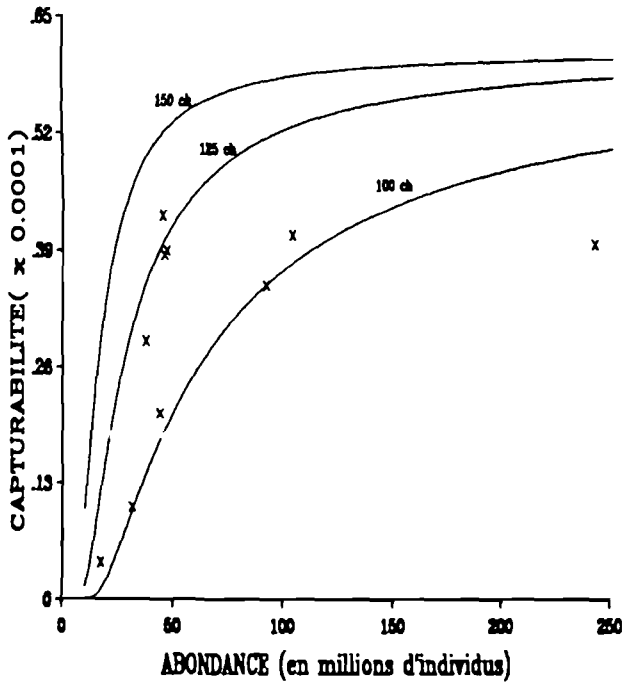
$M=0.20 ; E=0.50 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.5082 ; b=-0.1028 ; r=0.974$



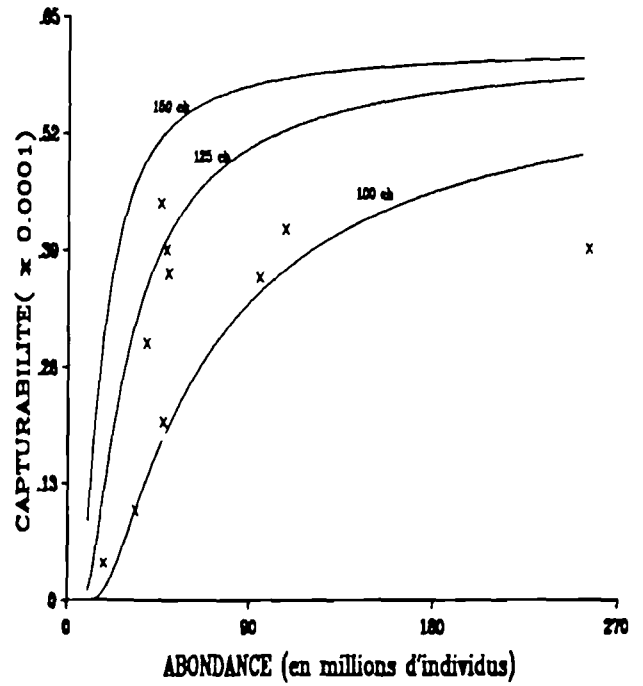
$M=0.20 ; E=0.25 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.5388 ; b=-0.1028 ; r=0.967$



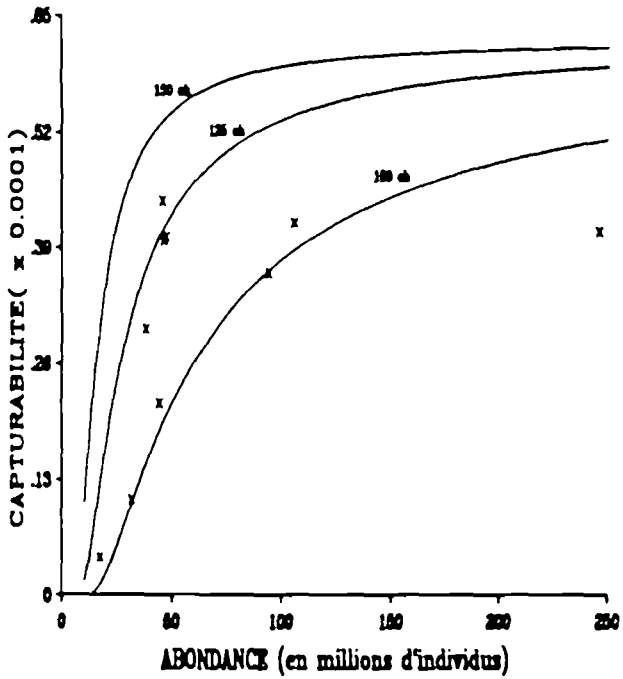
$M=0.20 ; E=0.50 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.5096 ; b=-0.1031 ; r=0.975$



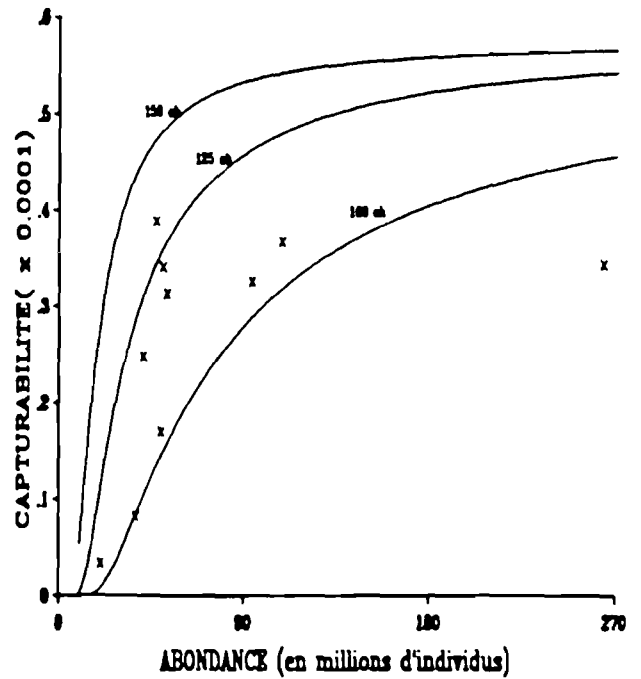
$M=0.20 ; E=0.25 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.5403 ; b=-0.1030 ; r=0.988$



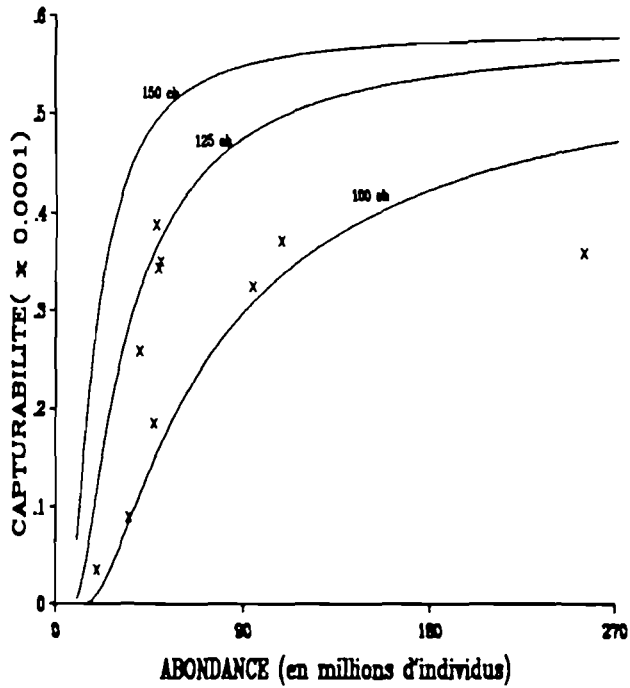
$M=0.20 ; E=0.50 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.5110 ; b=-0.1033 ; r=0.978$



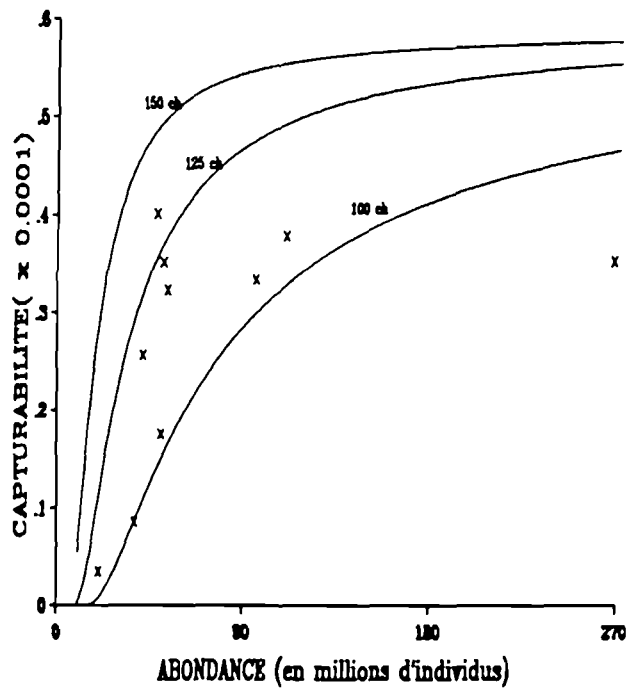
$M=0.25 ; E=0.25 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.6308 ; b=-0.1024 ; r=0.980$



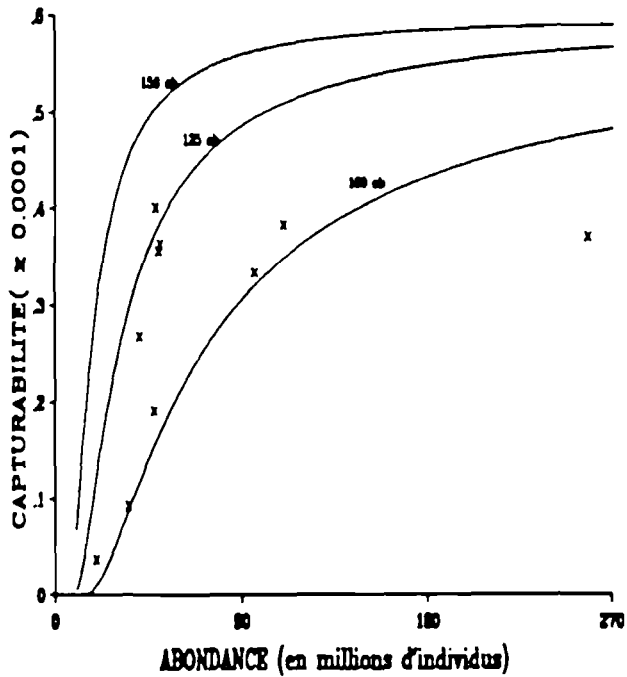
$M=0.25 ; E=0.50 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.5943 ; b=-0.1028 ; r=0.970$



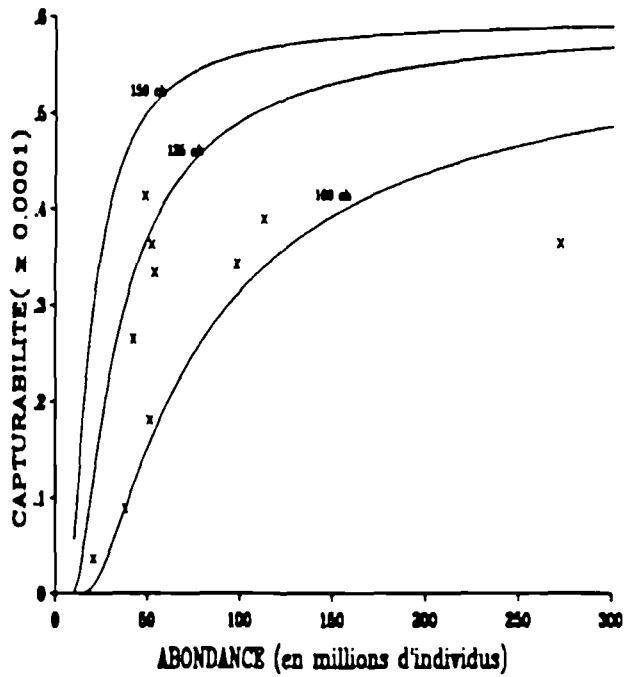
$M=0.25 ; E=0.25 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.6327 ; b=-0.1028 ; r=0.981$



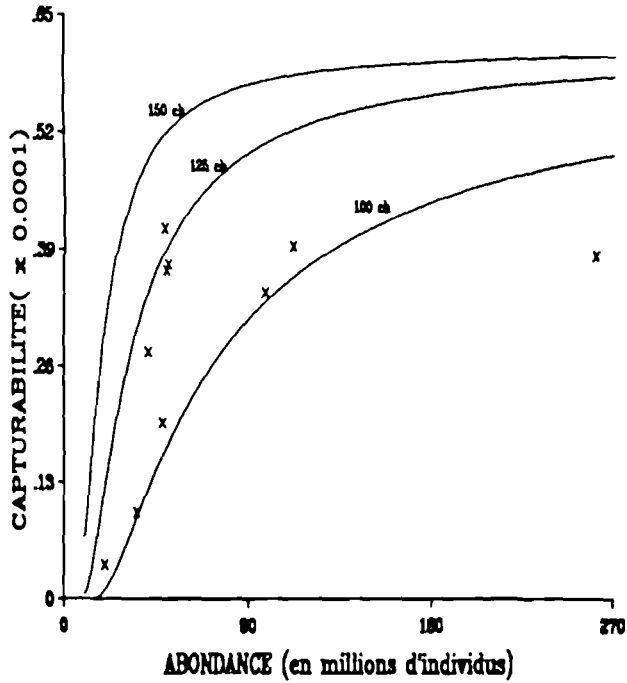
$M=0.25 ; E=0.50 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.5963 ; b=-0.1028 ; r=0.971$



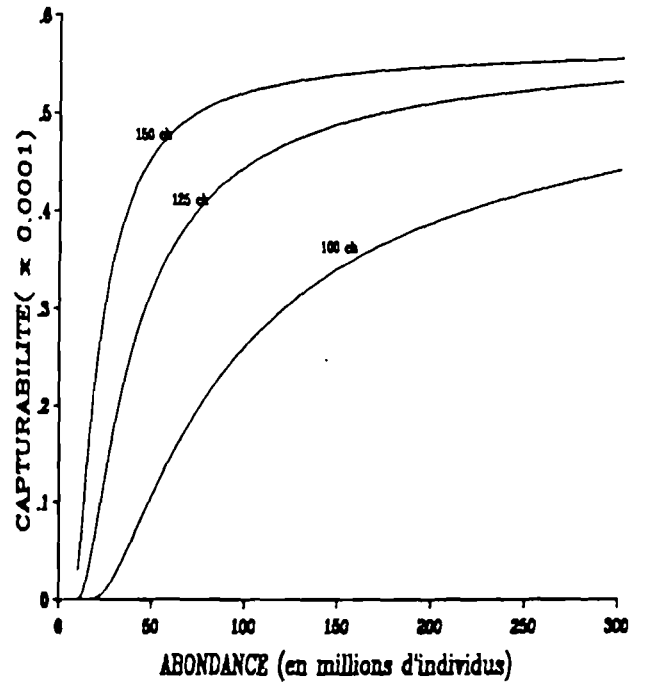
$M=0.25 ; E=0.25 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.6346 ; b=-0.1028 ; r=0.982$



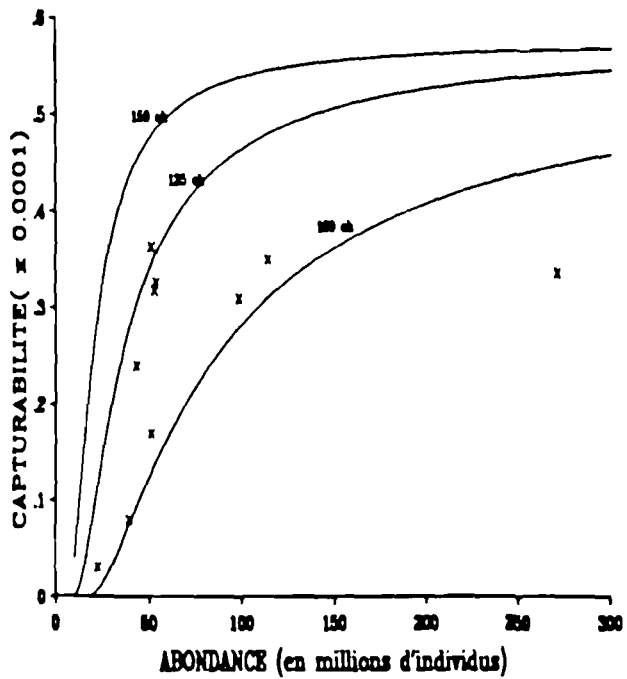
$M=0.25 ; E=0.50 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.5981 ; b=-0.1031 ; r=0.972$



