

**DYNAMIQUE DES POPULATIONS DE PSEUDOTOLITHUS  
(FONTICULUS) ELONGATUS (BOWD. 1825)  
POISSONS - SCIAENIDAE**

par J.-C. LE GUEN\*

RÉSUMÉ

*Une étude de l'environnement physico-chimique de la zone de pêche aux Pseudotolithus elongatus dans l'estuaire du Congo a permis de dégager les principaux caractères hydrologiques et sédimentologiques du biotope considéré.*

*Une description rapide du peuplement des invertébrés benthiques et de la faune ichtyologique associée au P. elongatus a été entreprise et quelques problèmes d'écologie ont été abordés.*

*L'essentiel de ce travail est consacré à la Dynamique des Populations de Pseudotolithus elongatus. Après avoir testé la valeur de notre échantillonnage, nous avons résolu le problème de lecture de l'âge par la méthode des otolithes.*

*Des courbes de croissance ont été établies par la méthode des moindres carrés de Tomlinson et Abramson. Après avoir estimé la mortalité totale au Congo et la mortalité naturelle au Kouilou où le stock était pratiquement à l'état vierge avant 1968, nous avons pu construire les courbes de rendements par les méthodes de Beverton et Holt d'une part, et de Ricker d'autre part.*

*Abordant les problèmes liés au recrutement dans une pêcherie, nous avons introduit la notion théorique de « fécondité par recrue ».*

ABSTRACT

*A study on the main oceanographic characteristics of the Pseudotolithus elongatus fishing area in the Congo estuary was carried out.*

*A short description of the benthic invertebrates population and the ichthyological fauna has been undertaken and some ecological problems have been tackled.*

*This work essentially deals with the population Dynamics of Pseudotolithus elongatus. After having tested the value of our sampling, we have solved the problem of age-reading by the otolith method.*

*Tomlinson and Abramson's method of least squares has been used for the fitting of growth curves. Yield curves using Beverton and Holt's method and Ricker's method were constructed after an estimation of the total mortality in Congo and natural mortality in the Kouilou area where the stock was practically unexploited up to 1968.*

*Considering the problems involved in recruitment in a fishery, we have introduced the theoretical notion of « fecundity per recruit ».*

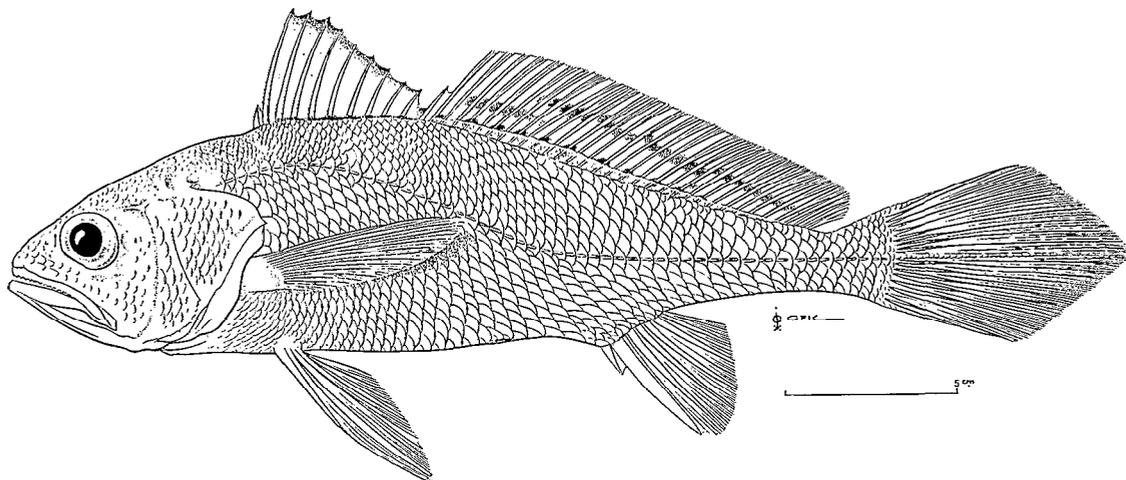
---

\*Océanographe biologiste. Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire (Congo), B. P. n° 1286.

## INTRODUCTION

Le « bossu », *Pseudolithus (Fonticulus) elongatus* représente environ 15 % du tonnage des captures faites par les chalutiers ponténégrins et vient ainsi, dans le classement, en fonction du tonnage débarqué, en deuxième position après les « bars » : *Pseudolithus typus* et *Pseudolithus senegalensis*.

*P. elongatus*, lié aux eaux saumâtres, est strictement localisé dans la région de Pointe-Noire à l'embouchure du Congo et accessoirement à celle du Kouilou, de sorte que la provenance exacte des échantillons prélevés sur les chalutiers était connue, et que l'unité du stock étudié était assurée; conditions particulièrement favorables pour une étude de Dynamique de population.



*Pseudolithus (Fonticulus) elongatus* (Bowd. 1825).

Ce travail a été réalisé dans le cadre du programme du Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire (1). Ce programme comportait notamment une étude hydrologique de la zone de pêche des *P. elongatus* dont les résultats se sont révélés indispensables pour interpréter les particularités de la biologie du stock dans le milieu considéré.

Je tiens à exprimer ma gratitude à M. le Professeur DRACH qui a bien voulu accepter la Présidence du jury. L'intérêt constant qu'il porte aux travaux des chercheurs de l'O.R.S.T.O.M. me fut un encouragement précieux.

Je remercie respectueusement M. le Professeur BOUGIS qui m'a fait l'honneur de juger ce travail. M. DAGET, Inspecteur Général de Recherches à l'O.R.S.T.O.M., a suivi, pas à pas, la progression de mes recherches. Par ses conseils et ses critiques, il m'a fait bénéficier de son expérience. Je lui exprime toute ma reconnaissance.

Le Docteur LONGHURST m'a aidé, tant par ses critiques constructives lors de mon passage dans son laboratoire de La Jolla, que par les puissants moyens de calcul qu'il a souvent mis à ma disposition. Je lui adresse mes plus vifs remerciements.

(1) Présenté à la Faculté des Sciences de l'Université de Paris comme thèse de Doctorat d'État, le 16 novembre 1970, il a obtenu la mention très honorable et les félicitations du jury.

Je remercie M. MEULENBERG qui m'a autorisé à dépouiller les résultats de ses observations hydrologiques à l'embouchure du Congo.

Le Docteur JOSEPH, MM. PSAROPULOS et ZWEIFEL, du Fishery Oceanography Center de La Jolla, ont mis à ma disposition des programmes de calculs indispensables à cette étude et traité sur ordinateur un grand nombre de nos données. Qu'ils reçoivent mes remerciements les plus chaleureux.

Il m'est particulièrement agréable ici de remercier l'ensemble du Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire, chercheurs, techniciens, aides-techniques, officiers et marins de l'« OMBANGO », car ce travail est avant tout le résultat d'un travail d'équipe.

Nous citerons tout particulièrement MM. POINSARD et TROADEC qui nous ont initié à la « Dynamique des Populations », M. BERRIT qui m'a conseillé pour la rédaction de la partie hydrologique de ce travail, M. CROSNIER pour les premières études sur le benthos, MM. GALLARDO et GUILLERM qui ont dépouillé les stations hydrologiques des campagnes « Congo Bossus », M. FONTANA qui a accepté d'étudier la fécondité des « Bossus » pour un meilleur développement de ce travail, M<sup>me</sup> PLATTER-SYBERG qui a effectué l'analyse granulométrique des sédiments, MM. M'FINA, HERMANS, PANDY qui m'ont assisté pour les mensurations au port (souvent de nuit) et les études au laboratoire, M. DOUDY qui a effectué la plupart des figures, M. OPIC dessinateur de talent. Pendant mon absence du centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire, MM. GHENO et POINSARD ont assuré la collecte des échantillons biologiques au port et M. MARTEAU a continué les campagnes de pêche à la senne à Bas Kouilou. Je tiens aussi à rappeler l'excellente ambiance des sorties effectuées au « Congo » sur l'« OMBANGO » avec les commandants BENARD et LE BOUILLE, et le chef-mécanicien BRUNOU.

L'ensemble de ce travail aurait été impossible sans l'extrême obligeance de l'Armement COTONNEC dont je remercie cordialement la Direction et le Personnel.

Enfin j'adresse mes remerciements à M<sup>lle</sup> DARDENNE et ses collaboratrices M<sup>me</sup> DAVID et M<sup>lle</sup> ROUSSEL qui se sont chargées de la frappe de ce manuscrit, ainsi qu'à M. BOUNIOL et SCHILTZ qui ont préparé les illustrations.

## 1. L'ENVIRONNEMENT PHYSICO-CHIMIQUE ET BIOLOGIQUE

### 1.1. Hydrologie de la région de pêche.

#### 1.1.1. HYDROLOGIE GÉNÉRALE DU GOLFE DE GUINÉE.

Nous avons actuellement des connaissances assez précises sur les variations du milieu marin dans le Golfe de Guinée grâce aux travaux du Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire (G. R. BERRIT, 1958).

Il existe en permanence dans la région est du Golfe de Guinée une masse d'eau superficielle, sinon bien définie, du moins très différente des autres masses d'eau qui la limitent, tant dans le sens horizontal qu'en profondeur. Ces eaux sont caractérisées par une température élevée (24 à 30°) et une salinité nettement inférieure à celle des eaux océaniques (33 à 34 ‰ avec des valeurs extrêmes de moins de 25 ‰). Cette dessalure est entretenue par les fortes précipitations qui sont la règle dans cette région et qui excèdent largement les effets de concentration dus à l'évaporation, à la diffusion et aux mélanges.

Nous donnons à ces eaux le nom d'« Eaux Guinéennes ». Immédiatement en dessous de ces eaux, on rencontre sur une épaisseur allant en moyenne de 10 à 30 mètres, une couche dont la salinité élevée (proche de 36 ‰) varie relativement peu avec des températures allant de 24° à 18°. C'est la couche dite de la thermocline (BERRIT, 1958). Les eaux de la thermocline sont nettement distinctes des eaux guinéennes et ne se mélangent pratiquement pas avec elles; ce

fait est indiqué clairement par l'allure des bathythermogrammes qui présentent presque toujours un angle franc à la frontière des deux masses d'eau.

Au-dessous des eaux de la thermocline, on trouve l'eau centrale Sud Atlantique. L'examen des courbes verticales de température et de salinité et aussi des diagrammes T. S., indique que le passage d'une de ces eaux à l'autre se fait généralement de façon progressive, par une zone de mélange.

La température de l'eau centrale est inférieure à 18° et la salinité comprise entre 34,5 et 36 ‰. Deux phénomènes influencent la position de ces masses d'eau, dans les sens vertical et horizontal; d'abord une « pulsation » des eaux guinéennes qui les amène à occuper des domaines différents selon la période de l'année suivant deux directions de développement, Sud et Ouest, le centre semblant se situer dans le Golfe de Biafra aux environs de l'île du Prince. Le second phénomène est celui de l'« upwelling » qui se produit le long des côtes au sud du Cap Lopez (BERRIT, G. R. et DONGUY, J. R., 1964).

### 1.1.2. HYDROLOGIE DE LA ZONE D'ALTERNANCE DANS LE SUD DU GOLFE DE GUINÉE.

Les eaux guinéennes descendent une partie de l'année seulement au sud du Cap Lopez. L'estuaire du Congo est situé dans cette zone d'alternance. Nous disposons de données particulièrement fournies concernant un point voisin : Pointe-Noire. On a d'autre part vérifié que les traits hydrologiques principaux de l'estuaire du Congo et de Pointe-Noire sont effectivement très comparables. Ceci nous autorise à décrire par extension les variations saisonnières au « Congo » sur la base des observations faites à Pointe-Noire.

L'« upwelling » côtier amène en surface des eaux de différentes profondeurs pouvant aller jusqu'à 80 mètres (d'après Y. GALLARDO). La présence d'eaux de caractères différents détermine des saisons marines nettement marquées tant dans les caractères physiques que biologiques. Aux eaux guinéennes correspondent les périodes chaudes alors que les eaux de la thermocline et les eaux Sud Atlantique déterminent des saisons froides. On note deux périodes d'apparition d'eaux océaniques alternant avec des eaux guinéennes. On distingue donc quatre saisons, deux froides et deux chaudes, de longueur et d'intensité variables dans d'importantes proportions d'une année à l'autre.

Les périodes des saisons établies sont généralement les suivantes (BERRIT, 1958) :

- de janvier à avril : Grande saison chaude
- de mai à septembre : Grande saison froide
- d'octobre à novembre : Petite saison chaude
- de novembre à décembre : Petite saison froide

### 1.1.3. CARACTÈRE HYDROLOGIQUE SPÉCIAL DE LA ZONE DE PÊCHE AUX « BOSSUS ».

#### 1.1.3.1. Influence des eaux du Congo.

Du fait de la localisation de la pêche dans une zone géographique proche de l'embouchure du Congo, du fait également que les seules autres zones où on rencontre les *Pseudolithus elongatus* sont sous l'influence d'importants apports d'eaux fluviales (Sierra Leone — Cameroun — Kouilou, etc.), nous avons apporté une attention particulière aux variations de débit du Congo (voir Annexe I). Par son débit, le Congo est le deuxième fleuve du monde. Son régime hydrologique est caractérisé par un étiage en juillet-août (débit de l'ordre de 50 000 m<sup>3</sup>) et par deux crues : l'une très forte en novembre-décembre (débit de l'ordre de 75 000 m<sup>3</sup>), l'autre moins accusée en avril-mai (débit de l'ordre de 65 000 m<sup>3</sup>) (fig. 1). Le fait que la période de crue corresponde à celle des eaux marines chaudes et dessalées (BERRIT, 1958), alors que l'étiage se place en période d'eaux salées, explique les grandes variations halines de la zone de pêche qui nous intéresse.

Le Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire effectue depuis 1959 des mesures aux abords du Congo. Depuis cette date, nous disposons des résultats d'observations de 12 campagnes de

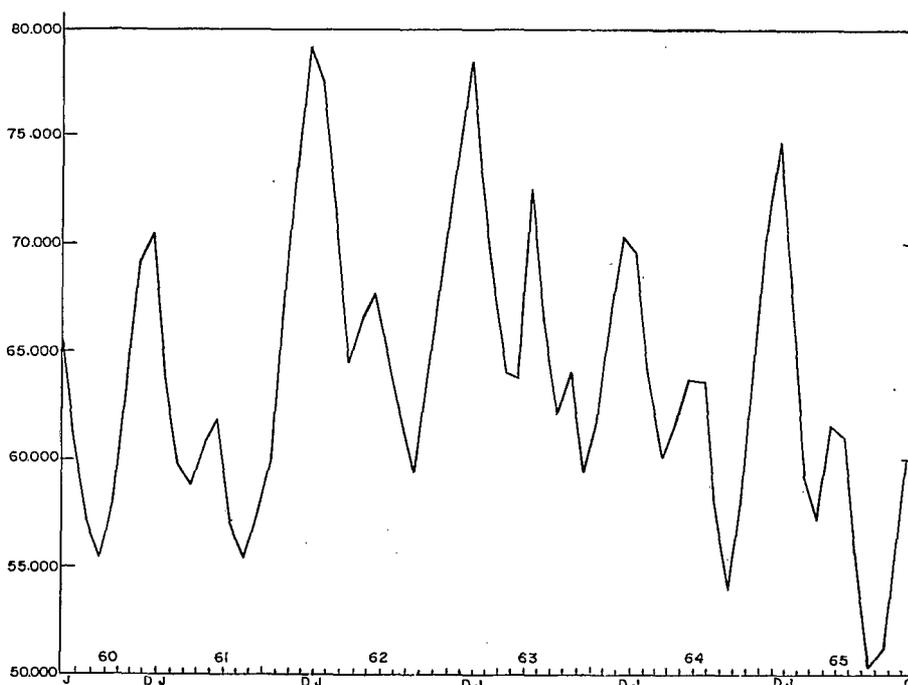


Fig. 1. — Crue du Congo en m<sup>3</sup>/sec. De juin 1960 à octobre 1965.

l'« OMBANGO ». Nous disposons également des mesures effectuées par J. MEULENBERGH en 1959-1960 sur son voilier « ARIANE » (voir Annexe I).

#### 1.1.3.2. Influence du Congo sur la température ambiante.

Des coupes effectuées par J. MEULENBERGH en 1960 dans l'estuaire et à 10-20 milles au nord-ouest de celui-ci ont montré que les températures suivent de très près celles du milieu marin ambiant. En saison chaude, la petite crue accentue le caractère d'eaux guinéennes chaudes.

En petite saison froide, la grande crue est insuffisante pour influencer les températures au-delà de 10 milles à 5 mètres de profondeur et au-delà de 20 milles en surface. D'autre part, à cette époque l'upwelling apporte sur la côte des eaux froides qui refoulent les eaux du fleuve vers le large. En saison froide, les eaux superficielles (de 0 à 1 m) sont plus chaudes que celles du milieu marin ambiant sur une étendue d'une trentaine de milles. Tous ces résultats ont été confirmés par six sorties de l'« OMBANGO » en 1965 où nous avons comparé les conditions hydrologiques de deux stations situées l'une près de l'embouchure du Congo et l'autre sur la radiale de Pointe-Noire. A part une mince couche superficielle, les eaux des deux stations avaient des températures du même ordre de grandeur (voir Annexe I).

#### 1.1.3.3. Influence du « Congo » sur la salinité ambiante.

C'est la dessalure causée par les apports d'eaux douces qui donne au milieu marin voisin du fleuve son caractère spécial. Notre étude hydrologique consistera essentiellement à suivre les modalités de cette dessalure au cours de l'année.

a. Caractères généraux du parcours des eaux fluviales : Quelle que soit la saison, la direction de la langue dessalée est toujours le Nord-Ouest dans le prolongement de l'axe de l'estuaire. Nous avons donc en permanence un flux d'eau douce qui intéresse la zone de pêche des « bossus ». Cette eau est nettement reconnaissable par sa coloration noire et par la quantité de végétaux

qu'elle charrie, particulièrement par les jacinthes d'eaux importées d'Extrême-Orient et qui sont très abondantes dans le bassin du Congo. Cette eau « noire » est particulièrement visible à la sortie du fleuve. Les reconnaissances aériennes permettent de délimiter les eaux les plus sales (fig. 2).

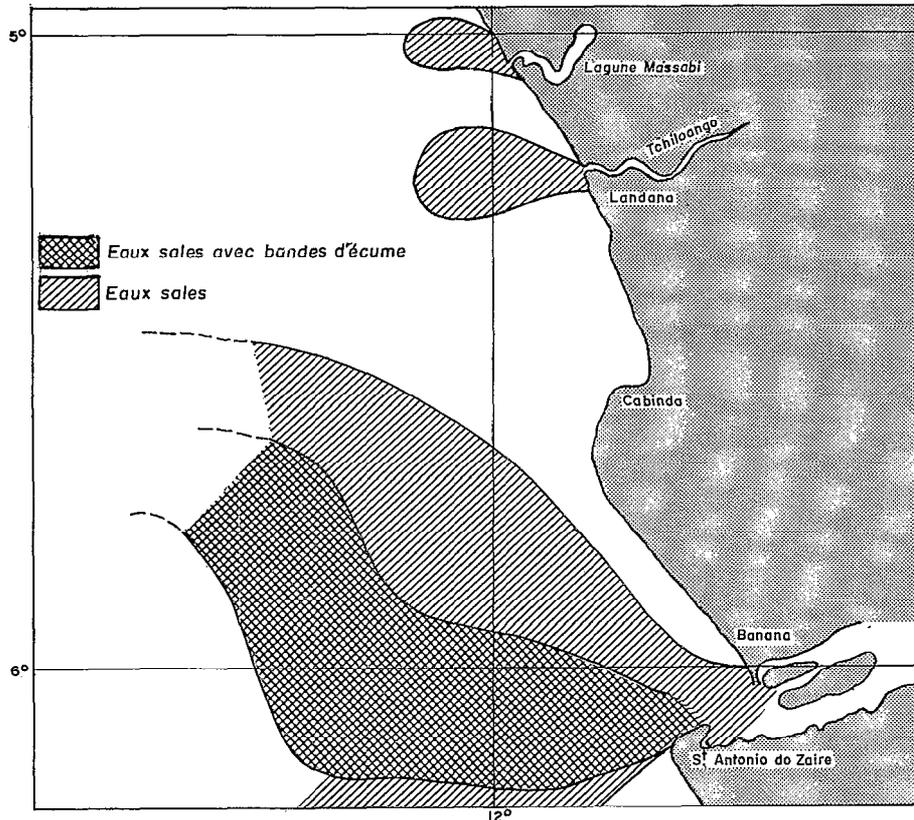


Fig. 2. — Zone reconnue par avion le 7 mai 1963. D'après G. R. Berrit.

Les figures 3 à 6 montrent le flux du Congo en grande crue, petite crue et étiage.

La limite sud des eaux dessalées est toujours extrêmement nette, la dessalure intéressant nettement moins le sud de la Pointe do Padrao que la côte au nord du fleuve Congo.

b. Structure verticale : Lors des campagnes « Congo I » — « Congo II » et « OM 23 », la salinité a été mesurée à la sonde salinométrique, de la surface à 20 m de profondeur, avec une mesure tous les deux mètres. Des coupes verticales de salinité ont ainsi été effectuées jusqu'à 120 milles de la côte. On peut en dégager plusieurs caractères communs (J. R. DONGUY, J. HARDIVILLÉ et J.-C. LE GUEN, 1965).