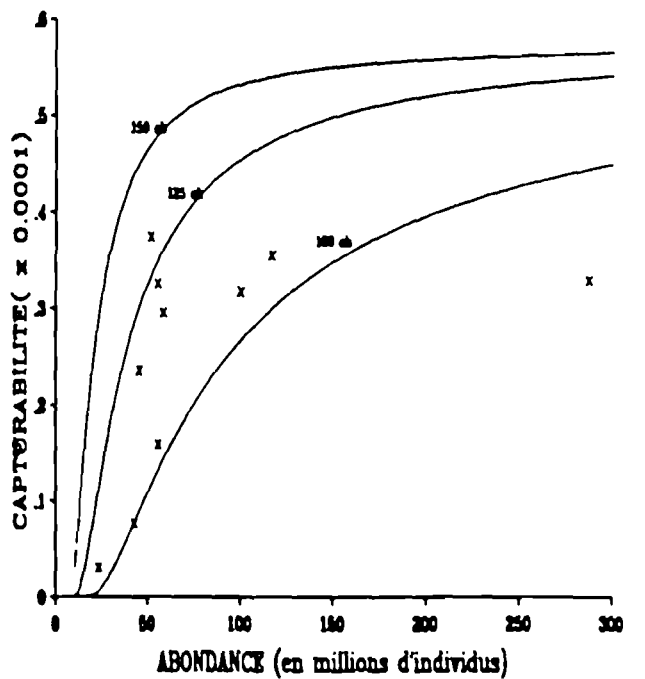
$M=0.30 ; E=0.25 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.7397 ; b=-0.1021 ; r=0.952$



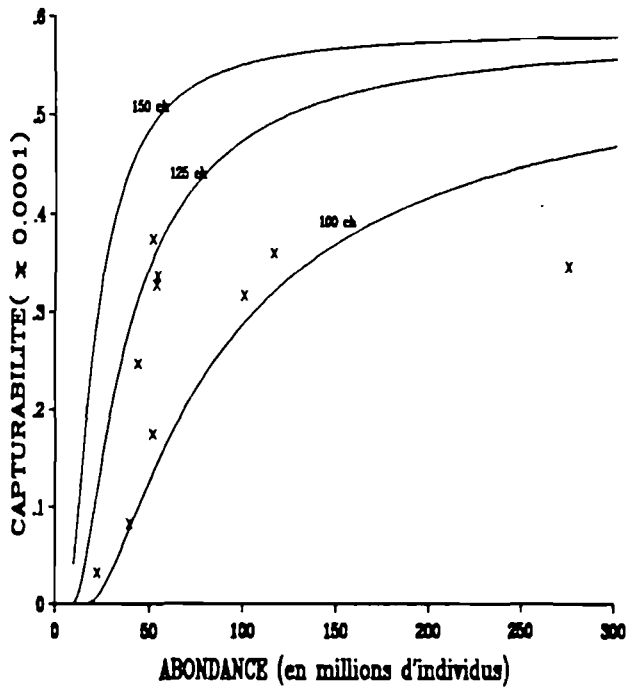
$M=0.30 ; E=0.50 ; Rfr2=0.10$
 $a=0.8950 ; b=-0.1024 ; r=0.965$



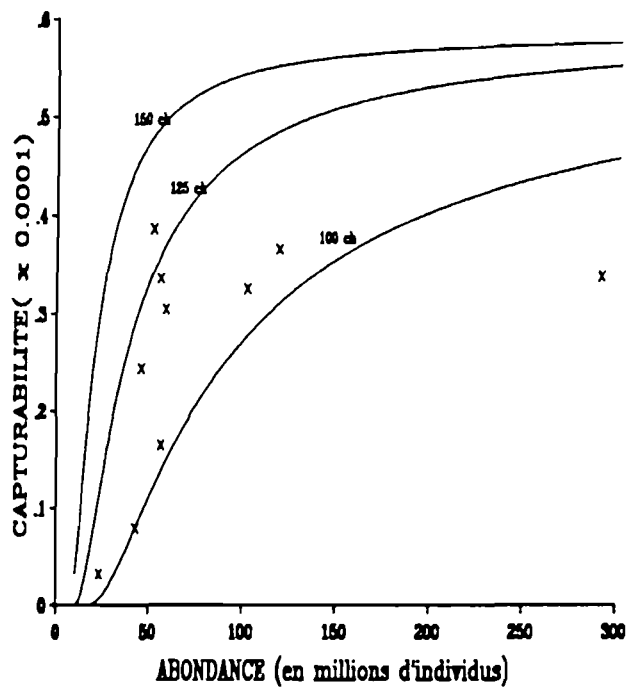
$M=0.30 ; E=0.25 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.7424 ; b=-0.1024 ; r=0.953$



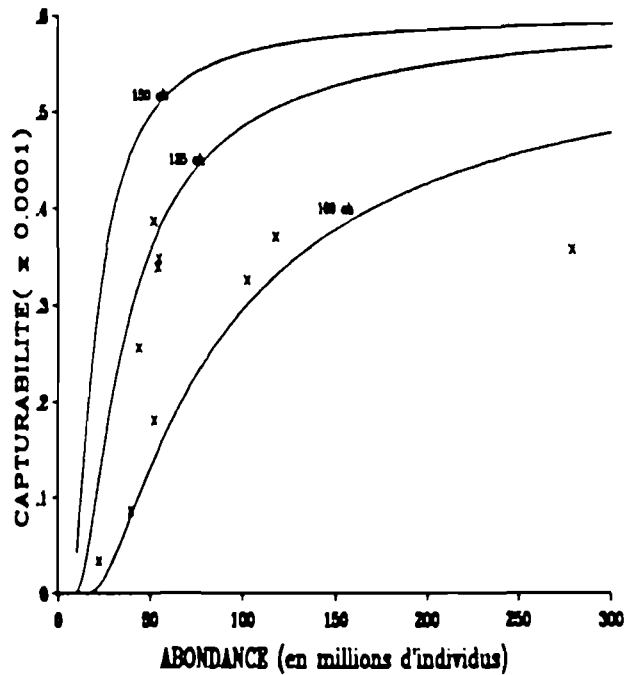
$M=0.30 ; E=0.50 ; Rfr2=0.15$
 $a=0.6974 ; b=-0.1027 ; r=0.966$



$M=0.30 ; E=0.25 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.7449 ; b=-0.1026 ; r=0.955$



$M=0.30 ; E=0.50 ; Rfr2=0.20$
 $a=0.6997 ; b=-0.1029 ; r=0.967$

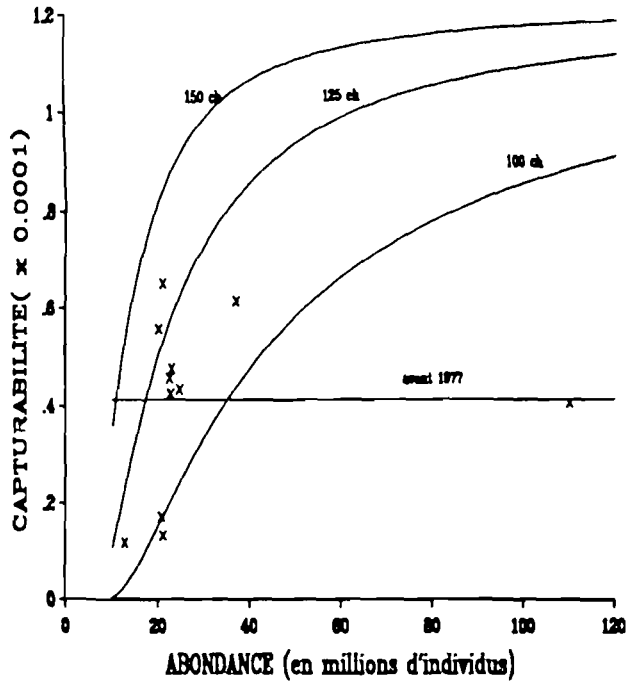


ANNEXE VI.

LES MODELES DE CAPTURABILITE POUR LE GROUPE D'AGE 3.

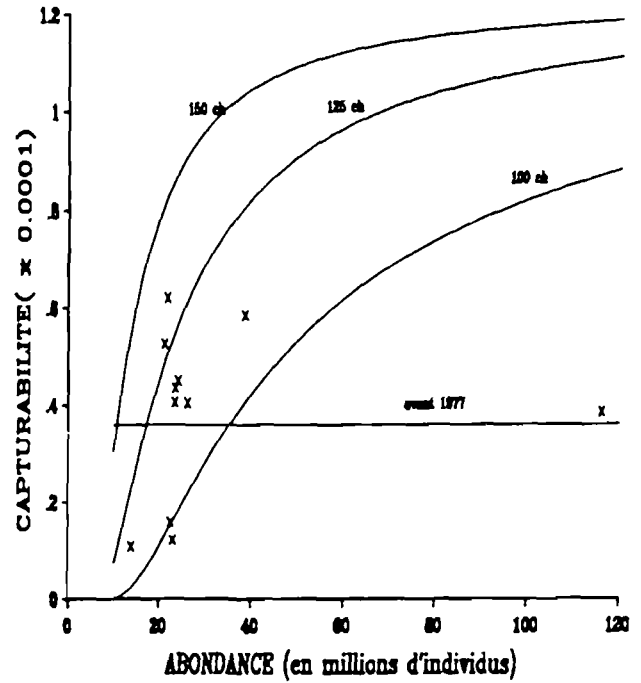
$M=0.15 ; E=0.25$

$a=0.4188 ; b=-0.1110 ; k=-0.0991 ; r=0.983$



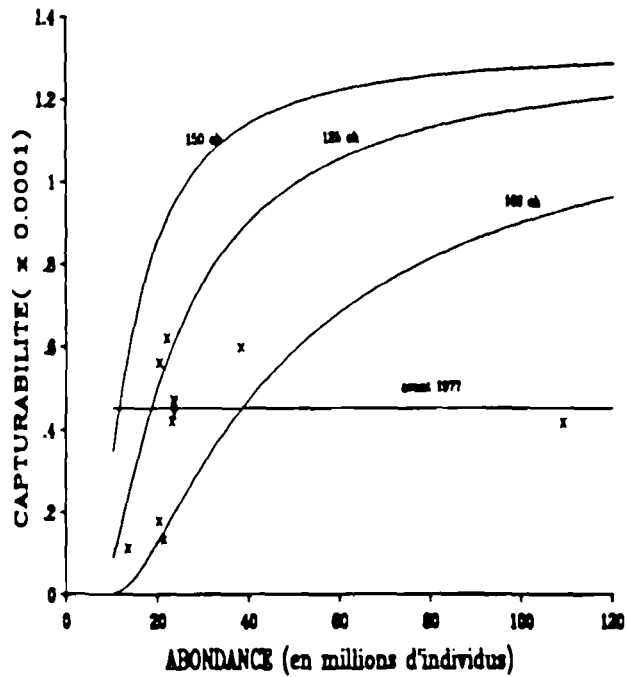
$M=0.20 ; E=0.25$

$a=0.4678 ; b=-0.1110 ; k=-0.0977 ; r=0.970$



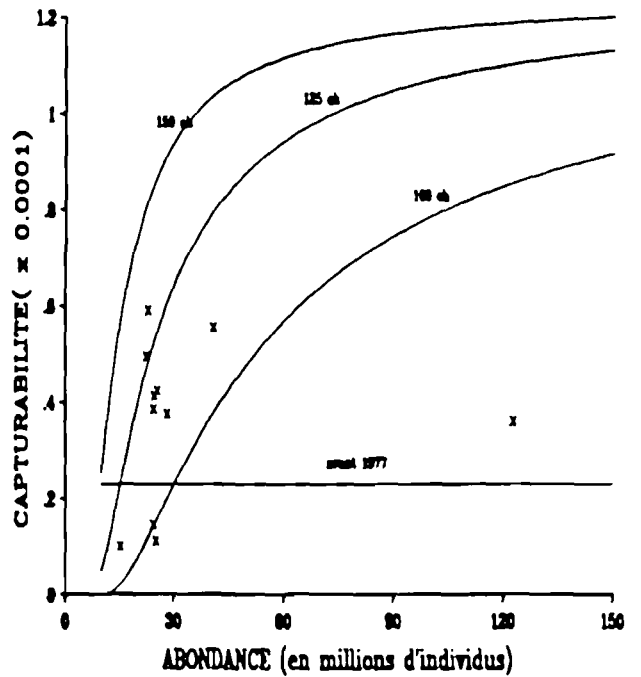
$M=0.20 ; E=0.50$

$a=0.4625 ; b=-0.1120 ; k=-0.1000 ; r=0.984$

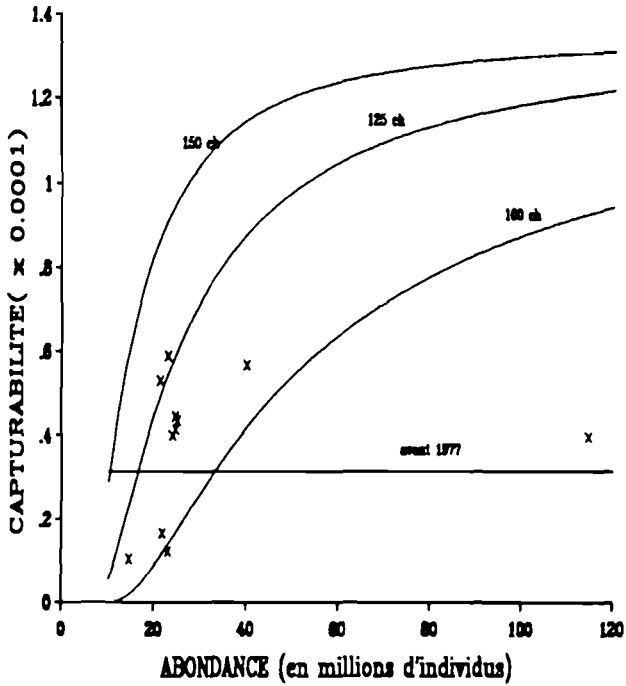


$M=0.25 ; E=0.25$

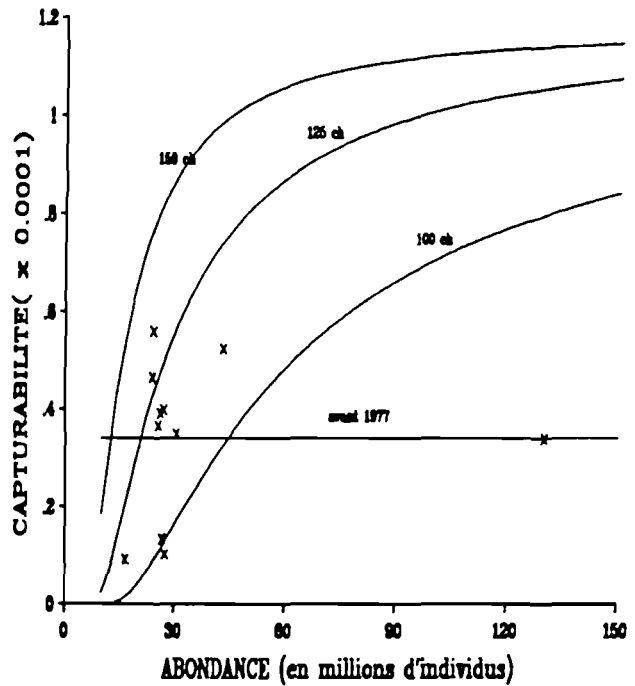
$a=0.5243 ; b=-0.1110 ; k=-0.0937 ; r=0.967$



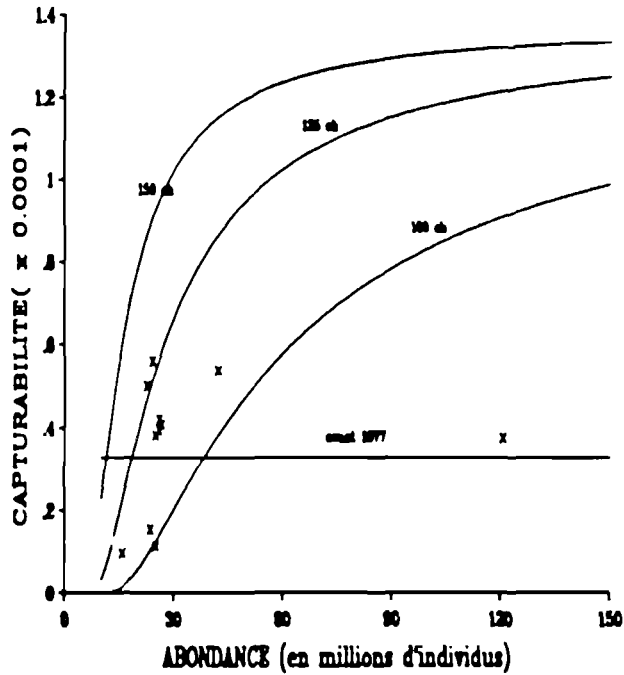
$M=0.25 ; E=0.50$
 $a=0.5245 ; b=-0.1123 ; k=-0.0985 ; r=0.982$