1. La distribution des isohalines présente une forme asymétrique à plus de 60 milles de l'embouchure : les surfaces isohalines sont presque verticales sur le bord sud des eaux fluviales et l'épaisseur d'eau dessalée est aussi la plus grande. Sur le bord nord, les isohalines remontent en surface avec une pente beaucoup plus douce.

2. La dessalure due au Congo est très superficielle. A 30 milles de l'estuaire et au-dessous de 10 mètres d'immersion, la salinité est à peu près partout supérieure à 35 ‰ pendant l'étiage et la grande saison froide, à 28 ‰ pendant la petite crue et la grande saison chaude, à 30 ‰

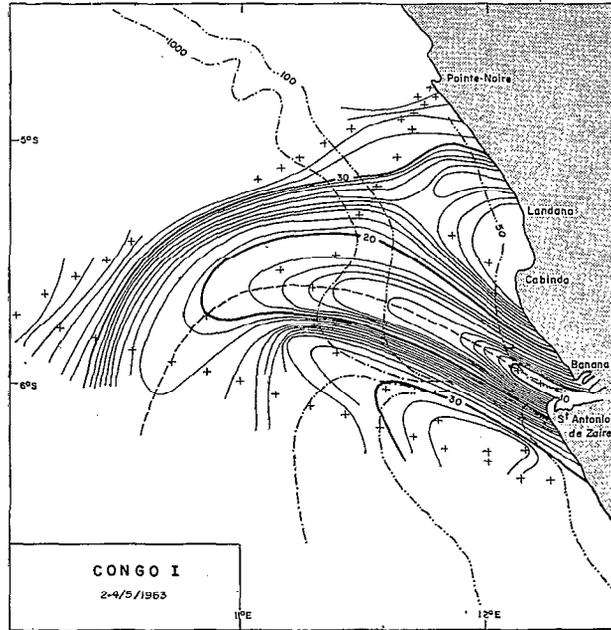
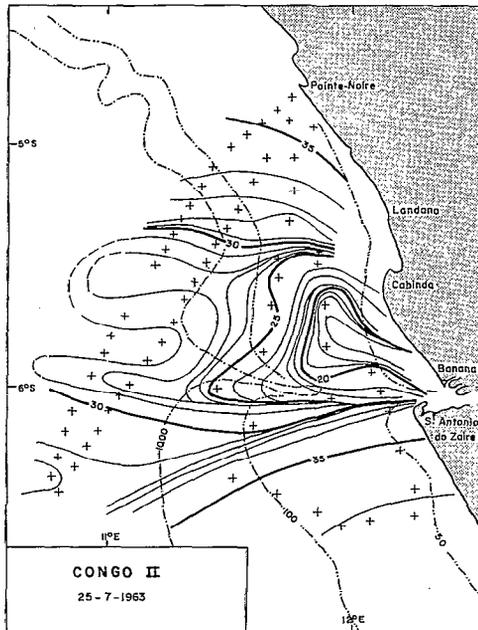


Fig. 3 et 4. — D'après J. R. Donguy-J. Hardivillé et J. C. Le Guen (1965).

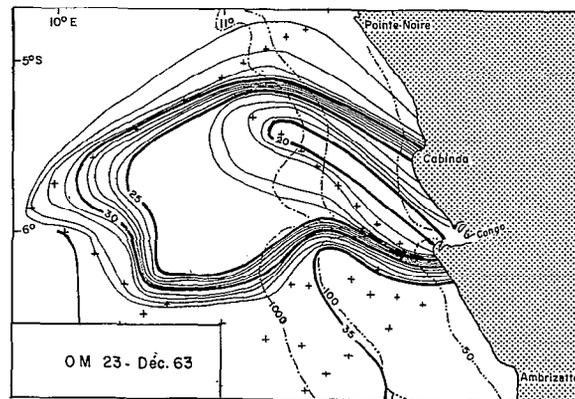
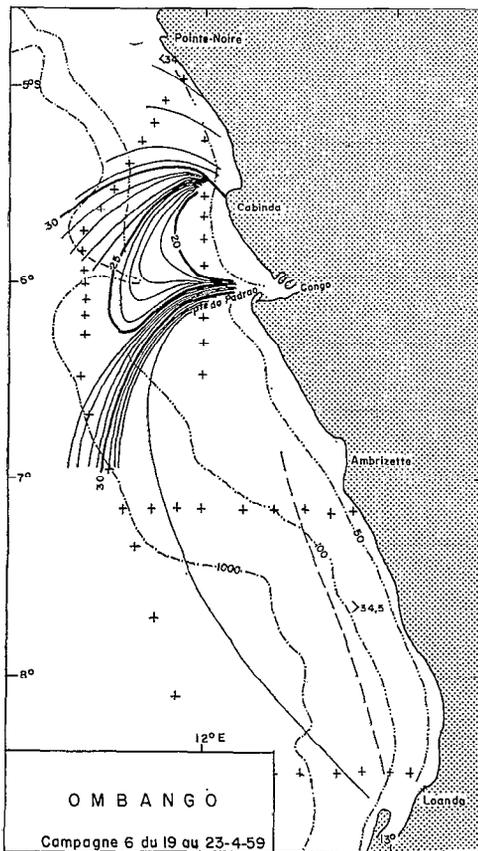


Fig. 6. — OM 23-Déc. 63. Salinités de surface. D'après J. R. Donguy-J. Hardivillé et J. C. Le Guen (1965).

Fig. 5. — OMBANGO. Salinités de surface Campagne 6 du 19 au 23-4-59. D'après J. R. Donguy-J. Hardivillé et J. C. Le Guen (1965).

pendant la grande crue et la petite saison froide. Entre 0 et 3 mètres, la salinité est en général assez constante mais entre 3 et 5 mètres, il existe une halocline intense de l'ordre de 5 ‰ par mètre.

Il y a plusieurs différences essentielles entre les trois périodes :

La salinité ambiante est différente dans les trois cas. En saison froide (juillet), elle est comprise entre 35 et 36 ‰, en saison chaude entre 30 et 33 ‰ et en petite saison froide entre 34,5 et 35,5 ‰.

Au-dessous du flux d'eaux dessalées entre 35 et 30 milles de l'estuaire en 1963, l'isohaline 35 ‰ est à 5 mètres en grande saison froide et étiage, entre 15 et 25 mètres en petite saison froide et grande crue, à 25 mètres en saison chaude et petite crue.

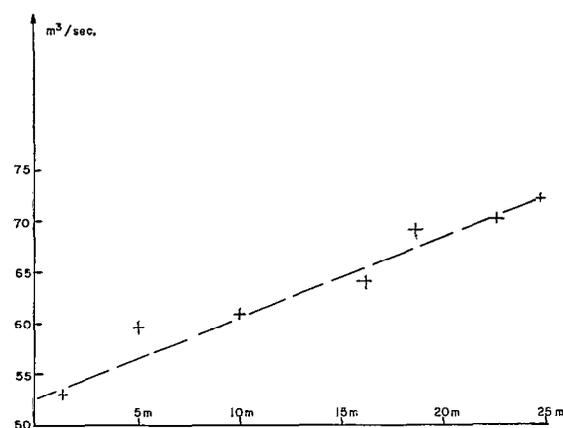


Fig. 7. — Profondeur de l'isohaline 35 ‰ à 25 milles au nord-ouest de l'embouchure en fonction de la crue du Congo.

Ces chiffres sont à comparer à ceux que l'on a observés dans l'estuaire en 1960 pendant les mêmes saisons : 5, 10 et 20 mètres (d'après J. MEULENBERGH).

Sur la figure 7, nous avons porté la profondeur de l'isohaline 35 ‰ en fonction de la crue du fleuve pour un point situé à 25 milles au nord-ouest de l'embouchure, par 5°54' Sud et 12°04' Est.

Sur les figures 8 et 9, nous avons porté les salinités à 5 et 10 m en période de grande crue. A cette époque correspondant à la petite saison froide, il semble que ce soit l'upwelling côtier qui chasse vers le large les eaux douces. Les salinités à 5 et 10 mètres en périodes de petite crue et saison chaude (avril 1960) sont portées sur les figures 10 et 11. Les petites crues sont irrégulières. La crue

d'avril 1960 représente une petite crue moyenne. En 1963, la petite crue a été très importante et en 1965 extrêmement faible.

Sur la figure 12 est représentée la topographie de l'isohaline 32 ‰ en mai 1963 (d'après J. R. DONGUY) et en tirets la topographie de l'isohaline 32 ‰ en mai 1965 d'après les campagnes « Bossus Congo ».

En période d'étiage, l'extension des eaux dessalées sur les fonds de pêche est très faible. A 5 mètres de profondeur, on a une salinité de 35,5 ‰ à 10 milles de l'estuaire. A 10 mètres de profondeur, les eaux à salinité plus basse que 35,5 ‰ forment une étroite langue de direction Nord-Ouest (fig. 13 et 14).

Au cours de l'étiage 1965, le débit de fleuve semble avoir atteint un seuil au-dessous duquel la dessalure n'est plus que superficielle et n'intéresse pas les eaux directement liées aux fonds où vivent les poissons benthiques. En juillet-août par 5°58' Sud — 12°12' Est, c'est-à-dire dans la zone de pêche la plus proche de l'embouchure, la salinité était de 35,5 ‰ à 3 mètres de profondeur.

En résumé, on peut donc dire que ce qui caractérise l'hydrologie de la région de pêche aux bossus, c'est la présence permanente d'une couche d'eaux dessalées dont l'épaisseur est fonction du débit du fleuve. Les variations d'épaisseur de cette couche se traduisent au niveau des fonds de pêche par des variations considérables de salinité au cours de l'année.

En plus d'une étude hydrologique classique pour un biologiste, nous avons fait figurer en annexe (II) quelques résultats d'observations sur les courants qui intéresseront particulièrement les professionnels de la pêche.

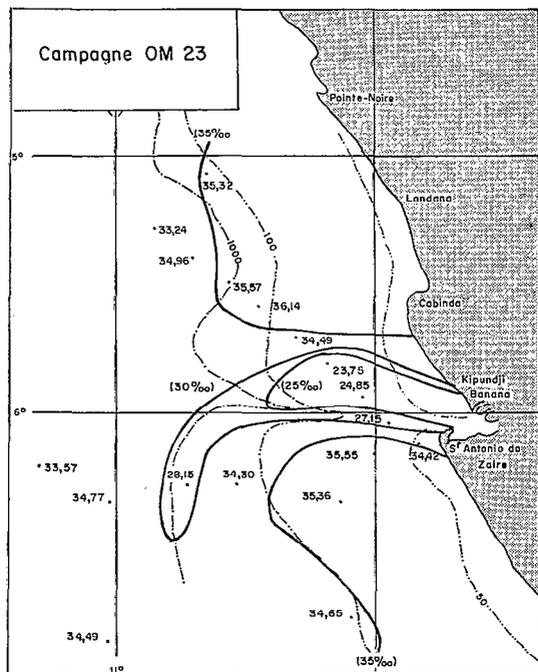


Fig. 8. — Campagne OM 23. Salinité à 5 mètres en grande crue.

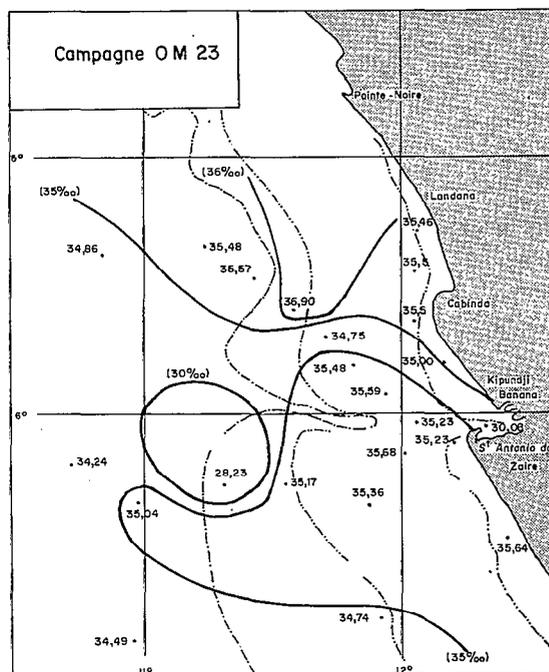


Fig. 9. — Campagne OM 23. Salinité à 10 mètres en grande crue.

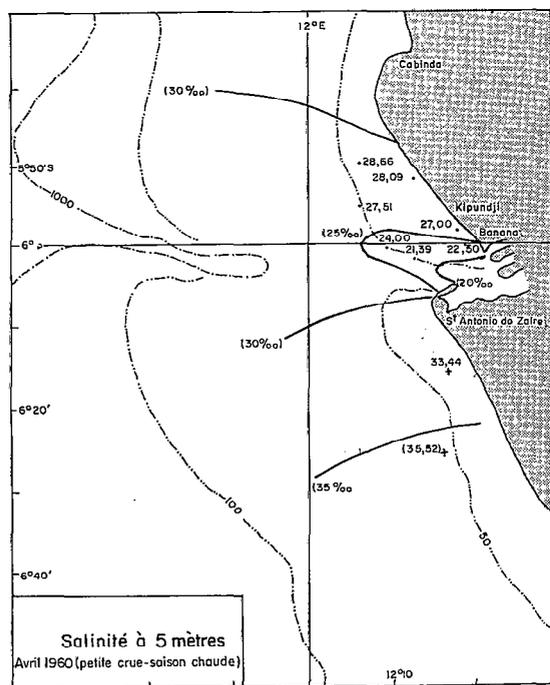


Fig. 10. — Salinité à 5 mètres. Avril 1960 (petite crue-saison chaude).

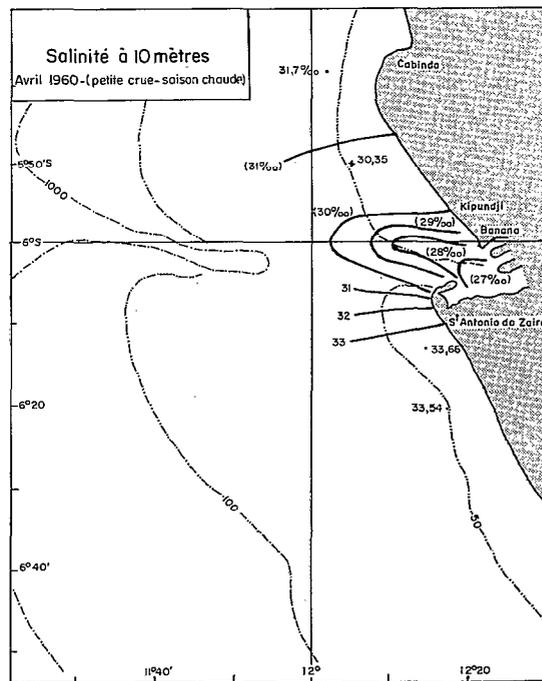


Fig. 11. — Salinité à 10 mètres. Avril 1960 (petite crue-saison chaude).

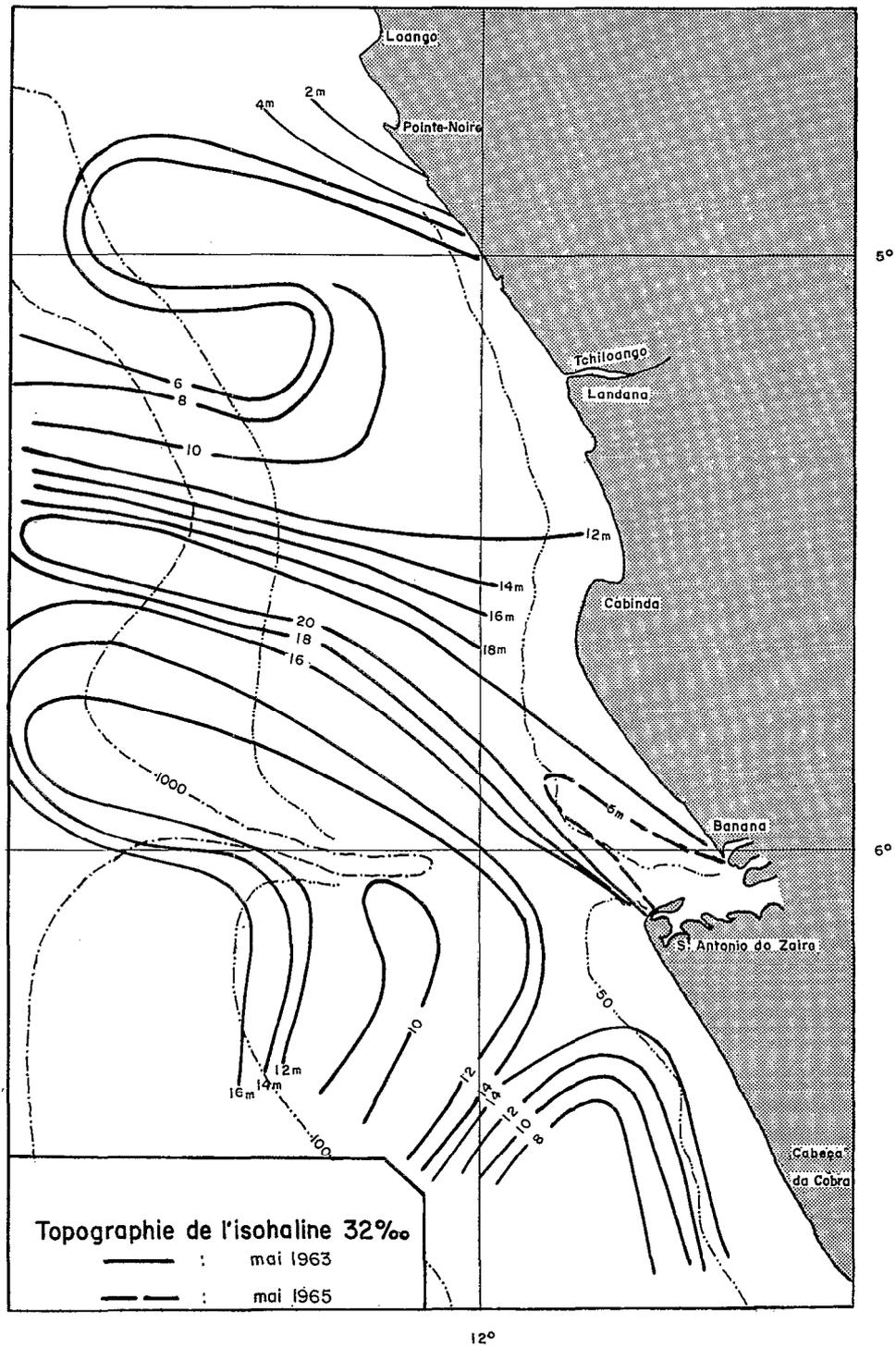


Fig. 12. — Topographie de l'isohaline 32‰ — : mai 1963 (D'après J. R. Donguy) ----- : mai 1965.

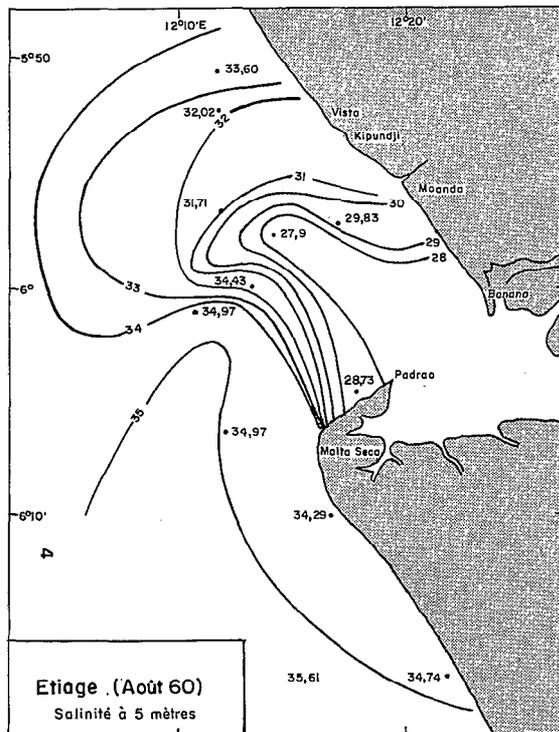


Fig. 13. — Étiage (Août 60). Salinité à 5 mètres.

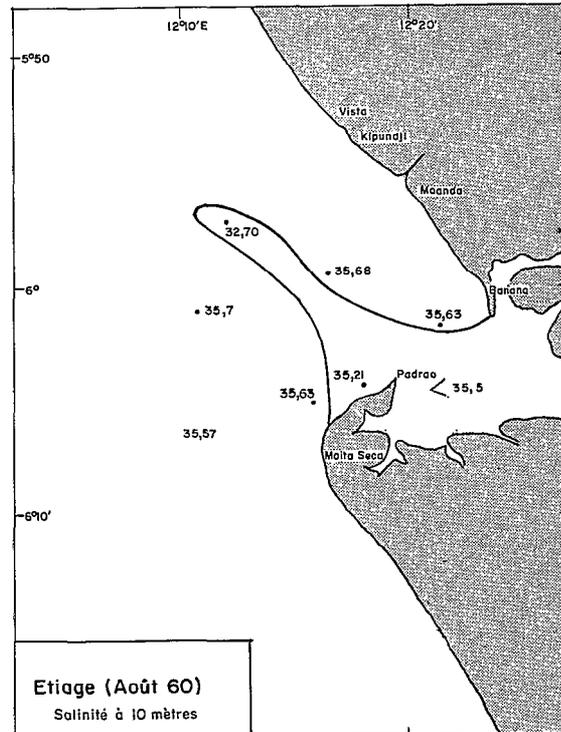


Fig. 14. — Étiage (Août 60). Salinité à 10 mètres.