$M=0.30 ; E=0.25$
 $a=0.5928 ; b=-0.1105 ; k=-0.0972 ; r=0.984$



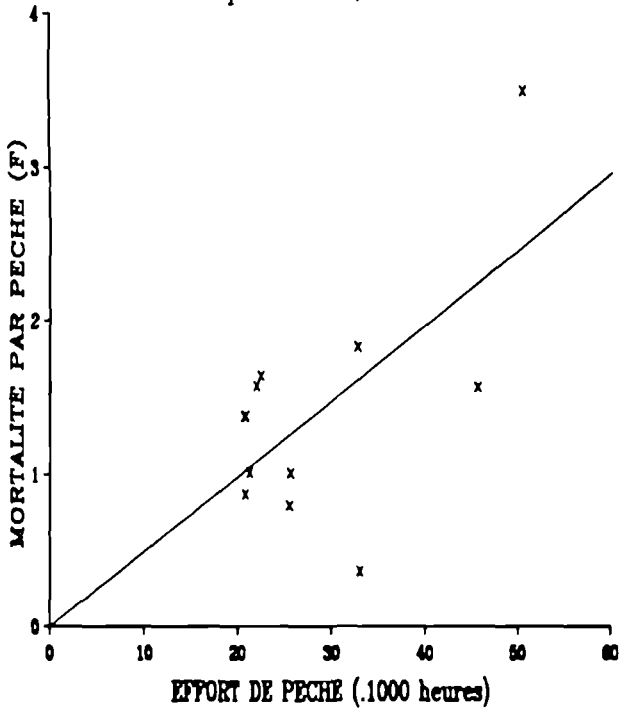
$M=0.30 ; E=0.50$
 $a=0.5966 ; b=-0.1124 ; k=-0.0968 ; r=0.969$



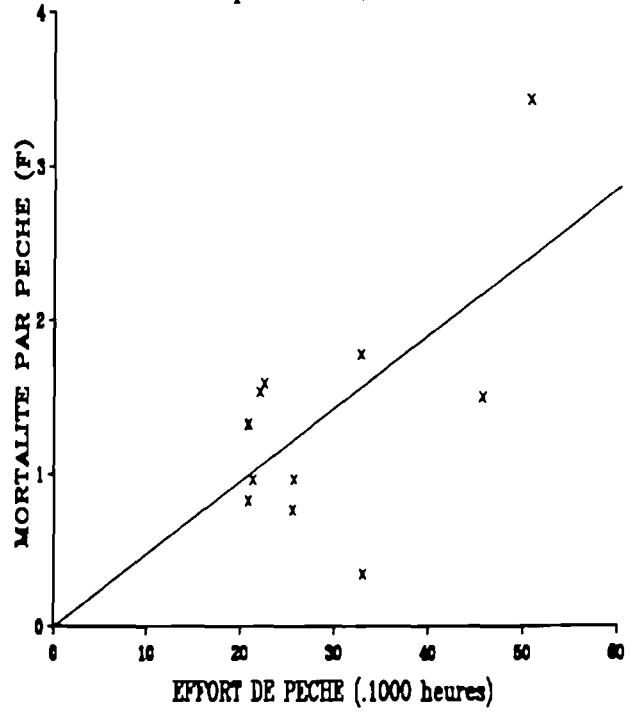
ANNEXE VII.

LES MODELES DE CAPTURABILITE POUR LE GROUPE D'AGE 4.

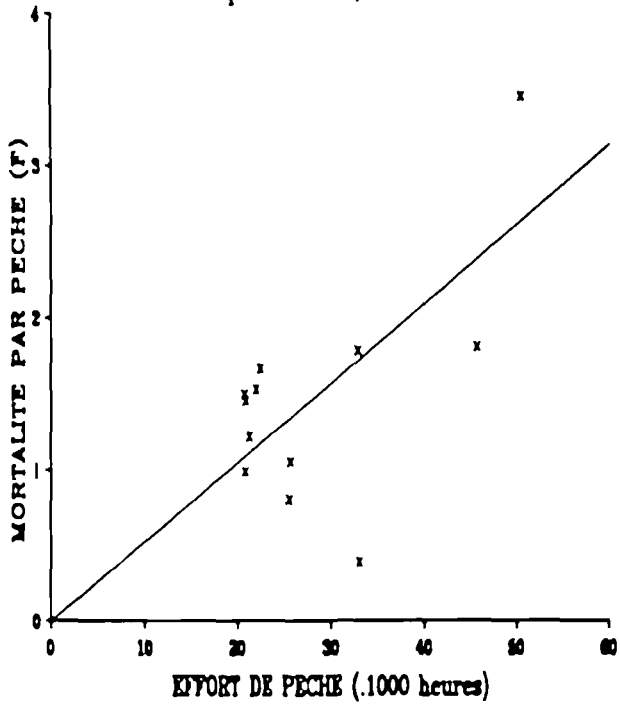
$M=0.15 ; E=0.25$
 $q=0.4932e-4 ; r=0.967$



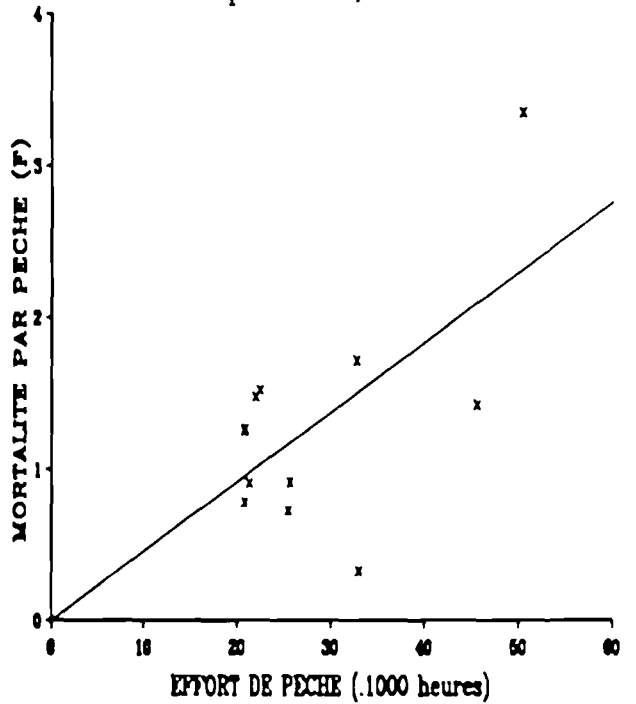
$M=0.20 ; E=0.25$
 $q=0.4760e-4 ; r=0.962$



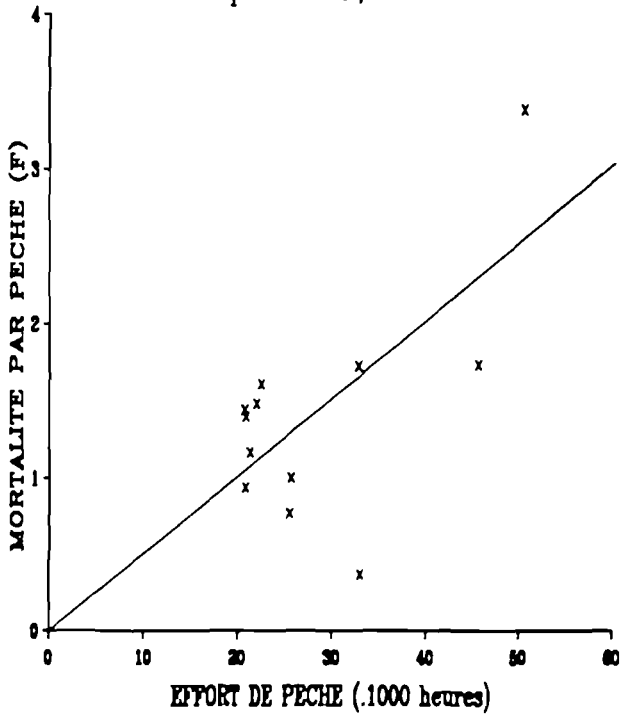
$M=0.20 ; E=0.50$
 $q=0.5243e-4 ; r=0.972$



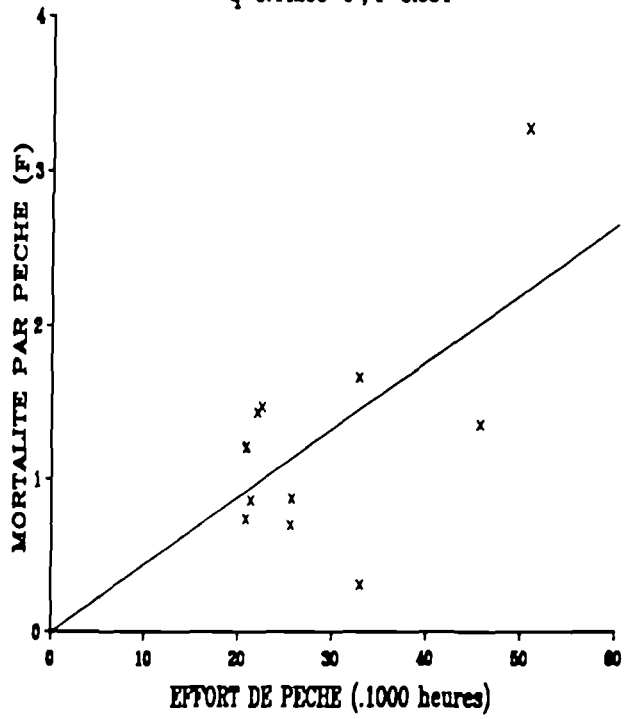
$M=0.25 ; E=0.25$
 $q=0.4592e-4 ; r=0.957$



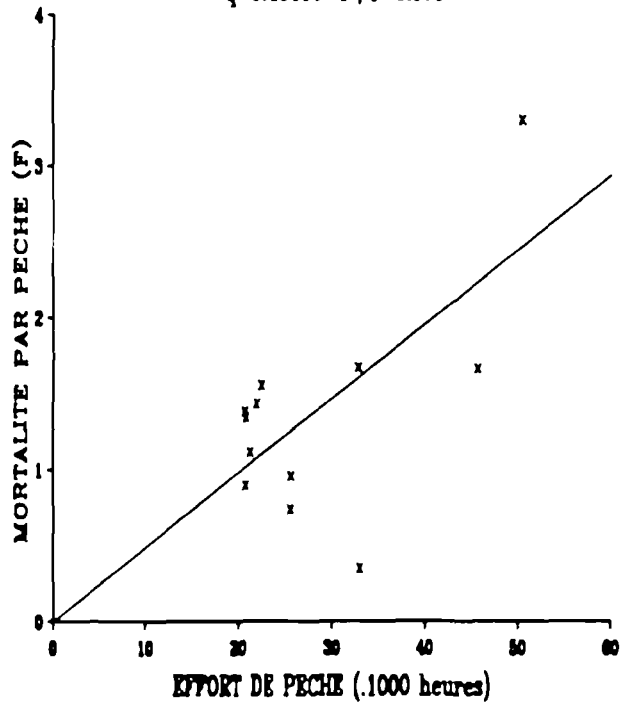
$M=0.25 ; E=0.50$
 $q=0.5075e-4 ; r=0.971$



$M=0.30 ; E=0.25$
 $q=0.4429e-4 ; r=0.954$



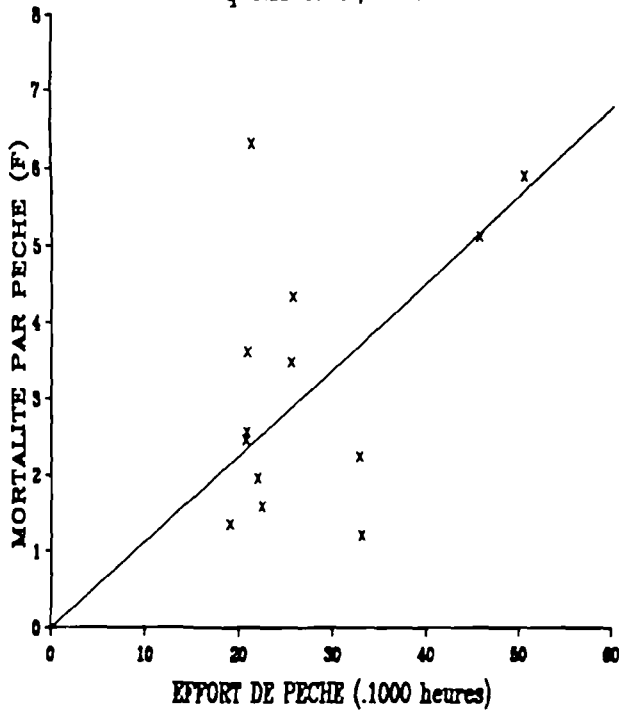
$M=0.30 ; E=0.50$
 $q=0.4909e-4 ; r=0.970$



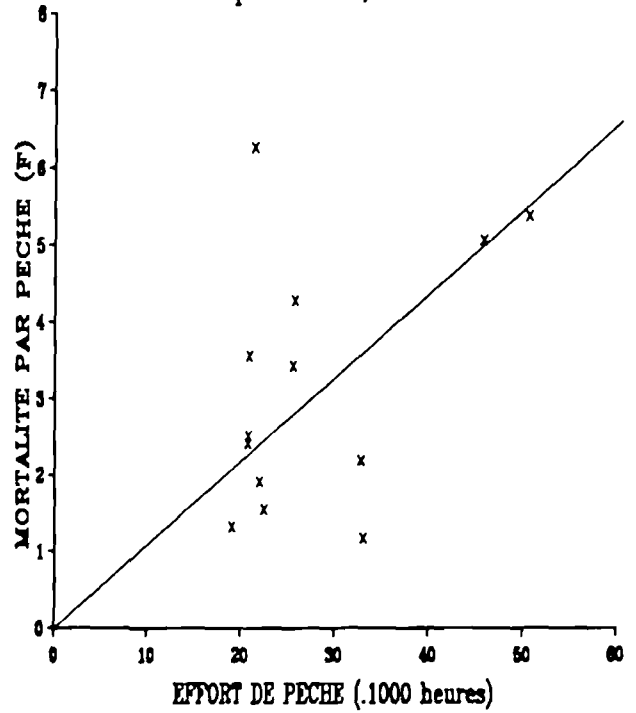
ANNEXE VIII.

LES MODELES DE CAPTURABILITE POUR LE GROUPE D'AGE 5.