## 1.2. Les fonds à *Pseudotolithus elongatus*.

### 1.2.1. LOCALISATION.

Les chalutiers de Pointe-Noire recherchent le « bossu » à l'embouchure du Congo. L'aire de pêche s'étend du Cabinda à Banana sur des fonds de 8 à 40 mètres (fig. 15). C'est donc sur une aire maximale de 400 milles carrés que s'effectuent les captures. Cependant, les fortes concentrations semblent se trouver au sud de Kipundji sur les petits fonds qui bordent la fosse du Congo. On peut estimer que 80 % des *Pseudotolithus elongatus* objet de notre échantillonnage proviennent d'une aire de pêche de moins de 100 milles carrés. Les chalutiers ne pouvant travailler à l'intérieur de l'estuaire, une enquête sur la pêche indigène a été entreprise. De cette enquête, il résulte que les piroguiers pêchent le « bossu » en amont de Banana et dans la région de San Antonio de Zaïre, mais que cette pêcherie indigène est négligeable.

Il paraît intéressant de faire figurer ici les quelques relevés topographiques exécutés à l'embouchure du Congo (MERCATOR, 1940) (fig. 16). La fosse du Congo crée une véritable barrière Nord-Sud. La topographie (jointe aux limites territoriales) interdit aux chalutiers d'opérer à l'intérieur même de l'estuaire et à proximité immédiate de celui-ci.

### 1.2.2. NATURE DES FONDS. SÉDIMENTOLOGIE.

Entre la côte et les fonds de 15 mètres, nous n'avons pas fait d'observations directes. Nous savons cependant, d'après une carte des fonds dressée en 1940\*, que ces fonds sont assez hétérogènes. De la côte vers le large la succession normale — Sable vaseux, Vases sableuses, Vases — est largement perturbée par la présence de taches d'autres sédiments (fig. 17) qui évoluent probablement au gré de conditions hydrologiques elles-mêmes très variables. A partir de 15 mètres,

\* Carte effectuée lors des campagnes du « Mercator » en 1940 et fournie gracieusement par J. MEULENBERGH.

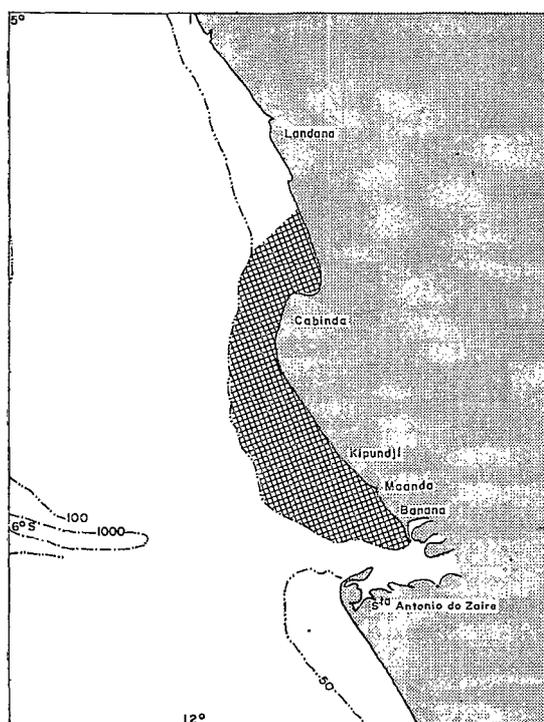


Fig. 15. — Fonds de pêche aux Bossus. Faisant l'objet de notre étude.

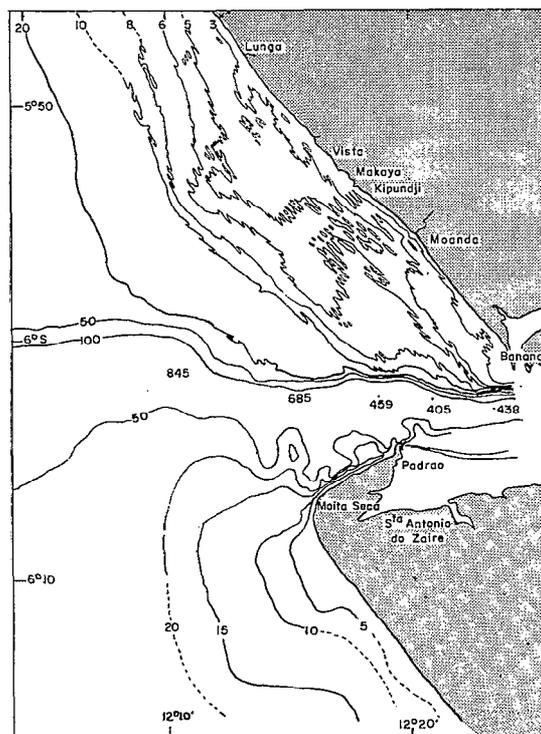


Fig. 16. — Relevé bathymétrique « Mercator » 1940.

les fonds semblent beaucoup plus homogènes. Lors des différentes sorties de l'« OMBANGO » à l'ouest et au sud-ouest de Kipundji sur les fonds de pêche aux bossus, une dizaine de dragages ont été effectués. Les échantillons étaient toujours composés de vases.

Une étude granulométrique préliminaire a été entreprise sur ces fonds vaseux.

Trois prélèvements ont été effectués sur les fonds de 15 à 30 m sur la radiale de Kipundji. Nous donnons ici les résultats des analyses effectuées\*.

Dragage	Profondeur	GRANULOMÉTRIE %				
		Graviers	Sables grossiers	Sables fins	Sablons	Poudres
1	15-20 m	0,04	0,07	0,04	0,25	99,6
2	21-22 m	0	0,13	0,09	0,6	99,18
3	20-30 m	0	0,13	0,37	2,55	96,95

### 1.3. Peuplement benthique (invertébrés) des vases à « bossus ».

Dix dragages avec une drague Charcot ont été effectués en vue de l'étude de la biocoenose des vases à « bossus ». Lors de chaque dragage, il a été tamisé 50 dm<sup>3</sup> de sédiment soit 500 dm<sup>3</sup>

\* D'après M<sup>me</sup> PLATTER-SYBERG. Laboratoire O.R.S.T.O.M. Pointe-Noire.

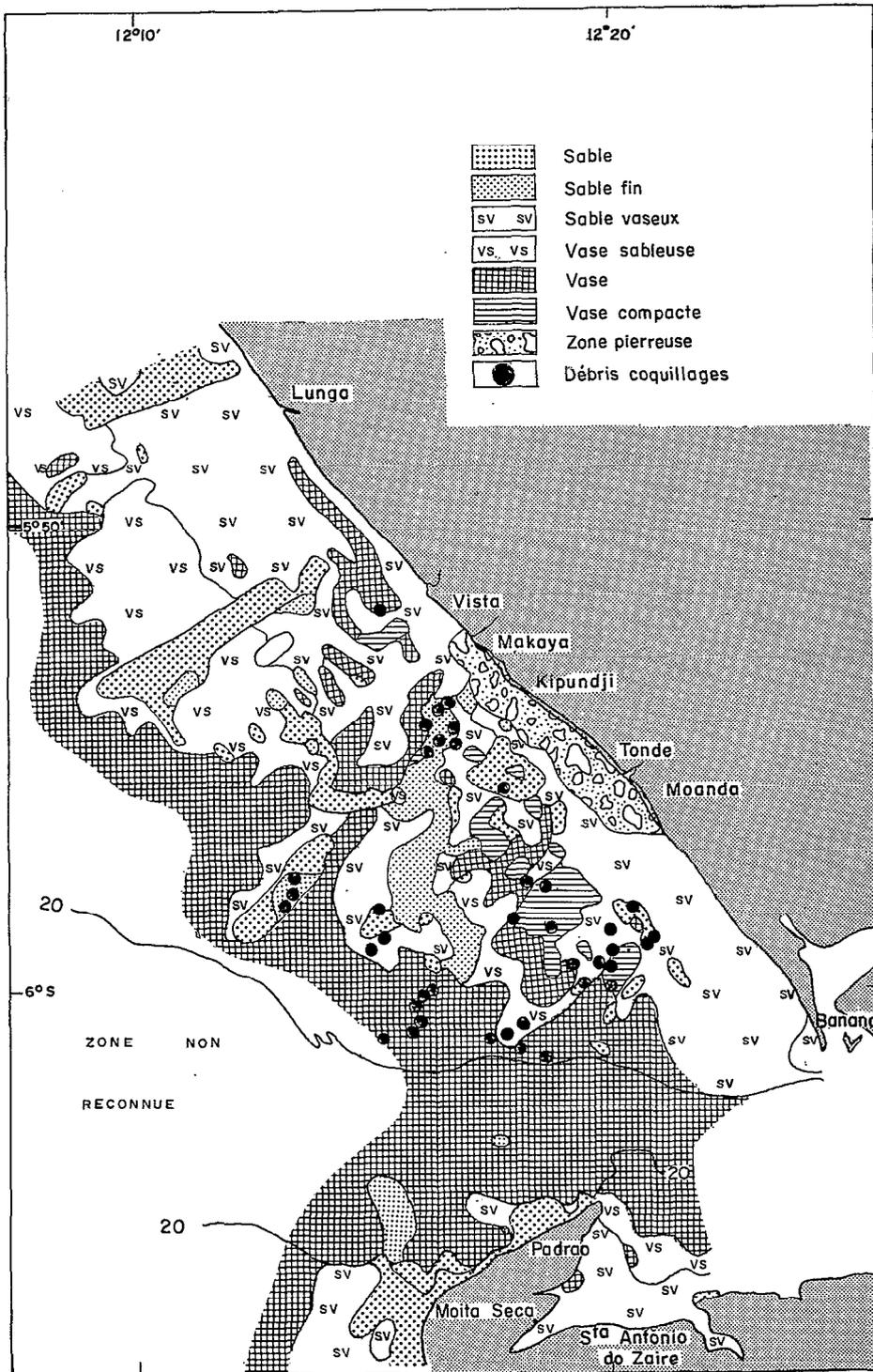


Fig. 17. — Nature des fonds. (Carte communiquée par J. Meulenbergh).

au total. Le tamisage a eu lieu sur un tamis à mailles de 2 mm. Tous les animaux ainsi récoltés ont été fixés à l'alcool et feront l'objet d'une étude ultérieure.

Dès maintenant, on peut toutefois dégager quelques traits de la biocoenose étudiée. La granulométrie du substrat a été indiquée au paragraphe précédent. Dans un tel milieu, par suite de la grande activité de la sédimentation due aux apports du Congo et des déplacements vraisemblablement fréquents de la vase, sous l'influence d'actions hydrodynamiques momentanées, il y a enfouissement rapide de tous les débris grossiers. Il s'ensuit que, sur ces fonds, il n'y a pas d'épifaune sessile liée aux petits substrats solides inertes et que, d'autre part, le peuplement est entièrement animal.

Le peuplement renferme en majorité des annélides (Polychètes et Echiuriens) puis des échinodermes (nombreuses ophiures appartenant à 2 espèces, quelques *Astropecten* sp. et rares holothuries), des mollusques (Pélécytopodes et Gastéropodes), des cnidaires (Alcyonnaires), des crustacés (Amphipodes, *Callianassa* sp. et *Philyra laeviodorsalis* Miers) et enfin quelques németes et sipunculides. Comme on le voit, nous retrouvons dans ce peuplement la répartition classique, pour les vases terrigènes, des grands groupes systématiques (PERES, 1961).

Au cours de ces dragages, de nombreux contenus stomacaux de « bossus » ont été examinés. Chez les jeunes, ils étaient exclusivement composés de crustacés (larves diverses de décapodes et amphipodes essentiellement), chez les spécimens de grande taille on a observé, outre les crustacés, des petits poissons. M. POLL (1954) signale que les estomacs de « bossus » examinés près de l'estuaire du Congo contenaient de nombreux débris de Décapodes nageurs, notamment : *Palaemon hastatus* Aurivillius (famille Palaemonidae), *Sergestes* sp. et *Penaeidae* sp. Il semble donc que le « bossu » ait un régime alimentaire exclusivement carnivore composé d'animaux vivant près du fond mais ni fixés, ni fouisseurs.

L'étude entreprise par LONGHURST (1957) à l'intérieur même d'un estuaire et non plus sur les fonds marins voisins, a montré l'importance des Polychètes (*Pectinaria*, *Clymene*, *Diopatra*), des Ophiurides (*Amphioplus*, etc.) en plus des petits crustacés.

LONGHURST (1959) a montré d'autre part que le benthos des estuaires guinéens était beaucoup plus riche en invertébrés que le benthos baigné par le milieu purement marin. Ceci serait probablement dû aux apports de matière organique et de matériel nutritif d'origine terrestre. Il est à noter que le facteur de condition des « bossus » pêchés au Congo passe par deux maximums correspondant à la grande crue et la petite crue du fleuve. Le fleuve peut agir sur la production benthique par ses apports d'origine terrestre, mais peut-être aussi par les contre-courants marins qu'il induit et qui pourraient jouer un rôle important dans l'enrichissement trophique des estuaires.

#### 1.4. Faune ichtyologique associée aux *Pseudotolithus elongatus*.

Lors des 24 chalutages effectués par l'« OMBANGO » sur les fonds à *P. elongatus*, un inventaire complet des espèces a été fait et leur poids a été noté. Les résultats détaillés de ces 24 inventaires ainsi que les conditions hydrologiques correspondantes figurent dans l'annexe III. Nous avons dressé ici le tableau des prises totales par espèce faites sur les fonds de 10, 20 et 30 mètres. En-dessous de 30 mètres, les *P. elongatus* sont extrêmement rares au Congo. On a marqué d'une astérisque les espèces sur lesquelles A. LONGHURST fonde son « Estuary Sciaenid sub-community ». Les espèces marquées d'une croix correspondent au groupe 1 (G1) de la communauté A de Sciaenidés, mis en évidence par l'analyse mathématique des chalutages des campagnes G.T.S. sur la côte d'Afrique (FAGER, LONGHURST, 1968).

Les espèces de la sous-communauté des Sciaenidés d'estuaire représentent respectivement 63, 49 et 19 % du poids des captures sur les fonds de 10, 20 et 30 mètres; celles du groupe 1 (G1) de la communauté des Sciaenidés représentent 20, 40 et 62 % des poids sur les mêmes fonds.

De 10 à 30 mètres, à mesure que la dessalure diminue, il y a passage progressif de la sous-communauté des Sciaenidés d'estuaire de LONGHURST à la communauté des Sciaenidés reconnue

ESPÈCES	Poids pêché par espèce pendant les campagnes « Congo »		
	fonds de 10 m	fonds de 20 m	fonds de 30 m
<i>Dasyatis margarita</i> * .....	143,2 kg	269,6 kg	97,9 kg
<i>Cynoglossus</i> sp.....	188,0 kg	341,6 kg	295,0 kg
<i>Galeoides decadactylus</i> *+.....	13,3 kg	78,5 kg	14,9 kg
<i>Phyllogramma regani</i> .....	13,5 kg	28,0 kg	78,5 kg
<i>Torpedo torpedo</i> .....	3,5 kg	5,2 kg	2,0 kg
<i>Tetranarce nobiliana</i> .....	7,3 kg	15,5 kg	14,5 kg
<i>Pseudotolithus elongatus</i> *.....	399,0 kg	301,5 kg	43,5 kg
<i>Pentanemus quinquarius</i> .....	54,5 kg	46,2 kg	28,1 kg
<i>Pseudotolithus typus</i> *.....	476,0 kg	464,5 kg	118,0 kg
<i>Pseudotolithus senegalensis</i> +.....	84,0 kg	499,0 kg	712,0 kg
<i>Arius</i> sp.*+.....	43,4 kg	161,2 kg	209,6 kg
<i>Brachydeuterus auritus</i> +.....	28,0 kg	50,5 kg	370,8 kg
<i>Pteroscion peli</i> +.....	16,0 kg	13,6 kg	115,1 kg
<i>Ilisha africana</i> +.....	157,7 kg	242,4 kg	134,0 kg
<i>Leptocharias smilhi</i> .....	4,0 kg	12,0 kg	5,2 kg
<i>Trichiurus lepturus</i> .....	26,1 kg	43,0 kg	205,8 kg
<i>Raja miraletus</i> .....	2,6 kg	17,7 kg	22,0 kg
<i>Vanstraelenia chirophthalmus</i> .....	0,5 kg	0,2 kg	0,5 kg
<i>Pentheroscion mbizi</i> .....	0,5 kg	11,7 kg	35,2 kg
<i>Polynemus quadriifilis</i> *.....	0,8 kg	10,0 kg	0,0 kg
<i>Mustelus</i> sp.....	1,5 kg	2,0 kg	0,0 kg
<i>Pomadasys jubelini</i> *+.....	3,6 kg	0,0 kg	0,0 kg
<i>Hostia moori</i> .....	2,0 kg	2,0 kg	0,8 kg
<i>Drepane africana</i> +.....	36,0 kg	0,0 kg	0,1 kg
<i>Vomer setapinnis</i> +.....	0,0 kg	0,0 kg	27,1 kg
<i>Pseudotolithus brachygnathus</i> *.....	0,0 kg	0,3 kg	0,0 kg
<i>Lutjanus dentatus</i> *.....	0,3 kg	0,0 kg	0,0 kg
<i>Pseudotolithus epipercus</i> *.....	0,3 kg	0,0 kg	0,0 kg
TOTAL.....	1705,6 kg	2616,2 kg	2530,6 kg

par de nombreux auteurs tout au long du littoral africain (POLL, 1951. LONGHURST, 1963. CROSNIER, 1964. DURAND, 1966. FAGER et LONGHURST, 1968).

### 1.5. Données sur l'écologie.

#### 1.5.1. PRÉSENCE DE *Pseudotolithus elongatus* SUR LES FONDS EN FONCTION DE LA DESSALURE.

La présence de *P. elongatus* est toujours liée à celle d'une zone de dessalure. On le trouve dans les estuaires ou à proximité de ceux-ci, à la sortie des lagunes, etc. En Sierra Leone, J. C. WATTS (1958) a montré que la salinité au niveau du fond dans l'estuaire variait de 35 ‰ à 5 ‰ au cours de l'année. Les coupes hydrologiques ont été effectuées depuis l'embouchure jusqu'à 18 milles en amont.

Lors des chalutages effectuées par l'« OMBANGO » près de l'estuaire du Congo, nous avons pêché des *Pseudotolithus elongatus* dans des eaux dont la salinité atteignait 35,5 ‰ en juillet-août, c'est-à-dire en période d'étiage. Dans le Kouilou, nous avons d'autre part capturé à la senne de plage des *P. elongatus* dans des eaux de salinité de l'ordre de 0,1 ‰. Il semble donc, à première vue, que le « bossu » soit un poisson largement euryhalin.

Dans l'étude hydrologique précédente, nous avons vu que la salinité au niveau du fond était fonction du débit du fleuve. Un indice de l'abondance de *P. elongatus* nous sera fourni par la prise de « bossus » par jour de mer des chalutiers d'un armement local.

Sur la figure 18, nous avons porté la moyenne mensuelle des prises par jour de mer et les

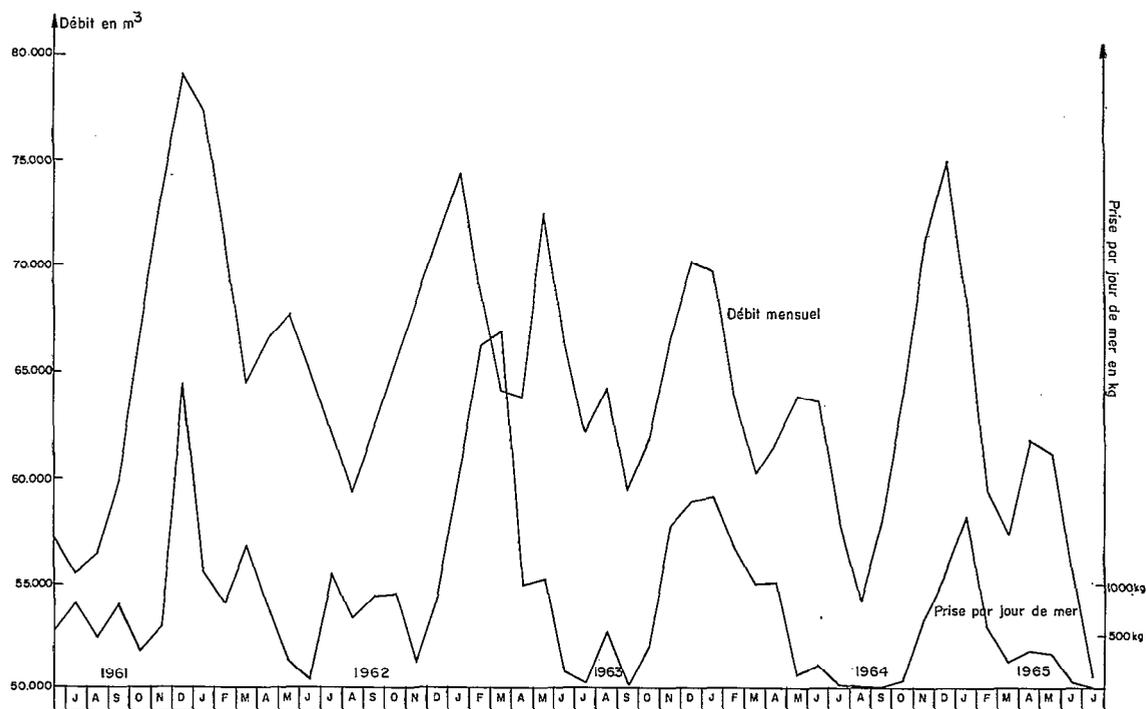


Fig. 18. — Débit moyen mensuel du Congo et prises moyennes journalières de « bossus » au cours de chaque mois par les chalutiers ponténégrins.

moyennes mensuelles du débit du fleuve. Il y a synchronisme presque parfait entre les gros apports d'eaux du fleuve Congo et les prises importantes des chalutiers. Les « bossus » sont donc très abondants au moment où la dessalure est à son maximum sur les fonds de pêche voisins de l'estuaire.