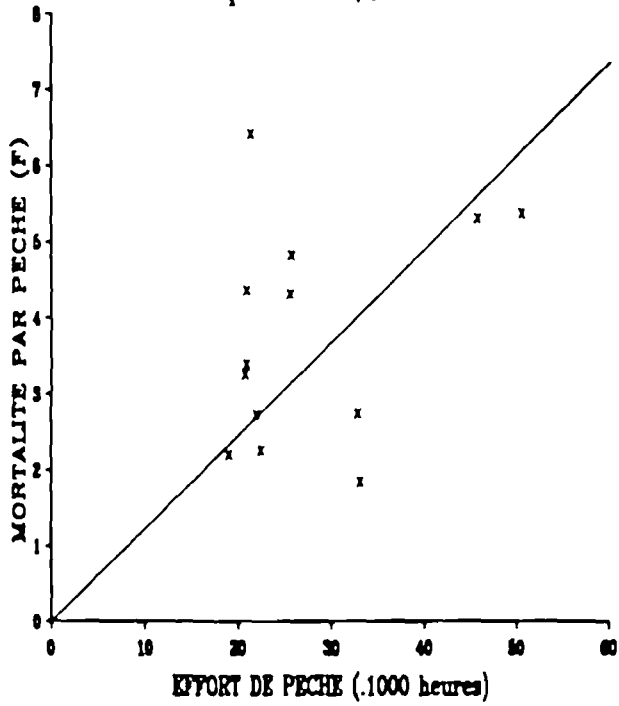
$M=0.15 ; E=0.25$
 $q=0.1132e-3 ; r=0.994$



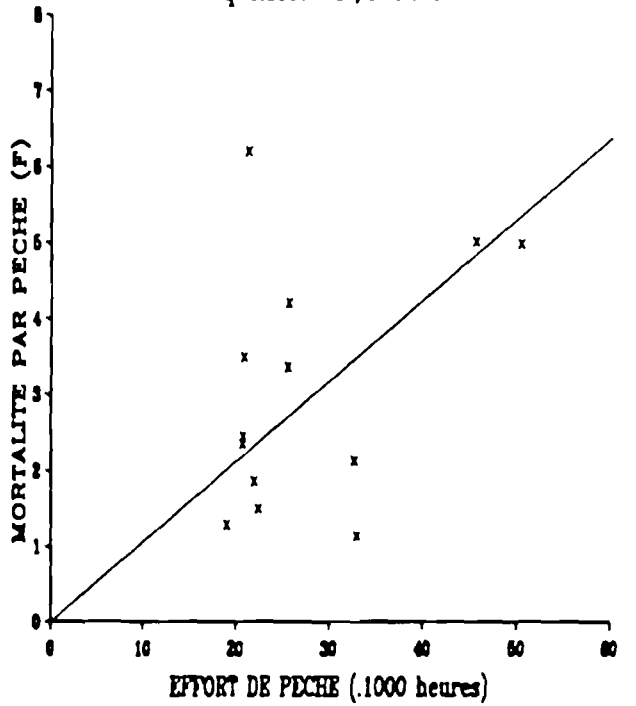
$M=0.20 ; E=0.25$
 $q=0.1093e-3 ; r=0.990$



$M=0.20 ; E=0.50$
 $q=0.1229e-3 ; r=0.980$

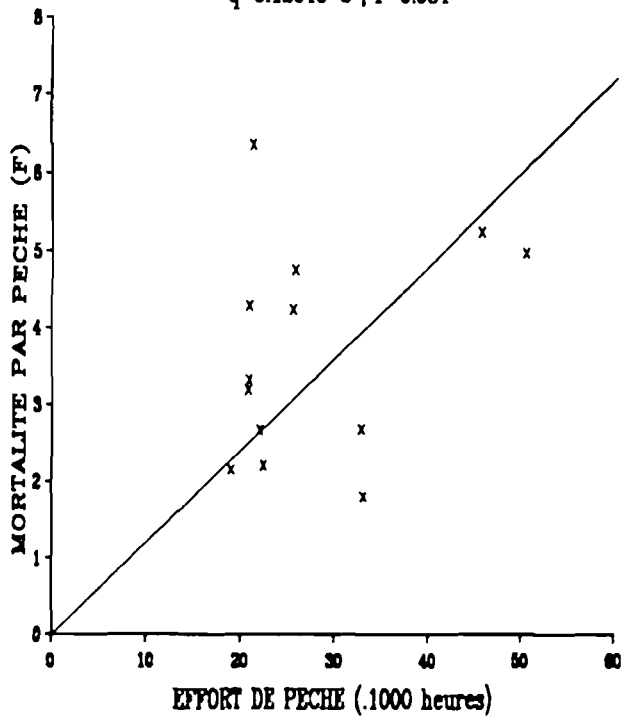


$M=0.25 ; E=0.25$
 $q=0.1060e-3 ; r=0.979$



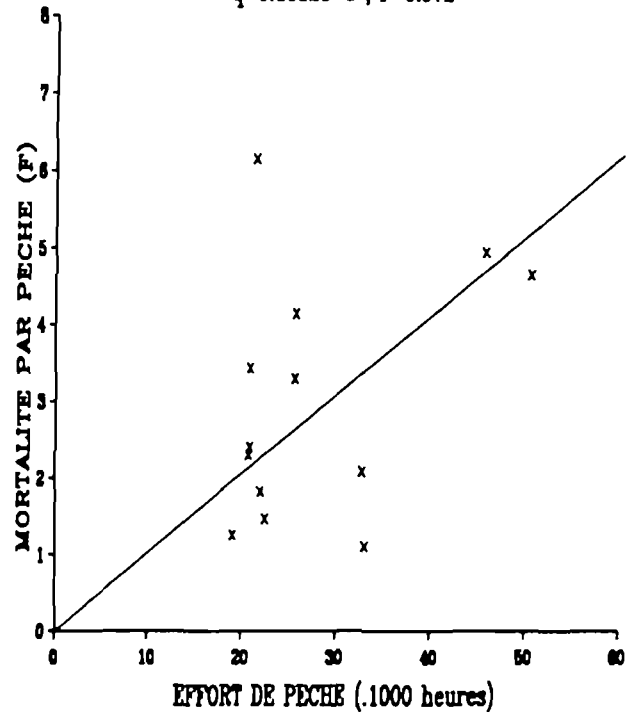
$M=0.25 ; E=0.50$

$q=0.1204e-3 ; r=0.984$



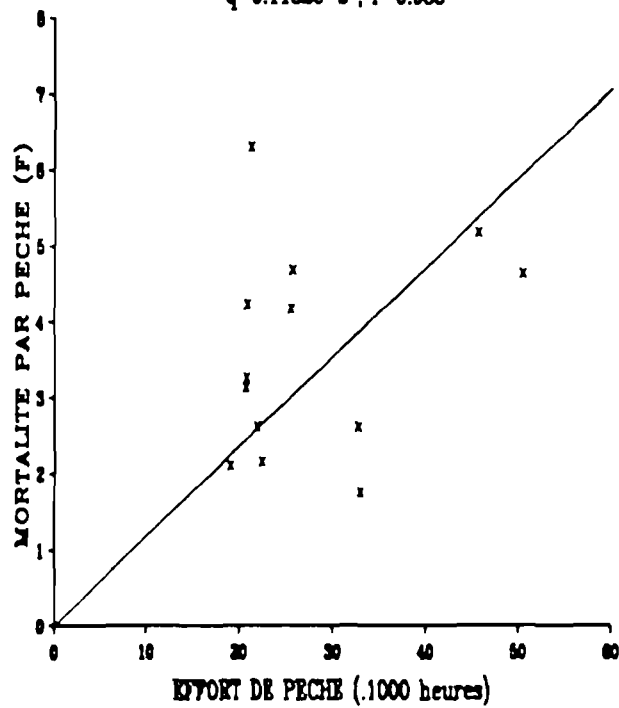
$M=0.30 ; E=0.25$

$q=0.1032e-3 ; r=0.972$



$M=0.30 ; E=0.50$

$q=0.1182e-3 ; r=0.988$



ANNEXE IX.

RAPPELS PRINCIPAUX SUR LES TESTS STATISTIQUES EMPLOYES A L'ETUDE DE LA CROISSANCE.

1. Test d'homogénéité (ou homoscedasticité) des variances : test de BARTLETT.

Le test de Bartlett est appliqué dans le cas de comparaison des variances de k échantillons indépendants ($k > 2$). Soit $n_1, n_2, \dots, n_i, \dots, n_k$ les effectifs des k échantillons et $s_1^2, s_2^2, \dots, s_i^2, \dots, s_k^2$ leurs variances estimateurs de vraies variances $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_i^2, \dots, \sigma_k^2$.

L'hypothèse nulle (H_0) est formulée comme suit : "les k variances ne sont pas significativement différentes" ($H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_i^2 = \dots = \sigma_k^2$). Elle est testée contre l'hypothèse alternative (H_1) : "il existe au moins une variance qui est significativement différente de $k-1$ autres".

Soit s_p^2 , variance commune pondérée des k échantillons. Celle-ci constitue la meilleure estimation de la vraie variance commune σ^2 si H_0 est vraie. s_p^2 est donnée par :

$$s_p^2 = \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) \cdot s_i^2}{\sum_{i=1}^k (n_i - 1)} \quad (\text{IX-1})$$

Si les populations comparées sont normalement distribuées et possèdent la même variance σ^2 , la quantité :

$$B = 2,3026 \cdot \left[(\log s_p^2) \sum_{i=1}^k (n_i - 1) - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \cdot \log s_i^2 \right] \quad (\text{IX-2})$$

obéit approximativement à une loi de X^2 à $(k-1)$ degrés de liberté.

Pour que l'approximation à la loi de X^2 soit conforme, un terme correctif est introduit :

$$C = 1 + \frac{1}{3 \cdot (k-1)} \cdot \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{(n_i - 1)} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k (n_i - 1)} \right] \quad (\text{IX-3})$$

$$\text{La valeur critique est donnée par : } B_c = \frac{B}{C} \quad (\text{IX-4})$$

Pour un seuil d'erreur de lère espèce α fixée a priori, La règle de décision est la suivante :

- | | |
|-----------------------------------|---------------------|
| - Si $B_c > X^2(\alpha ; k-1)$ | H_0 est REJETEE |
| - Si $B_c \leq X^2(\alpha ; k-1)$ | H_0 est CONSERVEE |

2. Tests de comparaison des moyennes.

2.1. Cas de normalité des distributions et d'équivariance.

2.1.1. Cas de deux échantillons indépendants : le test t de STUDENT.

Considérons deux populations normales de moyenne μ_1 et μ_2 et de variance commune σ^2 . Si les échantillons extraits de ces populations sont indépendants et de taille n_1 , n_2 , respectivement, et si leurs moyennes sont désignées par \bar{x}_1 , \bar{x}_2 , la quantité :

$$d = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 \quad (\text{IX-5})$$

est distribuée selon une loi t de STUDENT à (n_1+n_2-2) d.d.l. avec une moyenne : $\delta = \mu_1 - \mu_2$ et une variance :

$$V[\delta] = \sigma^2 \cdot \left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]$$

Une estimation de σ^2 est fournie par une expression commune pondérée des variances estimées s_1^2 , s_2^2 :

$$s_{pd}^2 = \frac{(n_1-1) \cdot s_1^2 + (n_2-1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \quad (\text{IX-6})$$

H_0 : " $\mu_1 = \mu_2$ " est testée contre H_1 : " $\mu_1 \neq \mu_2$ ". La valeur critique du test est donnée par :

$$t_c = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_{pd} \cdot \left[\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right]^{1/2}} \quad (\text{IX-7})$$

La règle de décision est la suivante :

- Si $|t_c| > t(1-\alpha/2 ; n_1+n_2-2)$ $\rightarrow H_0$ est REJETEE
- Si $|t_c| \leq t(1-\alpha/2 ; n_1+n_2-2)$ $\rightarrow H_0$ est CONSERVEE

2.1.2. Cas de k échantillons indépendants ($k > 2$).

2.1.2.1. L'analyse de variance.

Si on dispose plus de deux échantillons indépendants, le test de comparaison des moyennes deux par deux selon une distribution t de STUDENT n'est plus convenable. Dans ce cas, il existe un test permettant la comparaison simultanée de k moyennes qui s'appelle analyse de variance. Le présent document se limite à l'application d'une analyse de variance à un critère de classification.

L'analyse de variance est un procédé par lequel la dispersion totale, désignée par SCT, est décomposée en deux différentes sources de variation : (I) la dispersion intergroupe (SCI), appelée également factorielle, et (II) la dispersion intragroupe (SCE), appelée aussi résiduelle.

Soit x_{ij} le i -ème élément faisant partie du j -ème échantillon ($i = 1, 2, \dots, n_j$: indice de numérotation des éléments ; $j = 1, 2, \dots, k$: indice de numérotation des échantillons comparés) et \bar{x}_j la moyenne arithmétique du j -ème échantillon.

Les différentes sources de dispersion sont calculées comme suit :

-> La dispersion totale (ou écart quadratique total) est égale à la somme des carrés des écarts à la moyenne générale (\bar{x}) de l'ensemble des données sans tenir compte de leur appartenance à un échantillon. On écrit donc :

$$SCT = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x})^2 \quad (IX-8)$$

A partir de la SCT, on peut calculer la variance totale :

$$V_T = \frac{SCT}{n-1} \quad (IX-9)$$

avec : $n = \sum_{j=1}^k n_j$.

La dispersion totale peut être décomposée comme suit :

$$SCT = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 + \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2 \quad (IX-10)$$

-> La dispersion intragroupe (ou écart quadratique résiduel) correspond au premier terme de la (IX-10) ; on a donc :

$$SCE = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \quad (IX-11)$$

La variance intragroupe (ou résiduelle ou inexpliquée) est donnée par :

$$V_E = \frac{SCE}{n-k} \quad (IX-12)$$

-> La dispersion intergroupe (ou écart quadratique factoriel) est donnée par le second terme de la formule (IX-10) de décomposition de la dispersion totale :

$$SCI = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2 \quad (IX-13)$$

La variance intergroupe (ou factorielle ou expliquée) est calculée par :

$$V_I = \frac{SCI}{k-1} \quad (IX-14)$$

H_0 : " $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$ " est testée contre H_1 : "il existe au moins une moyenne significativement différente de k-1 autres". La valeur critique du test est obtenue par :

$$F_c = \frac{V_I}{V_E} \quad (IX-15)$$

Elle est comparée à la valeur de la distribution de FISHER-SNEDECOR au seuil de confiance $1 - \alpha$ et pour (k-1) d.d.l. au numérateur et (n-k) d.d.l. au dénominateur.

La règle de décision est formulée comme suit :

- Si $F_c > F(1-\alpha ; k-1 ; n-k)$ $\rightarrow H_0$ est REJETEE
- Si $F_c \leq F(1-\alpha ; k-1 ; n-k)$ $\rightarrow H_0$ est CONSERVEE

2.1.2.2. Le test H.S.D. de TUKEY.

Si l'hypothèse de l'égalité des moyennes est rejetée, l'analyse de variance ne donne pas un classement des moyennes sous H_1 .

Pour effectuer cette opération, il existe des méthodes statistiques permettant la comparaison multiple tel le test H.S.D. ("Honestly Significant Difference") de TUKEY.

Ce test fait appel à la distribution de l'étendue de STUDENT qui raisonne sur un rapport q de l'étendue de la variation des données ($\bar{x}_{\max} - \bar{x}_{\min}$) à l'écart type σ et pour des échantillons du même effectif.

Si on compare ainsi la moyenne du i-ème et du j-ème échantillon, de taille n_i et n_j , respectivement, en établissant H_0 : " $\mu_i = \mu_j$ " et H_1 : " $\mu_i > \mu_j$ ", la quantité

$$q_c = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\sigma} \quad (IX-16)$$

suit sous H_0 une loi de l'étendue de STUDENT à (n - k) d.d.l. au numérateur et k d.d.l. au dénominateur (avec : k = nombre d'échantillons comparés et n = effectif total de tous les échantillons confondus).

σ est calculé par un estimateur non biaisé s qui utilise la variance intragroupe obtenue lors de l'analyse de variance en pondérant selon les effectifs n_i et n_j des deux échantillons :

$$s = \left[\frac{V_E}{2} \cdot \left[\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right] \right]^{1/2} \quad (\text{IX-17})$$

Il est donc suffisant de tester par rapport à $q_{\text{theor}} = q(\alpha; n-k; k)$, la quantité :

$$q_c = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\left[\frac{V_E}{2} \cdot \left[\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right] \right]^{1/2}} \quad (\text{IX-18})$$

et la règle de décision est :

- Si $q_c > q_{\text{theor}}$ -> H_0 est REJETEE
- Si $q_c \leq q_{\text{theor}}$ -> H_0 est CONSERVEE

En résumé, pour exécuter le test H.S.D. de TUKEY après avoir rejeté H_0 de l'analyse de variance, il faut :

- (I) Classer les k moyennes observées par ordre croissant de valeur.
- (II) Effectuer le test de l'étendue de STUDENT à plusieurs pas successifs. Dans un premier temps, on calcule la valeur critique du test q_c de la plus grande différence (entre la plus forte et la plus faible de moyennes arithmétiques). Si H_0 est rejetée, on constitue deux groupes de $k-1$ moyennes en supprimant successivement la plus petite et la plus grande de k moyennes. Dans chaque groupe, on réalise toujours le test de l'étendue de STUDENT à l'aide de la quantité q_c correspondant à la plus grande différence comparée avec $q_{\text{theor}} = q(\alpha; n-k; k)$. Pour chaque groupe de $k-1$ moyennes où H_0 est rejetée, le test se poursuit en décomposant, cette fois-ci, en deux groupes de $k-2$ moyennes. La procédure continue jusqu'au moment où il existe uniquement des groupes homogènes, c'est-à-dire on n'arrive plus à repousser H_0 .

2.2. Cas d'hétérogénéité des variances.

Si on ne peut pas déduire une homogénéité des variances et on s'écarte pas considérablement de la normalité, il existe des tests paramétriques applicables comme le test t de STUDENT modifié, utilisé dans ce travail.