On peut en déduire que si le poisson supporte une salinité élevée, son milieu préférentiel sera néanmoins un milieu à forte dessalure. Lors des sorties faites par l'« OMBANGO » en 1965 pendant la décrue du fleuve en mai-juin, nous avons pu voir les *P. elongatus* se rapprocher de l'estuaire, c'est-à-dire des fonds à basse salinité ambiante. Les grosses concentrations se trouvaient sur des petits fonds (10 m) très près de l'estuaire (renseignements extraits des cahiers de mareyage d'un armement local). En juillet-août 1965, le débit du fleuve est tombé à un niveau exceptionnellement bas et l'extension du biotope favorable sur le plateau continental s'est trouvée extrêmement réduite. Les *P. elongatus* ont alors déserté les fonds de pêche. Une sortie de l'« OMBANGO » le 16 juillet 1965 a permis la capture d'un seul exemplaire.

Les fonds les plus éloignés de l'estuaire où l'on pêche les « bossus » dans des eaux à salinité supérieure à 35 ‰ peuvent être considérés comme la bordure marginale du biotope à *Pseudolithus elongatus*.

On peut d'ailleurs remarquer tout de suite que ce sont les poissons les plus gros qui fréquentent la bordure la plus extérieure et auraient tendance à faire des incursions dans un biotope différent à salinité élevée. Ce phénomène a également été noté en Sierra Leone (LONGHURST, 1963).

#### 1.5.2. INFLUENCE DE LA SALINITÉ SUR LA REPRODUCTION.

Pour l'étude des saisons de ponte, nous avons entrepris une étude des stades sexuels. Pour mettre en évidence les périodes de maturation rapide et d'émission des produits sexuels, une

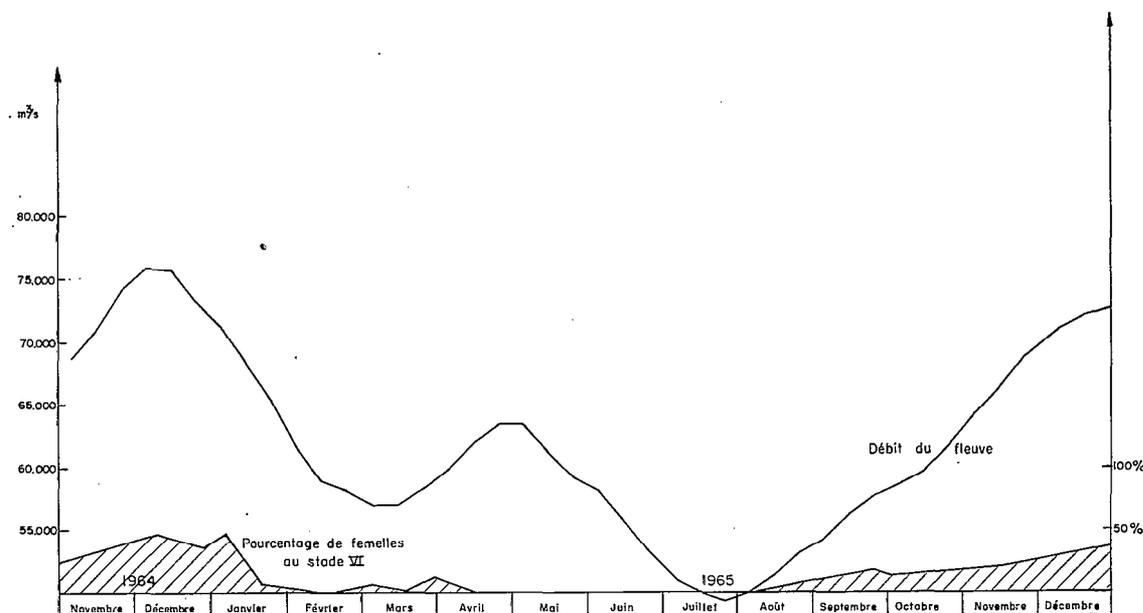


Fig. 19. — Pourcentage de femelles au stade VI en fonction de la crue du Congo.

échelle classique nous suffisait. Les critères utilisés sont ceux donnés par A. R. LONGHURST (Anon., 1961). Ils correspondent à l'échelle de Hjort : les gonades femelles sont classées en sept stades (VI pondant et VII épuisé), les mâles en cinq stades (IV coulant et V épuisé). Le stade I correspond aux immatures dont le sexe n'est pas discernable. Nous envisagerons ici uniquement le cas des *P. elongatus* femelles car les différents stades chez les mâles sont plus difficiles à distinguer et les observations plus sujettes à caution. Toutefois, ces stades chez les mâles ont été examinés lors de chaque échantillonnage (Annexe IV).

Nous supposons que les mâles se comportent vis-à-vis du milieu d'une façon sinon identique du moins similaire à celle des femelles car il est obligatoire, pour qu'il y ait reproduction, que l'émission des produits sexuels mâles et femelles s'effectue dans les mêmes conditions écologiques.

En portant sur un même graphique le pourcentage des femelles au stade VI et le débit du Congo, nous avons mis en évidence deux maximums de ce pourcentage correspondant aux crues du fleuve (fig. 19). Pendant l'étiage (saison froide), il n'y a plus aucune femelle au stade VI. Le passage des stades V à VI va de pair avec une forte augmentation des apports d'eaux douces dans le biotope des *P. elongatus*.

La figure 20 sur laquelle on a porté les pourcentages des femelles aux différents stades sexuels au cours de l'année illustre bien l'influence des saisons marines sur la maturation des *P. elongatus* femelles.

Les femelles aux stades V et VI existent dans des eaux chaudes et dessalées (Petite saison chaude — Petite saison froide — Grande saison chaude), le pourcentage maximal étant atteint en Petite saison froide — Grande crue du Congo.

Le pourcentage des femelles aux stades II, III et IV accuse deux maximums. Le premier en Grande saison chaude pendant la décrue du fleuve, le second en Grande saison froide pendant l'étiage. Début juillet 1965, dans des eaux froides et salées, toutes les femelles étaient au stade II.

A mesure que la grande saison froide s'installe, on a constaté la fuite progressive de tous les *P. elongatus* vers des eaux plus dessalées. Cette fuite semble s'effectuer en trois temps; les femelles au stade IV disparaissent les premières, puis celles au stade III, puis celles au stade II.

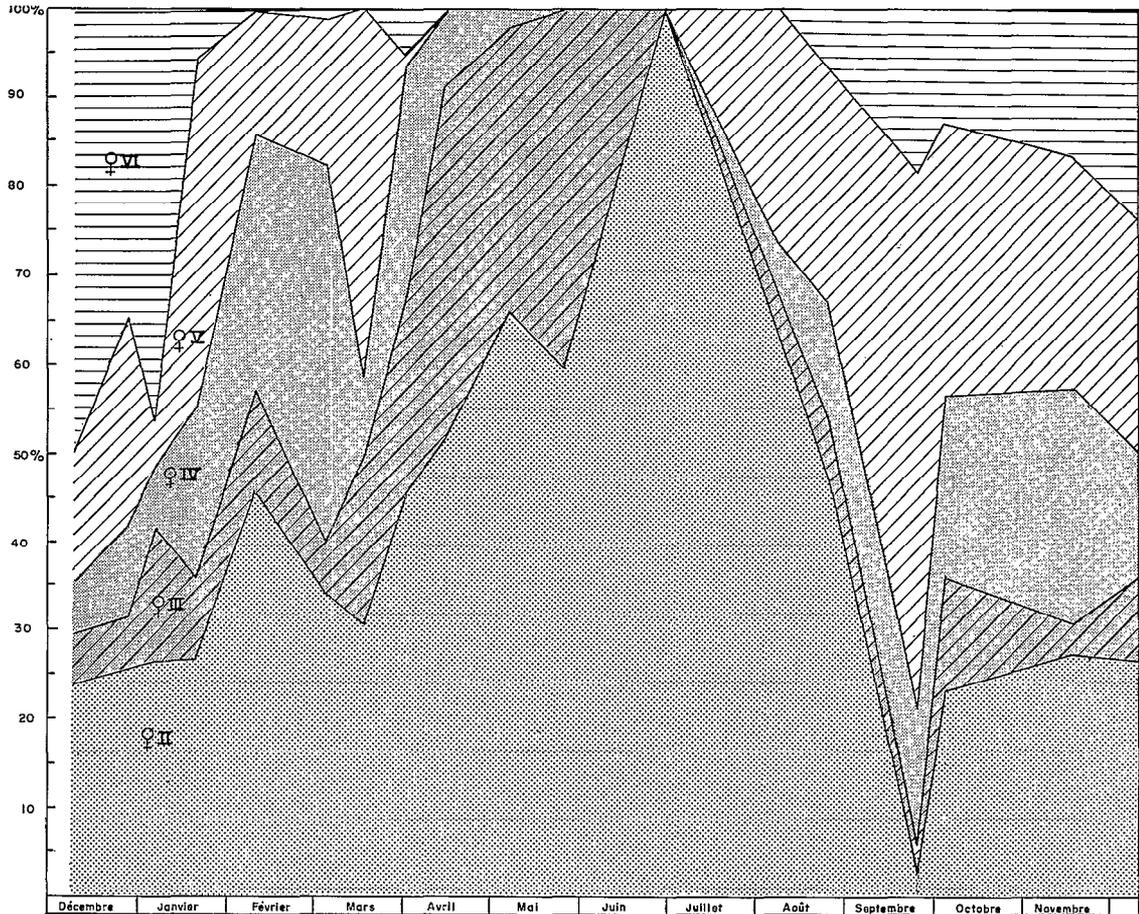


Fig. 20. — Pourcentages des femelles aux différents stades au cours d'une année d'observations (1965).