Le test t de STUDENT modifié ne procède pas à une comparaison simultanée de k moyennes comme une analyse de variance. De ce fait, le résultat peut être statistiquement erroné car, si pour la comparaison de chaque couple on fixe a priori l'erreur de lère espèce α , la probabilité réelle de commettre une erreur de lère espèce est donnée par

$$1 - (1-\alpha)^{0,5.k.(k-1)}, \quad \text{valeur supérieure à } \alpha \text{ lorsque } k > 2.$$

Pour respecter, sur l'ensemble de $k.(k-1)/2$ comparaisons le seuil d'erreur α (ici $\alpha = 0,05$), on va, pour chaque couple comparé, fixer une valeur théorique de probabilité α' telle que :

$$\alpha = 1 - (1-\alpha')^{0,5.k.(k-1)} \quad \rightarrow \quad \alpha' = 1 - (1-\alpha)^{2/(k.(k-1))}$$

Soit deux échantillons, i et j , de taille n_i et n_j , respectivement, de moyenne estimée \bar{x}_i et \bar{x}_j , de vraie moyenne μ_i et μ_j et de variance estimée s_i^2 et s_j^2 . H_0 : " $\mu_i = \mu_j$ " est testée, soit contre H_1 : " $\mu_i \neq \mu_j$ " si le test est bilatéral, soit contre H_1 : " $\mu_i > \mu_j$ " (ou H_1 : " $\mu_i < \mu_j$ ") si le test est unilatéral.

La valeur critique du test est égale à :

$$t_{mc} = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{\left[\frac{s_i^2}{n_i} + \frac{s_j^2}{n_j} \right]^{1/2}} \quad (\text{IX-19})$$

et elle est comparée à la valeur théorique de la distribution t de STUDENT pour un seuil d'erreur de lère espèce α' et pour un nombre de d.d.l. donné par l'expression

$$v = \frac{\left[\frac{s_i^2}{n_i} + \frac{s_j^2}{n_j} \right]^2}{\left[\frac{(s_i^2/n_i)^2}{n_i - 1} + \frac{(s_j^2/n_j)^2}{n_j - 1} \right]} \quad (\text{IX-20})$$

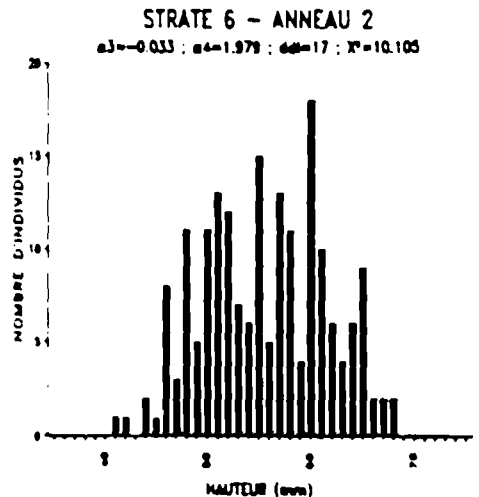
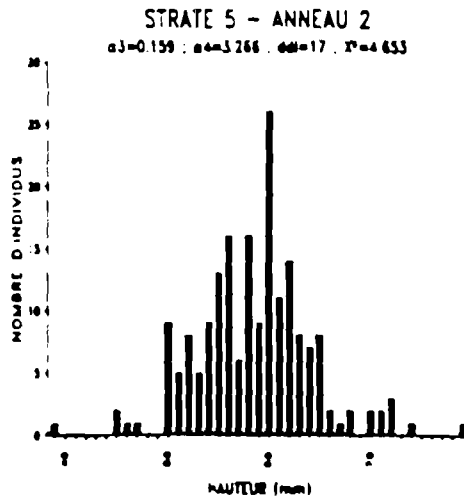
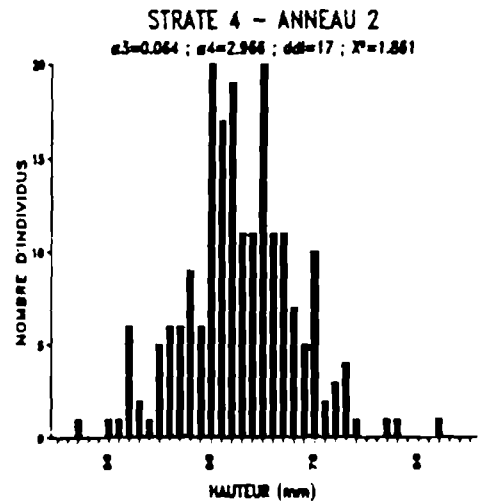
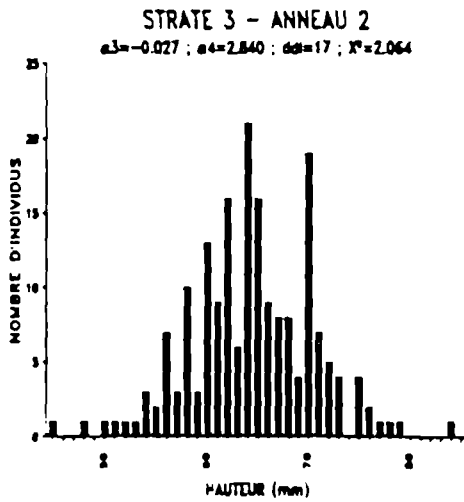
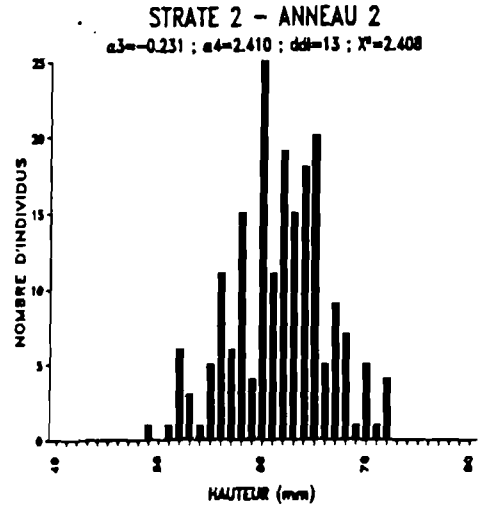
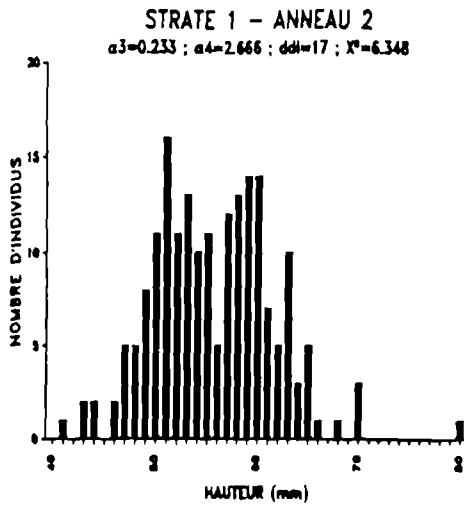
arrondie à l'entier le plus proche.

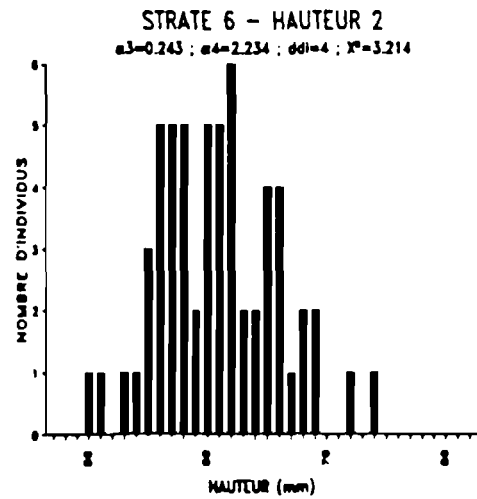
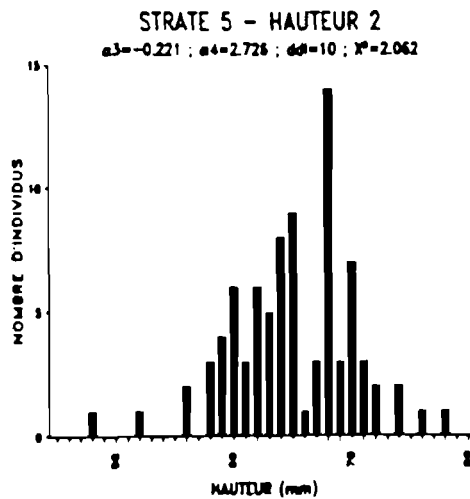
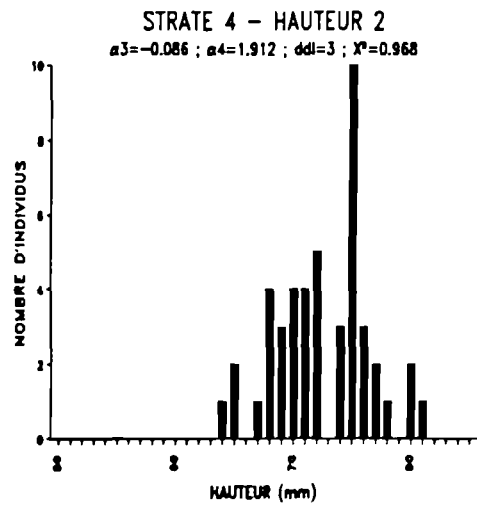
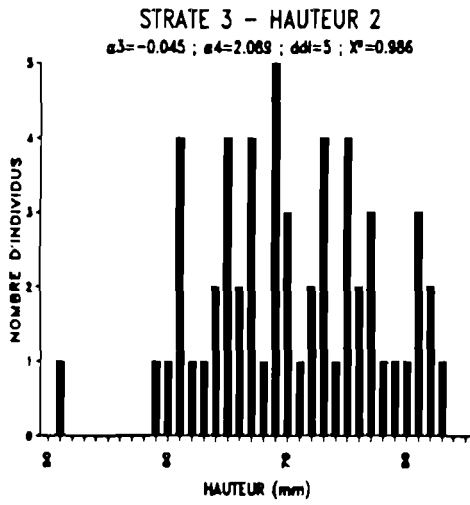
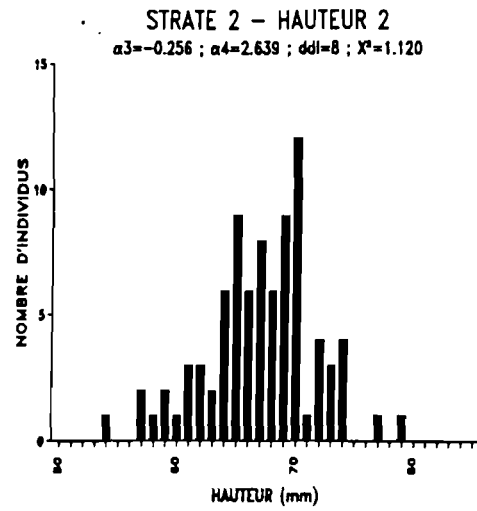
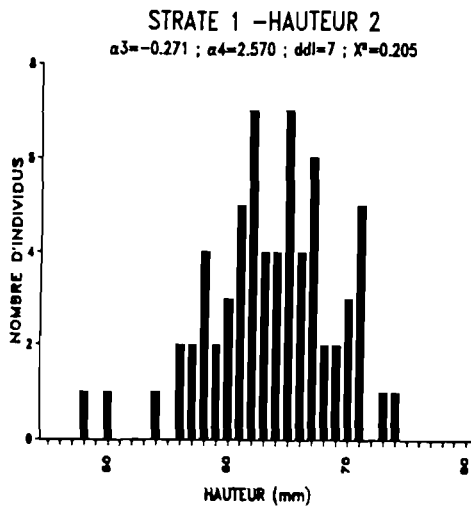
La règle de décision est la suivante :

- Si $t_{mc} > t_{theor}$ \rightarrow H_0 est REJETEE
- Si $t_{mc} \leq t_{theor}$ \rightarrow H_0 est CONSERVEE

ANNEXE X.

**HISTOGRAMMES PAR STRATE DE FREQUENCE DES TAILLES
DE COQUILLES SAINT-JACQUES AUX AGES THEORIQUES DE 1,5 ANS (ANNEAU 2)
ET DE 2 ANS (HAUTEUR 2). DONNEES BRUTES.**





X^2 - valeur critique du test de Khi-2 de conformité selon une distribution normale.

α_3 - coefficient de dissymétrie ("skewness").

α_4 - coefficient d'aplatissement ("kurtosis").

ANNEXE XI.

ESTIMATION DES BIAIS ET DES VARIANCES DES PARAMETRES DE CROISSANCE. RE-ECHANTILLONNAGE (Jackknife) ET DEVELOPPEMENTS EN SERIES DE TAYLOR. AJUSTEMENTS AVEC ET SANS RETROCALCUL.

1. Généralités.

Les ajustements réalisés dans le cadre de l'étude de la croissance et de sa variabilité spatiale (cf. chapitre 7), sont basés sur le critère de la minimisation de la somme des carrés des écarts résiduels (SCE). Pour une fonction non linéaire, les ajustements par les moindres carrés conduisent toujours à des estimations biaisées (CHEVAILLIER, 1990).

Pour surmonter cet inconvénient, nous avons tenté d'évaluer les biais et la matrice des variances-covariances des paramètres L_{∞} , k , t_0 du modèle de croissance de VON BERTALANFFY par des techniques de ré-échantillonnage (Jackknife).

L'application de ces techniques peut également apporter une réponse au sujet de l'intérêt du rétrocalcul et de ses implications quant à la précision et au biais des estimateurs.

2. Matériels et méthodes.

2.1. Les données de base.

Les données traitées par la méthode de ré-échantillonnage ont déjà été présentées dans le chapitre 7. Il s'agit des résultats de mensurations des tailles effectuées tout au long de l'année 1987 afin d'étudier la croissance par strate spatiale. Cette étude a été réalisée en procédant par rétrocalcul : un animal a ainsi fourni autant de mesures que le nombre de ces anneaux hivernaux dus au ralentissement de la croissance (moins l'anneau formé lors du premier hiver de sa vie qui est considéré comme non fiable) plus sa hauteur totale. Ces données sont reportées au tableau XI-1.

TABLEAU XI-1		
DONNEES POUR L'ETUDE DE LA CROISSANCE SUR LES SIX STRATES SPATIALES.		
STRATE	NOMBRE D' ANIMAUX MESURES	NOMBRE DE MESURES OBTENUES
1	678	1775
2	494	1213
3	517	1293
4	324	823
5	741	1746
6	188	498
TOTAL	2942	7348

L'estimation par strate des biais et des variances des paramètres L_∞ , k , t_0 a peu d'intérêt. Il n'est pas concevable, en fait, de comparer les biais et les variances des paramètres pour les six strates. Pour cela, nous avons regroupé l'ensemble des mesures sur toute la baie.

2.2. Estimation initiale des L_∞ , k , t_0 par minimisation de la SCE.

Les paramètres L_∞ , k , t_0 et leur matrice des variances-covariances sont, dans un premier temps, estimés à l'aide du programme CROBER, écrit en FORTRAN 77 à partir des travaux C.I.E.M. (1979) et adapté en France par MESNIL. Il s'agit d'une minimisation de la SCE selon une méthode de Newton qui fournit des estimateurs biaisés :

$$SCE = \sum_{i=1}^{nm} \left[L_i - L_\infty \cdot (1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_0))) \right]^2 \quad (XI-1)$$

avec : nm = nombre total de mesures (égal à 7348 et 2942 avec ou sans rétrocalcul).

2.3. Estimation finale par ré-échantillonnage.

2.3.1. Conditions d'application.

EFRON (1979, 1982) a signalé que les techniques de ré-échantillonnage sont applicables si les données sont collectées selon un processus aléatoire, rarement respecté en biologie. De plus, le Jackknife est applicable uniquement sous l'hypothèse d'un E.A.S. Par contre, d'autres techniques de ré-échantillonnage, telle le Bootstrap, permettent le traitement des données recueillies selon un plan stratifié ou à plusieurs niveaux. Dans l'exemple traité ici, les couples Age/taille ont été acquis au cours des campagnes d'évaluation directe de l'abondance du stock et le plan appliqué était aléatoire stratifié (cf. chapitre 6). Cette stratification a été basée sur des critères spatiaux et non sur la biologie et la croissance de l'espèce : ainsi, l'application d'un E.A.S. sur l'ensemble de la baie n'est pas forcément moins rigoureuse que cette stratification. On considère donc, par la suite, que l'échantillon est homogène bien que cela paraisse contradictoire à la lumière des résultats des chapitres 6 et 7.

Une deuxième condition pour appliquer les techniques de ré-échantillonnage, est liée à la définition des unités ré-échantillonnées. Dans le cas idéal, les unités d'échantillonnage, lors de la collecte, et de ré-échantillonnage, lors du traitement, sont deux notions identiques. Partant de cette base, CHEVAILLIER (1990), a calculé les estimateurs de Quenouille et de Tuckey pour les paramètres de sélectivité relative des nasses à poissons, en définissant comme unité de ré-échantillonnage la filière de nasses et non la nasse, l'individu ou la classe de tailles. Dans cet esprit, l'unité d'échantillonnage aurait dû être le coup de drague ce qui n'a pu être appliqué à défaut d'information détaillée sur l'appartenance d'un couple (t_i, l_i) à un coup de drague donné.

Il convient cependant de préciser que le ré-échantillonnage appliqué à la croissance est moins contraignant que pour la sélectivité relative ou l'efficacité d'un engin de pêche ; dans ce dernier cas, l'incidence d'un coup de drague est

primordiale à la définition de l'efficacité unitaire. Par contre, pour l'étude de la croissance, cet aspect paraît secondaire. On peut supposer que les clés âge/taille échantillonnées ne sont pas affectées par les conditions rencontrées lors d'un coup de drague particulier.

En conclusion, le ré-échantillonnage sur la croissance suppose la validité d'un E.A.S. ; l'unité de ré-échantillonnage sera l'individu. Ce dernier concept se définit différemment selon qu'un rétrocalcul sur les anneaux hivernaux soit appliqué ou non.

2.3.2. Les deux types d'ajustement.

(I) Ajustement sans rétrocalcul. Un individu fournira une seule mesure ; 2942 couples des valeurs (t_i, l_i) sont disponibles. Pour choisir quelle mesure représentera un animal donné, deux options sont envisageables :

1. On peut retenir comme mesure la hauteur totale de l'individu.

2. On peut tirer au hasard une mesure par animal : celle-ci peut être, soit sa hauteur totale, soit une taille correspondant à un de ses anneaux hivernaux. Par conséquent, pour un individu appartenant au groupe d'âge m, on sélectionne une mesure sur m.

Bien que la première option soit plus couramment appliquée, on a maintenu ici la deuxième solution. Ceci est justifié par le fait que la retention systématique de la hauteur totale, attribuerait un poids excessif aux particularités de l'année 1987 et à son impact sur la croissance individuelle des diverses cohortes. Le but étant ici de réduire le biais lié à la variabilité interannuelle de la croissance, la seconde voie paraît plus satisfaisante.

(II) Ajustement avec rétrocalcul. Il s'agit de l'option retenue jusqu'ici (cf. chapitre 7). Au total, 7348 couples des valeurs (t_i, l_i) sont disponibles.

2.3.3. Estimateurs de Quenouille et de Tuckey. Formulation.

L'obtention des estimateurs finaux est basée sur les travaux d'EFRON (1979, 1982). La formule de Quenouille permet d'aboutir à une estimation des paramètres débarrassée des termes d'ordre 1 du biais.

Pour chaque paramètre, θ , on définit des quantités, appelées *pseudo-valeurs de Jackknife*, θ_j , qui sont présentées comme suit :

$$\theta_j = n \cdot \theta - (n-1) \cdot \theta_{-j} \quad (\text{XI-2})$$

où n est le nombre de mesures indépendantes et θ_{-j} la valeur du paramètre obtenue si on enlève la j-ème mesure indépendante de l'échantillon.

L'estimateur non biaisé de Quenouille, θ_Q , est la moyenne de ces n pseudo-valeurs :

$$\theta_Q = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \theta_j \quad (\text{XI-3})$$

On peut également obtenir une estimation non biaisée de la matrice des variances-covariances entre les estimations θ_Q des paramètres par la formule de Tuckey. La covariance $\text{Cov}(\theta_{Qi}, \theta_{Qk})$ entre deux paramètres θ_{Qi} , θ_{Qk} est donnée par :

$$\text{Cov}(\theta_{Qi}, \theta_{Qk}) = \frac{1}{n \cdot (n-1)} \sum_{j=1}^n (\theta_{ji} - \theta_{Qi}) \cdot (\theta_{jk} - \theta_{Qk}) \quad (\text{XI-4})$$

où θ_{ji} , θ_{jk} sont les pseudo-valeurs de Jackknife des deux paramètres, θ_i et θ_k , en enlevant la j -ème mesure indépendante.

Note : Si $i = k$, l'équation (XI-4) délivre une estimation de la variance.

2.4. Les variances et les biais des tailles aux âges. Approximation d'une fonction ψ par son développement en série de TAYLOR.

Il est possible de calculer approximativement la variance et le biais d'une fonction en connaissant les variances et covariances de ses paramètres et en procédant à des développements en séries de TAYLOR, comme cela fut employé par LAUREC (1986), LAUREC et MESNIL (1987), CHEVAILLIER (1990) et 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 θ_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^* , défini par les coordonnées $\theta^*_1, \theta^*_2, \dots, \theta^*_k$ au voisinage duquel on a le droit d'utiliser l'approximation.

Les coordonnées d'un point θ au voisinage de θ^* peuvent s'écrire $\theta_i = \theta^*_i + \delta\theta_i$, $i = 1, \dots, k$. En notation vectorielle, la condition précédente s'écrit : $\theta = \theta^* + \delta\theta$.

2.4.1. Variance.

2.4.1.1. Développements limités d'ordre 1.

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

$$\psi(\theta^* + \delta\theta) = \psi(\theta^*) + \sum_{i=1}^k \frac{\partial \psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i + E_2(\delta\theta) \quad (\text{XI-5})$$

avec :

$\frac{\partial \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i}$: dérivée première 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 :

$$\Psi(\theta^\circ + \delta\theta) \approx \Psi(\theta^\circ) + \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i \quad (\text{XI-6})$$

On peut finalement écrire :

$$\delta\Psi = \Psi(\theta^\circ + \delta\theta) - \Psi(\theta^\circ) \approx \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i \quad (\text{XI-7})$$

qui équivaut à :

$$\delta\Psi \approx \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \delta\theta_i \quad \text{avec : } \alpha_i = \frac{\partial \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i} \quad (\text{XI-8})$$

α_i étant le coefficient absolu de sensibilité d'ordre 1 de Ψ en θ_i .

2.4.1.2. La variance de la fonction $\ell(t)$.

On peut calculer la variance d'une fonction Ψ par application d'un développement d'ordre 1 :

$$\begin{aligned} V[\Psi(\theta)] &= V[\Psi(\theta^\circ)] + V\left[\sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \delta\theta_i\right] = V\left[\sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot (\theta_i - \theta^\circ_i)\right] \\ V\left[\sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \theta_i - \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \theta^\circ_i\right] &= V\left[\sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \theta_i\right] \end{aligned} \quad (\text{XI-9})$$

$V[\Psi(\theta)]$ se présente donc comme la variance d'une somme ; elle peut ainsi s'exprimer comme une somme des k variances et des $k \cdot (k-1)/2$ covariances :

$$V[\Psi(\theta)] = \sum_{i=1}^k \alpha_i^2 \cdot V[\theta_i] + 2 \cdot \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \alpha_i \cdot \alpha_j \cdot \text{Cov}[\theta_i, \theta_j] \quad (\text{XI-10})$$

Dans le cas de la fonction de VON BERTALANFFY, la (XI-10) se présente comme suit :

$$V[l(t)] \approx \alpha(L^\infty)^2 \cdot V[L^\infty] + \alpha(k)^2 \cdot V[k] + \alpha(t_0)^2 \cdot V[t_0] + 2 \cdot \alpha(L^\infty) \cdot \alpha(k) \cdot \text{Cov}[L^\infty, k] \\ + 2 \cdot \alpha(L^\infty) \cdot \alpha(t_0) \cdot \text{Cov}[L^\infty, t_0] + 2 \cdot \alpha(k) \cdot \alpha(t_0) \cdot \text{Cov}[k, t_0] \quad (\text{XI-11})$$

Les coefficients absolus de sensibilité d'ordre 1 de $l(t)$ en L^∞ , k , t_0 , désignés par $\alpha(L^\infty)$, $\alpha(k)$, $\alpha(t_0)$, sont donnés par :

$$\alpha(L^\infty) = 1 - \exp(-k \cdot (t - t_0)) = \frac{l(t)}{L^\infty} \quad (\text{XI-12})$$

$$\alpha(k) = L^\infty \cdot (t - t_0) \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = (t - t_0) \cdot (L^\infty - l(t)) \quad (\text{XI-13})$$

$$\alpha(t_0) = -k \cdot L^\infty \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = k \cdot (l(t) - L^\infty) \quad (\text{XI-14})$$

2.4.2. Biais.

2.4.2.1. Développements limités d'ordre 2.

Au voisinage de θ^* , le développement en série de TAYLOR à l'ordre 2 de la fonction Ψ est :

$$\Psi(\theta^* + \delta\theta) = \Psi(\theta^*) + \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i + 1/2 \cdot \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \frac{\partial^2 \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i \cdot \partial \theta_j} \cdot \delta\theta_i \cdot \delta\theta_j + E_3(\delta\theta) \quad (\text{XI-15})$$

avec :

$$\frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} : \text{dérivée première partielle de } \Psi \text{ en } \theta_i \text{ au point } \theta^*.$$

$$\frac{\partial^2 \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i \cdot \partial \theta_j} : \text{dérivée seconde partielle de } \Psi \text{ en } \theta_i \text{ et } \theta_j.$$

$E_3(\delta\theta)$ est une quantité infiniment petite d'ordre 3 ; quand $\delta\theta$ tend vers 0, $E_3(\delta\theta)$ tend aussi vers 0.

Au voisinage de θ^* , la fonction Ψ peut être approchée par un développement d'ordre 2, en négligeant le terme $E_3(\delta\theta)$. En décomposant également le terme contenant les dérivées secondes partielles, on arrive à :

$$\delta\Psi = \sum_{i=1}^k \frac{\partial \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i} \cdot \delta\theta_i + 1/2 \cdot \sum_{i=1}^k \frac{\partial^2 \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i^2} \cdot (\delta\theta_i)^2 + \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \frac{\partial^2 \Psi(\theta^*)}{\partial \theta_i \cdot \partial \theta_j} \cdot \delta\theta_i \cdot \delta\theta_j \quad (\text{XI-16})$$

La disparition du facteur 1/2 devant le terme contenant les dérivées secondes partielles quand $i \neq j$, vient du fait que :

$$\frac{\partial^2 \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i \cdot \partial \theta_j} = \frac{\partial^2 \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_j \cdot \partial \theta_i}, \text{ l'ordre de dérivation étant indifférent}$$

La (XI-16) peut également s'exprimer comme suit :

$$\delta \Psi \approx \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot \delta \theta_i + \sum_{i=1}^k \alpha_{ii} \cdot (\delta \theta_i)^2 + \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \alpha_{ij} \cdot \delta \theta_i \cdot \delta \theta_j \quad (\text{XI-17})$$

où :

α_i = coefficient absolu de sensibilité d'ordre 1 de Ψ en θ_i (cf. paragr. 2.4.1.1).

α_{ii} = coefficient absolu de sensibilité d'ordre 2 de Ψ en θ_i .

$$\alpha_{ii} = 1/2 \cdot \frac{\partial^2 \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i^2}$$

α_{ij} = coefficient absolu de sensibilité d'ordre 2 croisé de Ψ en θ_i et θ_j .

$$\alpha_{ij} = \frac{\partial^2 \Psi(\theta^\circ)}{\partial \theta_i \cdot \partial \theta_j}$$

2.4.2.2. Le biais de la fonction $l(t)$.

Les développements limités d'ordre 2 d'une fonction Ψ au voisinage de θ° , permettent d'obtenir une approximation du biais de la fonction en calculant l'espérance de $\Psi(\theta)$. Si on écrit $\delta \theta_i = \theta_i - \theta^\circ_i$ et $\delta \theta_j = \theta_j - \theta^\circ_j$, on a :

$$\begin{aligned} E[\Psi(\theta)] &= E[\Psi(\theta^\circ)] + E\left[\sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot (\theta_i - \theta^\circ_i)\right] + E\left[\sum_{i=1}^k \alpha_{ii} \cdot (\theta_i - \theta^\circ_i)^2\right] \\ &+ E\left[\sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \alpha_{ij} \cdot (\theta_i - \theta^\circ_i) \cdot (\theta_j - \theta^\circ_j)\right] \end{aligned} \quad (\text{XI-18})$$

qui équivaut à :

$$\begin{aligned} E[\Psi(\theta)] &= \Psi(\theta^\circ) + \sum_{i=1}^k \alpha_i \cdot E[(\theta_i - \theta^\circ_i)] + \sum_{i=1}^k \alpha_{ii} \cdot E[(\theta_i - \theta^\circ_i)^2] \\ &+ \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \alpha_{ij} \cdot E[(\theta_i - \theta^\circ_i) \cdot (\theta_j - \theta^\circ_j)] \end{aligned} \quad (\text{XI-19})$$

Si les estimateurs $\theta^{\circ}_1, \dots, \theta^{\circ}_k$ des paramètres $\theta_1, \dots, \theta_k$ sont non biaisés (cas présenté par l'utilisation de la formule de Quenouille), on a :

$$\begin{aligned} E[(\theta_i - \theta^{\circ}_i)] &= 0 \\ E[(\theta_i - \theta^{\circ}_i)^2] &= V[\theta_i] \\ E[(\theta_i - \theta^{\circ}_i) \cdot (\theta_j - \theta^{\circ}_j)] &= \text{Cov}[\theta_i, \theta_j] \end{aligned}$$

La (XI-19) donne ensuite l'expression suivante du biais de Ψ :

$$E[\Psi(\theta)] - \Psi(\theta^{\circ}) = \sum_{i=1}^k \alpha_{ii} \cdot V[\theta_i] + \sum_{i=1}^{k-1} \sum_{j=i+1}^k \alpha_{ij} \cdot \text{Cov}[\theta_i, \theta_j] \quad (\text{XI-20})$$

Pour la fonction de VON BERTALANFFY, ceci revient à écrire :

$$\begin{aligned} E[\ell(t)] - \ell(t) &= \alpha(L^{\infty}, L^{\infty}) \cdot V[L^{\infty}] + \alpha(k, k) \cdot V[k] + \alpha(t_0, t_0) \cdot V[t_0] \\ &\quad + \alpha(L^{\infty}, k) \cdot \text{Cov}[L^{\infty}, k] + \alpha(L^{\infty}, t_0) \cdot \text{Cov}[L^{\infty}, t_0] + \alpha(k, t_0) \cdot \text{Cov}[k, t_0] \end{aligned} \quad (\text{XI-21})$$

avec les coefficients absolus de sensibilité d'ordre 2 exprimés par :

$$\alpha(L^{\infty}, L^{\infty}) = 0 \quad (\text{XI-22})$$

$$\alpha(k, k) = -1/2 \cdot L^{\infty} \cdot (t - t_0)^2 \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = 1/2 \cdot (t - t_0)^2 \cdot (\ell(t) - L^{\infty}) \quad (\text{XI-23})$$

$$\alpha(t_0, t_0) = -1/2 \cdot k^2 \cdot L^{\infty} \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = k^2/2 \cdot (\ell(t) - L^{\infty}) \quad (\text{XI-24})$$

$$\alpha(L^{\infty}, k) = (t - t_0) \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = (t - t_0) \cdot \left[1 - \frac{\ell(t)}{L^{\infty}} \right] \quad (\text{XI-25})$$

$$\alpha(L^{\infty}, t_0) = -k \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) = k \cdot \left[\frac{\ell(t)}{L^{\infty}} - 1 \right] \quad (\text{XI-26})$$

$$\alpha(k, t_0) = L^{\infty} \cdot \exp(-k \cdot (t - t_0)) \cdot (k \cdot (t - t_0) - 1) = (L^{\infty} - \ell(t)) \cdot (k \cdot (t - t_0) - 1) \quad (\text{XI-27})$$

3. Résultats.

3.1. Ajustement sans rétrocalcul.

Les résultats obtenus lors des deux étapes de l'ajustement (SCE et Jackknife), sont présentés dans le tableau XI-2. La figure XI-1 donne la courbe ajustée par la méthode de Jackknife accompagnée des couples de valeurs (t_i, ℓ_i) introduites au départ.

TABLEAU XI-2			
AJUSTEMENT DE LA CROISSANCE SANS RETROCALCUL nombre de couples (t_i, l_i) : $nm = 2942$			
PREMIERE ETAPE : MINIMISATION DE LA SCE			
$L_{\infty} = 118,7397$; $k = 0,5005$; $t_0 = 0,1277$			
<u>Matrice des variances-covariances</u>			
	L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	0,4652E+01	-0,5637E-01	-0,8029E-01
k		0,7176E-03	0,1087E-02
t_0			0,1787E-02
<u>Matrice des corrélations</u>			
	L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	1,0000	-0,9757	-0,8807
k		1,0000	0,9596
t_0			1,0000
SECONDE ETAPE : APPLICATION DE JACKKNIFE			
Paramètre	estimateur	C.V. (%)	biais relatif (%)
L_{∞}	118,6446	1,6487	-0,0801
k	0,4999	4,8589	-0,1075
t_0	0,1283	29,6572	0,4839
<u>Matrice des variances-covariances</u>			
	L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	0,3826E+01	-0,4632E-01	-0,6525E-01
k		0,5901E-03	0,8852E-03
t_0			0,1448E-02
<u>Matrice des corrélations</u>			
	L_{∞}	k	t_0
L_{∞}	1,0000	-0,9747	-0,8767
k		1,0000	0,9577
t_0			1,0000

En résumé, l'équation de VON BERTALANFFY, ajustée par Jackknife sans option de rétrocalcul, se présente comme suit :

$$l(t) = 118,6446 \cdot [1 - \exp(-0,4999 \cdot (t - 0,1283))] \quad (XI-28)$$

3.2. Ajustement avec rétrocalcul.

Les résultats obtenus lors des deux étapes de l'ajustement, sont présentés dans le tableau XI-3. La figure XI-2 donne la courbe ajustée par la méthode de Jackknife accompagnée des couples de valeurs (t_i, l_i) introduites au départ.

TABLEAU XI-3			
AJUSTEMENT DE LA CROISSANCE AVEC RETROCALCUL nombre de couples (t_i, l_i) : $nm = 7348$			
PREMIERE ETAPE : MINIMISATION DE LA SCE			
$L_\infty = 113,2681$; $k = 0,5842$; $t_0 = 0,2380$			
<u>Matrice des variances-covariances</u>			
	L_∞	k	t_0
L_∞	0,6755E+00	-0,1153E-01	-0,1440E-01
k		0,2139E-03	0,2908E-03
t_0			0,4354E-03
<u>Matrice des corrélations</u>			
	L_∞	k	t_0
L_∞	1,0000	-0,9591	-0,8399
k		1,0000	0,9530
t_0			1,0000
SECONDE ETAPE : APPLICATION DE JACKKNIFE			
Paramètre	estimateur	C.V. (%)	biais relatif (%)
L_∞	113,1847	0,8251	-0,0736
k	0,5881	2,4514	0,6529
t_0	0,2408	6,9903	1,2052
<u>Matrice des variances-covariances</u>			
	L_∞	k	t_0
L_∞	0,8722E+00	-0,1312E-01	-0,1404E-01
k		0,2078E-03	0,2323E-03
t_0			0,2834E-03
<u>Matrice des corrélations</u>			
	L_∞	k	t_0
L_∞	1,0000	-0,9742	-0,8930
k		1,0000	0,9572
t_0			1,0000

L'équation de Von Bertalanffy, ajustée par Jackknife avec option de rétrocalcul, obtient la forme suivante :

$$l(t) = 113,1847 \cdot \left[1 - \exp(-0,5881 \cdot (t - 0,2408)) \right] \quad (XI-29)$$

On peut constater que l'ajustement avec rétrocalcul fournit une estimation de k supérieure à celle obtenue sans rétrocalcul ; L_∞ suit, par conséquent, la tendance contraire en raison de la forte corrélation entre les deux paramètres. Ce résultat rappelle celui acquis par GROS et al. (1987) où les techniques de ré-échantillonnage ont été appliquées sur une population des spicules (*Spisula ovalis*) à partir des données collectées par BERTHOU (non publié). Cependant, cet

SANS RETROCALCUL

$L_{\infty} = 118,6446$; $k = 0,4999$; $t_0 = 0,1283$; $N = 2942$

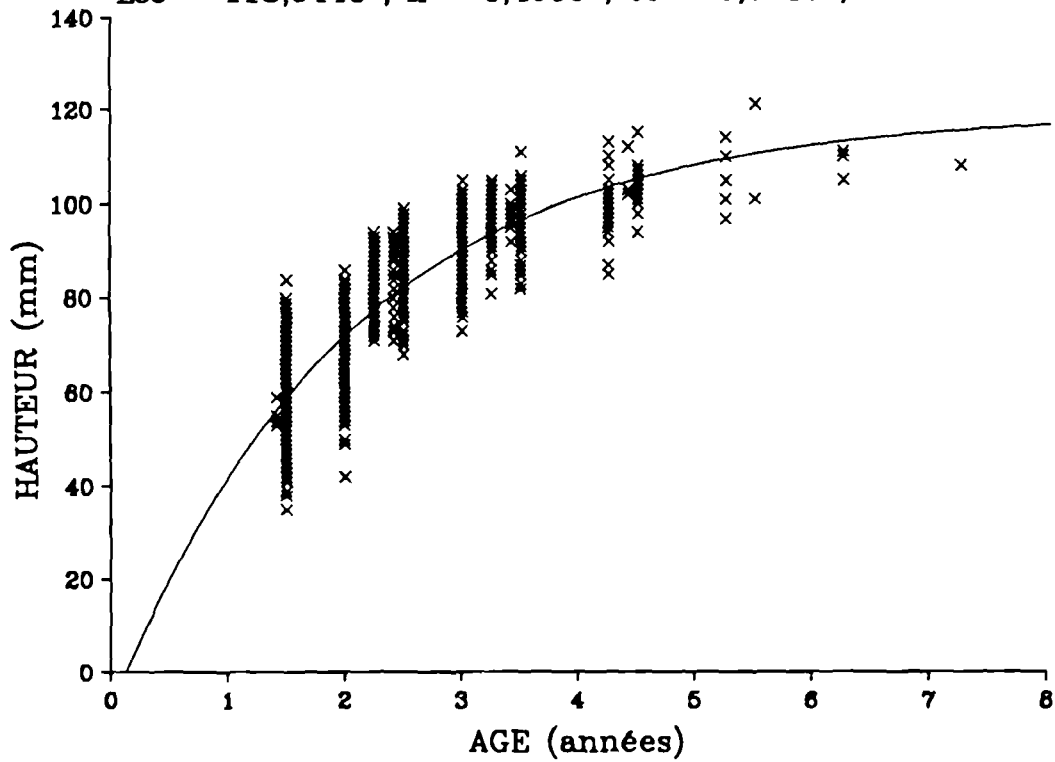


Figure XI-1. Ajustement d'une courbe de croissance de Von Bertalanffy. Population de coquilles Saint-Jacques sur l'ensemble de la baie de Saint-Brieuc. Ajustement sans rétrocalcul.

AVEC RETROCALCUL

$L_{\infty} = 113,1847$; $k = 0,5881$; $t_0 = 0,2408$; $N = 7348$

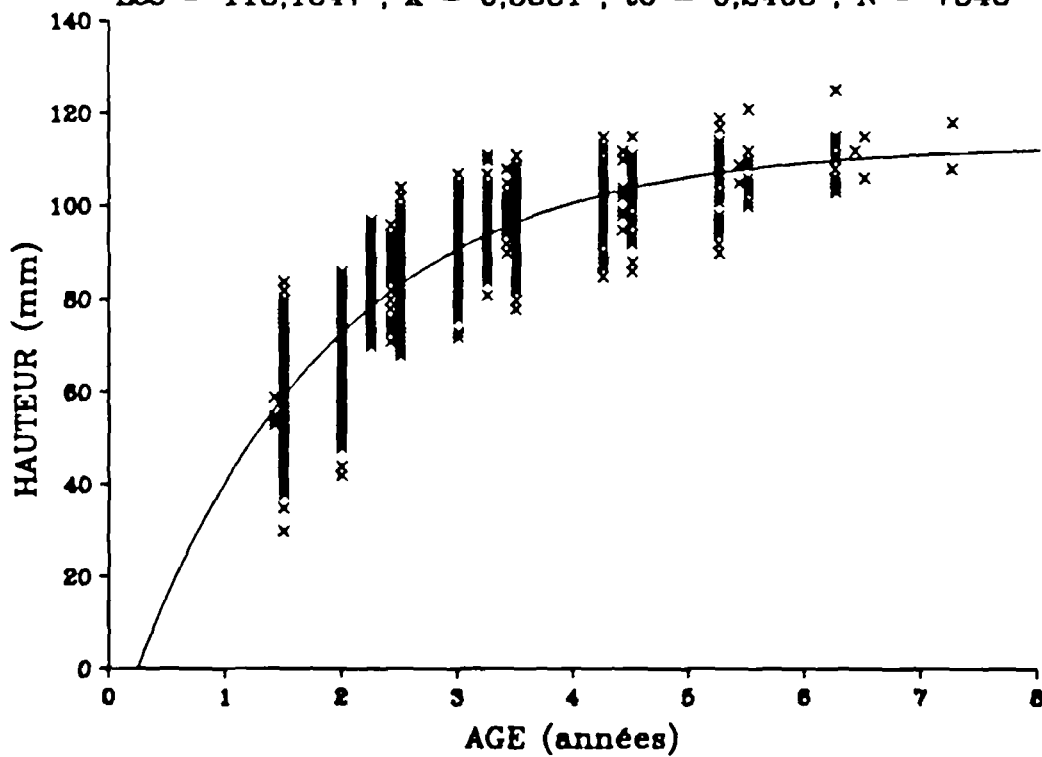


Figure XI-2. Ajustement d'une courbe de croissance de Von Bertalanffy. Population de coquilles Saint-Jacques sur l'ensemble de la baie de Saint-Brieuc. Ajustement avec rétrocalcul.

aspect reste sans incidence pratique grave sur la phase adulte de l'animal étudié ici.

3.3. Les variances et les biais des hauteurs aux âges.

3.3.1. Les variances.

Les variances et les coefficients de variation des hauteurs aux âges sont présentés par les figures XI-3 et XI-4.

Les graphiques correspondant aux deux options d'ajustement ont une allure similaire. La variance diminue rapidement selon l'âge pour atteindre un plateau minimal aux alentours de 1,5 à 3 ans. Elle croît ensuite pour tendre asymptotiquement vers $V[L_\infty]$; en effet, le coefficient absolu de sensibilité d'ordre 1 de $l(t)$ en L_∞ est le seul qui tend asymptotiquement vers 1, les deux autres s'annulant quand $t \rightarrow +\infty$. De la même manière, le coefficient de variation des hauteurs aux âges tend asymptotiquement vers celui de L_∞ .

Les variances au niveau de leurs valeurs minimales sont d'autant plus faibles que les corrélations entre L_∞ , k et t_0 sont fortes. Le cas théorique extrême se présente si nous admettons une corrélation parfaite entre k et t_0 , d'une part, et une anti-corrélation stricte entre L_∞ et k ainsi qu'entre L_∞ et t_0 , d'autre part. Dans ce cas, la variance est annulée pour deux solutions des abscisses (âge t), obtenues par résolution de l'équation suivante :

$$\alpha(L_\infty) \cdot \sigma(L_\infty) - \alpha(k) \cdot \sigma(k) - \alpha(t_0) \cdot \sigma(t_0) = 0 \quad (\text{XI-30})$$

qui équivaut à :

$$l(t) = \frac{L_\infty}{1 + \frac{CV(L_\infty)}{\sigma(k) \cdot (t - t_0) - k \cdot \sigma(t_0)}} \quad (\text{XI-31})$$

avec les notations empruntées auparavant.

Dans l'exemple traité ici, l'acceptation de l'hypothèse d'une colinéarité parfaite entre L_∞ , k , t_0 , donnerait les solutions suivantes à la (XI-31) :

(I) *Sans rétrocalcul* : $t = 1,79$ ans ou $t = 2,75$ ans.

(II) *Avec rétrocalcul* : $t = 1,73$ ans ou $t = 2,43$ ans.

Il ne serait pas prudent de développer davantage ce sujet étant donné que L_∞ , k et t_0 sont des paramètres de la population et ne reflètent pas forcément les paramètres individuels de croissance ; il n'est ainsi pas exclu que les corrélations entre eux soient liées à un artefact mathématique et non à un phénomène biologique réel.

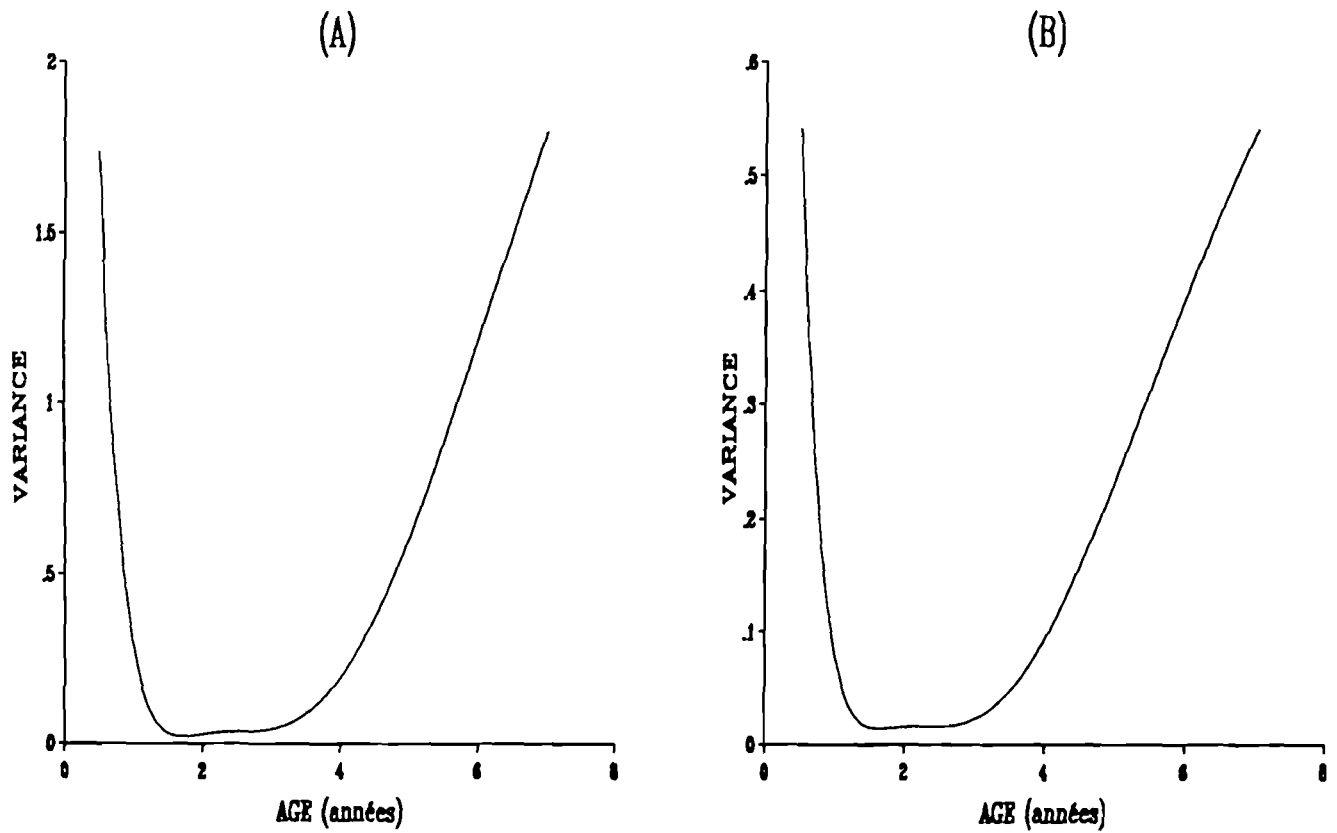


Figure XI-3. Variances des hauteurs aux âges. (A) Sans rétrocalcul ; (B) Avec rétrocalcul.

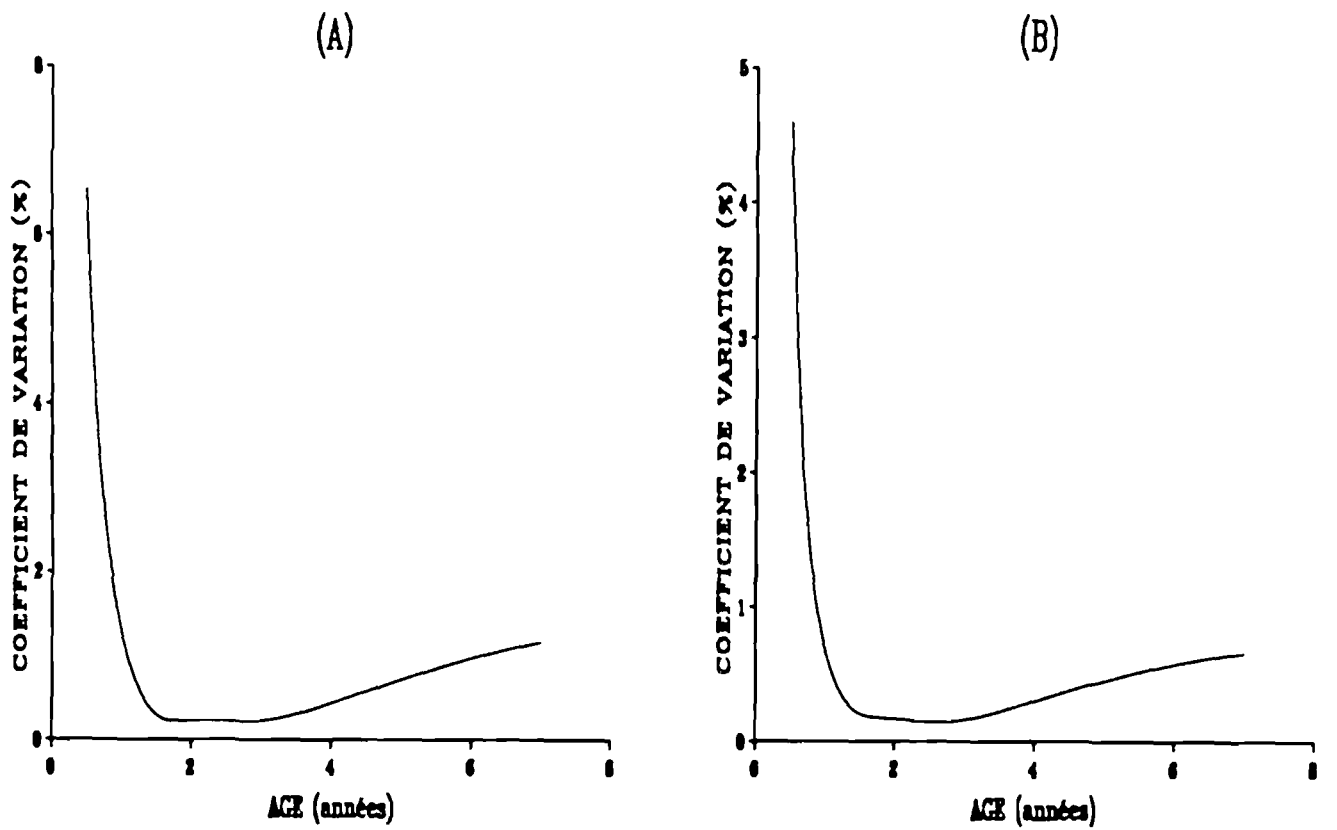


Figure XI-4. Coefficients de variation des hauteurs aux âges. (A) Sans rétrocalcul ; (B) Avec rétrocalcul.

Si on compare les deux options d'ajustement, on constate que l'application du rétrocalcul sur les anneaux hivernaux contribue à réduire significativement la variance des hauteurs aux âges : celle-ci devient de trois fois plus faible que sans rétrocalcul compte tenu de l'augmentation du nombre de couples de valeurs t_i , l_i disponibles.

3.3.2. Les biais.

Les biais, absolus et relatifs, des hauteurs aux âges sont donnés par les figures XI-5 et XI-6.

Dans les deux options d'ajustement, le biais absolu est toujours négatif : ceci signifie que l'ajustement par minimisation de la SCE fournit des estimations des hauteurs aux âges qui sont supérieures à celles obtenues par Jackknife. Toutefois, compte tenu du nombre élevé de couples des valeurs (t_i, l_i) , cet aspect est sans incidence grave sur l'estimation des tailles moyennes (pour les animaux adultes, les biais relatifs n'excèdent pas - 0,2 % et - 0,1 % lors des ajustements sans et avec rétrocalcul, respectivement).

Dans les deux cas, pour la gamme des tailles de l'animal adulte, la courbe du biais absolu présente une valeur minimale pour un âge aux environs de 3 à 3,5 ans. Le biais diminue, par la suite, de façon monotone et tend asymptotiquement vers 0 : on peut, en effet, constater que tous les coefficients absolus de sensibilité d'ordre 2, tendent vers 0 quand $t \rightarrow +\infty$.

Il est possible de disposer d'une solution analytique des extrema de la fonction du biais en dérivant en t la formule (XI-21) ; on obtient ainsi une équation de second degré :

$$A.Y^2 + B.Y + C = 0 \quad (XI-32)$$

avec : $Y = t - t_0$ et

$$A = 1/2.k.L\infty.V[k] ;$$

$$B = -(L\infty.V[k] + k.Cov[L\infty,k] + k^2.L\infty.Cov[k,t_0]) ;$$

$$C = 1/2.k^3.L\infty.V[t_0] + Cov[L\infty,k] + k^2.Cov[L\infty,t_0] + 2.k.L\infty.Cov[k,t_0]$$

Cette équation donne deux solutions réelles ; la plus grande d'entre elles correspond à la valeur minimale de la fonction du biais absolu, la plus petite étant liée au maximum local de sa courbe (cf. fig. XI-5).

Dans notre cas, ces deux solutions sont égales à :

(I) *Sans rétrocalcul* : $t_1 = 1,07$ ans et $t_2 = 3,37$ ans.

(II) *Avec rétrocalcul* : $t_1 = 1,09$ ans et $t_2 = 2,99$ ans.

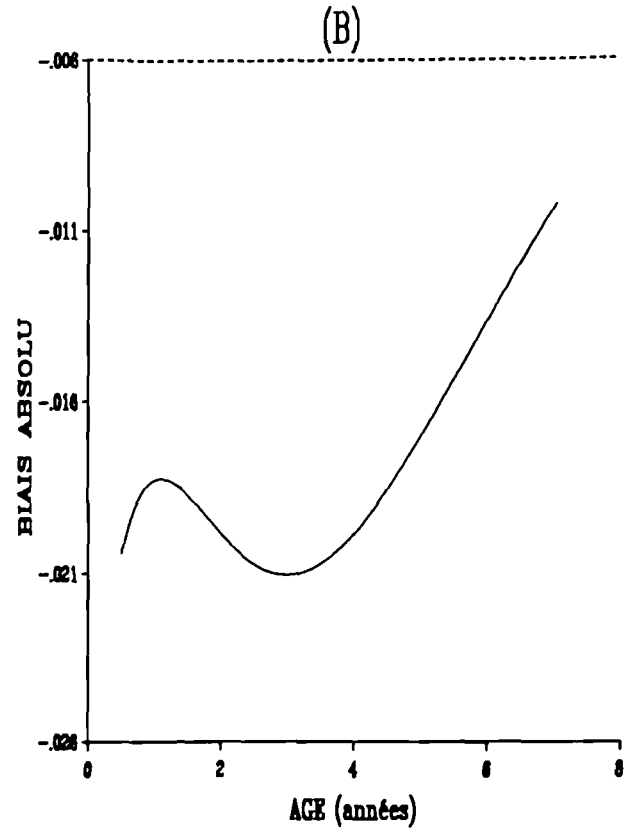
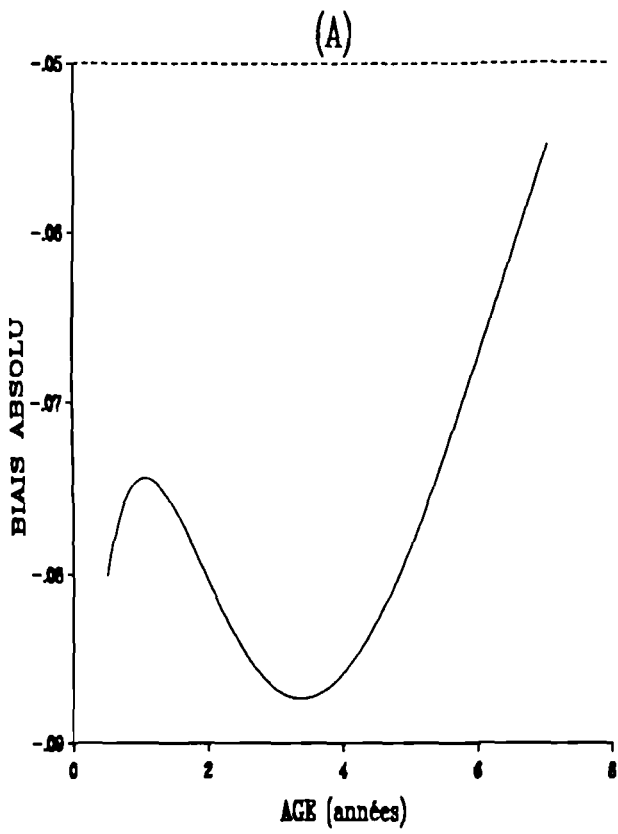


Figure XI-5. Biais absolus des hauteurs aux âges. (A) Sans rétrocalcul ; (B) Avec rétrocalcul.

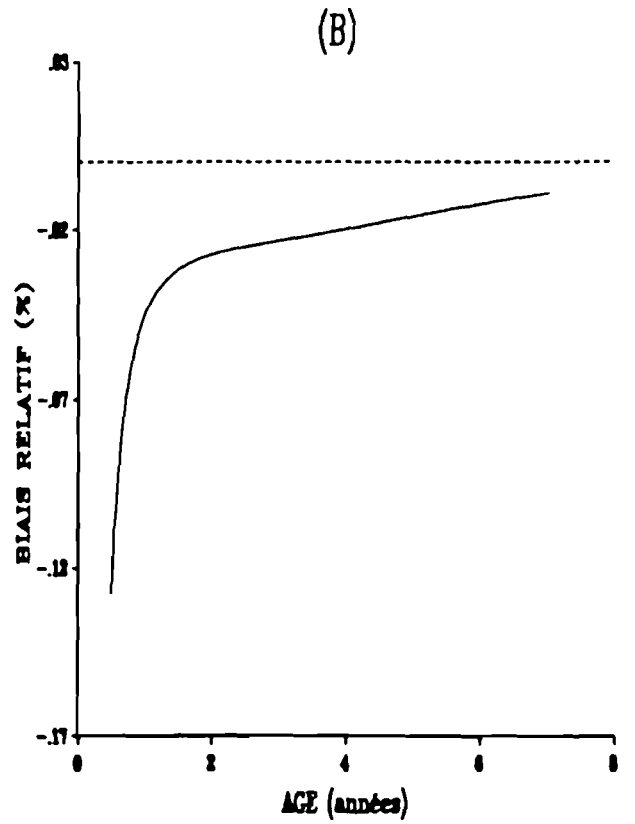
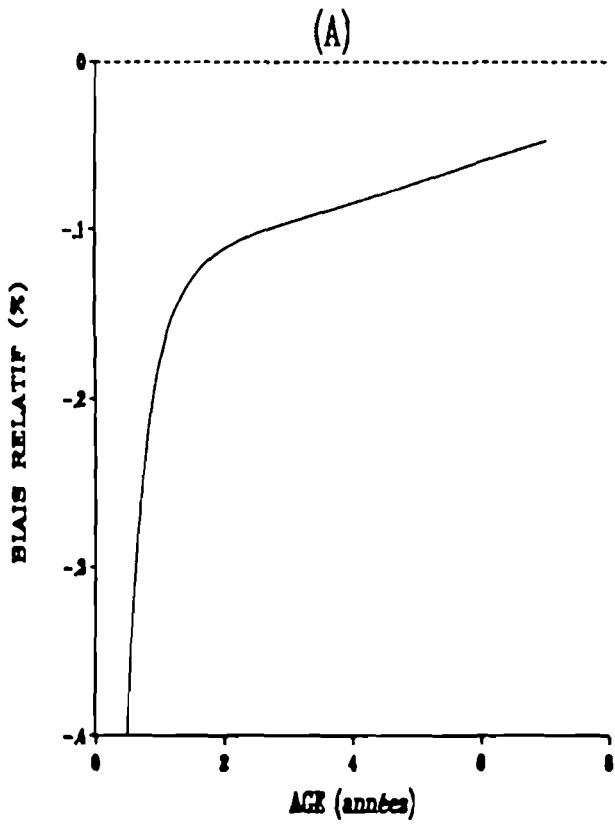


Figure XI-6. Biais relatifs des hauteurs aux âges. (A) Sans rétrocalcul ; (B) Avec rétrocalcul.

La comparaison des deux options d'ajustement montre que le rétrocalcul conduit à des biais relatifs de 4 à 5 fois inférieurs à ceux obtenus sans son application. Cependant, ce constat n'est pas suffisant : l'examen des tableaux XI-2 et XI-3 montre que l'option du rétrocalcul ne modifie guère le biais relatif de L_{∞} , mais renforce ceux de k et de t_0 .

4. Discussion et synthèse.

4.1. L'historique des techniques de ré-échantillonnage.

L'application des techniques de Bootstrap et de Jackknife est relativement récente dans le domaine de la croissance individuelle ; on peut, à cet égard, citer la référence de GROS et al. (1987) qui constitue une base en la matière. A partir du travail de ces auteurs, un logiciel informatique, autorisant l'utilisation de Bootstrap ou de Jackknife, a été mis au point et employé jusqu'ici sur certaines espèces de poissons (lieu jaune, Pollachius pollachius : DUPOUY et al. (1989), MESFIOUI (1990) ; bar, Dicentrarchus labrax : MESFIOUI (1990)). Ce logiciel n'est néanmoins pas tout à fait au point en particulier pour l'application d'un rétrocalcul direct (BEUCHER, comm. pers. ; DURAND, comm. pers.). Pour cette raison, une procédure indépendante devrait être développée sur le gisement étudié de coquilles Saint-Jacques.

La technique de Bootstrap présente certains avantages par rapport à celle de Jackknife : (I) elle est conçue pour des plans d'échantillonnage réalisés sur plusieurs niveaux et (II) elle intègre une procédure aléatoire de ré-tirage des éléments alors que le Jackknife est systématique. Cependant, son application pose des contraintes sévères concernant notamment le nombre limité de couples t_i , l_i disponibles pour les derniers groupes d'âge, cas rencontré chez les populations à fort taux d'exploitation.

Pour cette raison, seule la technique de Jackknife a été retenue à la présente étude.

4.2. Impact du rétrocalcul sur les variances et les biais.

L'exemple traité ici n'est, certes, pas représentatif. Le nombre élevé de couples t_i , l_i permet de tirer profit pour obtenir des estimations des paramètres avec une précision forte et un biais faible. Un premier survol des résultats dans les tableaux XI-2 et XI-3 montre que l'option du rétrocalcul est justifiée, en terme de variance des L_{∞} , k , t_0 : le grand nombre de mesures est la raison principale.

Ces éléments doivent être vus avec circonspection. En réalité, l'approche de Tuckey pour le calcul de la matrice des variances-covariances des L_{∞} , k , t_0 (cf. équation (XI-4)), admet la validité du théorème de la limite centrale et, par conséquent, de la normalité des distributions des paramètres. SAINSBURY (in CHEVAILLIER, 1990) a suggéré que, si la normalité est acceptée pour le cas des L_{∞} , la distribution des k devrait plutôt être assimilée à une loi gamma. Il ne serait pas conseillé d'approfondir davantage les considérations de cet auteur, étant donné que l'hypothèse de normalité n'a pas été rejetée dans le cas de la distribution des pseudo-valeurs de Jackknife de la présente étude.

Un autre élément essentiel à la comparaison des deux options est donné par l'examen des matrices des corrélations entre les paramètres. L'ajustement sans

rétrocalcul fournit, lors des deux passages (SCE et ré-échantillonnage), des matrices des L_{∞} , k , t_0 qui ne diffèrent guère (tableau XI-2) ; par contre, le rétrocalcul avec minimisation de la SCE conduit à sous-estimer les corrélations entre les trois paramètres comparativement au résultat obtenu par Jackknife. Il est à noter que le ré-échantillonnage donne, dans les deux cas (avec et sans rétrocalcul), des valeurs des corrélations voisines. Ce point devrait être clarifié dans l'avenir.

Les conclusions concernant les biais sont différentes car le rétrocalcul contribue à leur augmentation sensible pour k et t_0 . On déduit ainsi que le rétrocalcul ne biaise pas significativement les estimations chez les individus âgés où la variabilité de la croissance est surtout marquée par la sensibilité en L_{∞} ; par contre, son application pose davantage de problèmes pour les jeunes animaux où la sensibilité en k et en t_0 est dominante.

En conclusion, malgré le fait que, lors de l'application du rétrocalcul, une diminution globale du biais, liée à l'augmentation de la taille de l'échantillon, est mise en évidence, il n'est pas possible, contrairement au cas de la variance, par un seul exemple d'ajustement, d'apporter une réponse nette au profit d'une des deux options d'ajustement.

4.3. Conclusion.

Cette procédure de ré-échantillonnage sur l'étude de la croissance, intégrant un examen de l'option de rétrocalcul sur les anneaux hivernaux, a été appliquée pour la première fois sur la coquille Saint-Jacques en baie de Saint-Brieuc.

L'avantage du rétrocalcul résulte du fait de l'augmentation sensible de la taille de l'échantillon. Toutefois, la région des valeurs d'âge fournissant la variance minimale correspond au niveau maximal de biais absolu ; de ce fait, il est délicat de privilégier une méthode plutôt qu'une autre.

Dans l'avenir, il conviendrait de généraliser l'application de Jackknife sur de plus petits échantillons et d'envisager la réalisation d'une approche de Bootstrap.

Atelier de reprographie
IFREMER - Centre de Brest
B.P. 70 - 29280 PLOUZANE
Tél. : 98. 22. 40. 40.

- MAI 1993 -