Toutes les observations précédentes ont été effectuées sur les fonds de pêche fréquentés par les chalutiers ponténégrins. L'échantillonnage portant sur plus de 20 000 poissons n'a permis d'observer qu'une dizaine de *P. elongatus* de taille inférieure à 20 cm. Les 24 chalutages effectués par l'« OMBANGO » et les travaux effectués par F. BAUDIN-LAURENCIN (1966) sur la sélectivité de son chalut permettent d'assurer que le « bossu » ne se trouve pas sur les fonds de pêche tant qu'il n'a pas atteint une vingtaine de centimètres. D'après LONGHURST (1959), on peut prévoir pour *P. elongatus* un coefficient de passage C à travers les mailles d'un chalut égal à 3,58. Ce qui correspond pour le chalut employé par l'« OMBANGO » dont la maille était de 38,9 mm (BAUDIN-LAURENCIN, 1966), à un point 50 % tel que  $L_{50} = 13,92$  cm.

On peut donc affirmer que les poissons plus petits que 20 cm ne se trouvent pas sur les fonds de pêche du « Congo », d'autant plus que les chaluts commerciaux servant d'échantillonneurs sont souvent gréés avec un double cul.

Une campagne systématique à la senne de plage faite chaque mois (en 1967 et 1968) à l'intérieur de l'estuaire du Kouilou, à 2 kilomètres environ en amont de la barre, a permis la capture de nombreux *P. elongatus* mesurant de 2 à 24 cm, tous immatures, dans des eaux dont la salinité ambiante sur le fond variait de 0 à 10 ‰. Quelques gros exemplaires femelles aux stades sexuels VI et VII ont d'autre part été capturés en période de crue du fleuve.

Il semble que la ponte a lieu uniquement dans des eaux très dessalées à proximité ou à l'intérieur de l'estuaire. Les stades jeunes exigeraient une très basse salinité. Au Congo, ce n'est

qu'à partir d'une taille de 20 cm que le poisson fréquente les fonds marins en devenant mature et qu'il apparaît dans les prises des chalutiers industriels.

Si l'on considère le facteur salinité, l'aire totale de distribution des *P. F. elongatus* femelles pourrait donc être considérée comme formée d'un certain nombre d'aires concentriques idéales schématisées sur la figure 21.

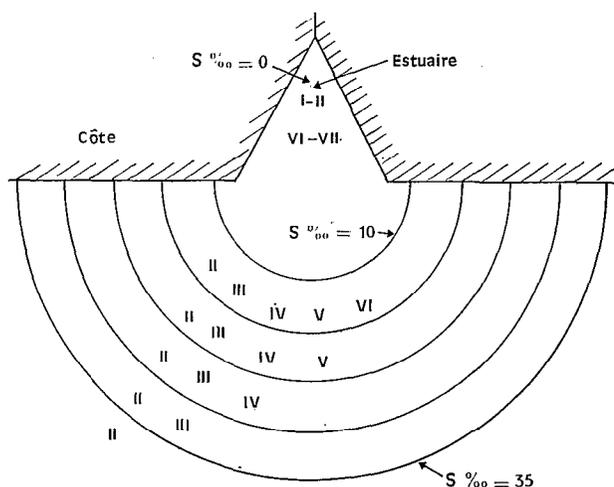


Fig. 21. — Aires concentriques idéales de répartition des *Pseudotolithus elongatus* femelles aux différents stades sexuels dans et près d'un estuaire.

## 2. ÉCHANTILLONNAGE ET TRAITEMENT DES ÉCHANTILLONS

Les *Pseudotolithus elongatus* fréquentant le plateau continental près de l'estuaire du Congo pêchés par les chalutiers de Pointe-Noire, constituent le stock que nous nous sommes proposé d'étudier. Le but d'une étude de dynamique des populations est de connaître et de prévoir les variations de ce stock en fonction de l'effort de pêche déployé. Les trois chalutiers d'un armement local opérant sur ce stock, ont des caractéristiques communes (25 m, 330 CV) et travaillent de façon homogène depuis 1960, date à laquelle les patrons ont commencé à pêcher nuit et jour (POINSARD, 1969).

Dans l'état actuel de nos connaissances, le meilleur échantillon utilisable pour suivre l'évolution du stock pêché sera constitué par les captures des chalutiers, d'autant plus que tous les bossus sont conservés à bord sans aucun rejet à la mer.

Dans la pratique, nous avons disposé des débarquements de bossus correspondant à une marée de 5 à 7 jours. Périodiquement (tous les quinze jours la première année, tous les deux mois les années suivantes), la pêche de l'un des trois bateaux au hasard des retours de marée a servi d'échantillon. Comme ces apports représentaient généralement plusieurs tonnes de poisson, il a été nécessaire d'en prélever un sous-échantillon, dont la récolte a été conduite de la façon suivante.

Le hall d'opération de tri se trouve à 800 mètres environ du quai et les poissons y sont transportés par camions dans des paniers. Chaque camion est vidé sur la table de tri où on procède à la séparation par espèces. Les « bossus » sont eux-mêmes séparés en « gros » et « petits ». Lors de notre travail d'échantillonnage, l'armement nous a permis d'ordonner aux trieurs de ne plus séparer gros et petits « bossus ».

Lors de l'arrivée d'un camion, trois trieurs désignés par nous mettaient tous les « bossus » dans un même panier. Les trois trieurs ont travaillé sur un nombre  $n$  de camions fonction de l'abondance du « bossu » dans les débarquements. Tous les paniers de « bossus » fournis par les trois trieurs ont été pesés et leur distribution de fréquences des longueurs totales (pointe du museau, extrémité de la nageoire caudale) par classes de 1 centimètre, notée dans un carnet de travail. Les classes sont définies par des nombres successifs écrits verticalement. Pour chaque poisson mesuré au centimètre près par défaut, un trait est marqué en face de la classe correspondante. Sur ce carnet, on indique la date de débarquement, le nom du chalutier et les remarques diverses sur le déroulement de la marée.

Le sous-échantillon choisi constituant le matériel de base de notre étude, nous avons examiné d'assez près sa représentativité.

Pour cela, nous avons comparé trois sous-échantillons de 1 000, 500 et 100 poissons à la totalité du débarquement d'un chalutier représentant 7 060 bossus. A partir de la distribution de fréquences de longueurs observée pour les 7 060 « bossus », nous avons calculé les distributions théoriques pour 1 000, 500 et 100 poissons. Ces distributions comprennent respectivement 19, 18 et 13 classes d'âges dont l'effectif dépasse 5. Nous avons employé le test du  $\chi^2$  pour comparer entre elles les distributions réellement observées et les distributions théoriques. Les  $\chi^2$  obtenus pour 1 000, 500 et 100 longueurs sont respectivement de 8,91 pour 18 degrés de liberté, 7,78 pour 17 degrés de liberté et 6,17 pour 12 degrés de liberté. Les écarts entre les distributions observées et les distributions théoriques peuvent donc être attribués au hasard du sous-échantillonnage avec une probabilité de 90 % dans le cas du sous-échantillon de 100 poissons et de 95 % dans le cas des sous-échantillons de 500 et 1 000 poissons. Dans la pratique, comme il n'y a aucune difficulté à mesurer un grand nombre de « bossus », nous avons choisi de prendre des sous-échantillons d'environ 500 poissons lors des débarquements des navires.

Nous avons d'autre part pris un sous-échantillon de 500 « bossus » sur un navire ayant pêché à la même période que celui qui a fait l'objet de l'étude précédente. Comparant la distribution obtenue à la distribution théorique précédente pour 500 poissons, le  $\chi^2$  obtenu a été de 9,98 pour 17 degrés de liberté, ce qui correspond à une probabilité de 90 %.

L'inconvénient du test de  $\chi^2$  est de ne pas tenir compte du signe de la déviation par rapport à la valeur théorique de chaque classe et de ne pas déceler des erreurs systématiques possibles. Aussi avons-nous employé un test supplémentaire, qui est le T test de David (DAVID, 1947). Il consiste à tenir compte de la probabilité suivant laquelle le nombre de séquences des signes + et - des déviations est due au hasard.

Nous avons appliqué ce test aux deux échantillons de 500 poissons précédemment observés en comparant leurs distributions à la distribution théorique pour les classes où l'effectif est plus grand que 10 poissons. On a alors 13 classes et les déviations s'écrivent :

$$\begin{array}{cccccccccccc} + & - & + & - & - & - & + & + & + & - & + & - & + \\ + & + & + & - & + & + & - & + & - & + & + & + & - \end{array}$$

Les probabilités pour que les nombres de séquences T soient plus petits que 9 et 8 pour ces deux exemples s'écrivent :

$$\left[ P(T) \leq 9 \right] = 0,87 \text{ et } \left[ P(T) \leq 8 \right] = 0,90$$

Le test ne met en évidence aucun biais systématique et contribue en quelque sorte à renforcer les conclusions du test de  $\chi^2$ .

Pour chaque bateau échantillonné, nous avons donc mesuré au centimètre près par défaut environ 500 poissons. En outre, 5 poissons par classe de 1 cm ont été conservés pour des études au laboratoire comportant les mesures de la longueur totale au millimètre près et du poids au gramme

près, la détermination des stades sexuels mâles et femelles, le poids des ovaires au milligramme près, les prélèvements des otolithes pour la lecture de l'âge.

Les 40 échantillons prélevés au port de décembre 1964 à janvier 1969 ont permis d'étudier la dynamique du stock soumis à la pêche. Toutefois, le caractère saisonnier de la pêche au « bossu » a régulièrement créé en saison froide une lacune dans nos échantillons récoltés au port. Les études biologiques entreprises, particulièrement l'interprétation des structures des otolithes, ont nécessité six sorties de l'« OMBANGO » en saison froide près de l'estuaire du Congo. Au cours de ces sorties, trois coups de chalut d'une heure ont été donnés sur les fonds de 10, 20 et 30 mètres, sur la radiale de Kipundji. Tous les *P. elongatus* pêchés ont été mesurés et 5 poissons par intervalle de 1 cm conservés comme précédemment pour études au laboratoire.

Les échantillons de bossus vivant à l'intérieur de l'estuaire du Congo étant inaccessibles, nous avons pêché à la senne de plage dans l'estuaire du Kouilou une fois par mois en 1967 et 1968. Tous les bossus pêchés ont été mesurés et 5 poissons par intervalle de 1 cm conservés comme précédemment pour études biologiques. Au total, 3 800 poissons ont ainsi été mesurés à l'intérieur de l'estuaire du Kouilou.

L'extension du biotope favorable aux bossus sur les fonds marins proches de l'estuaire du Kouilou est très réduite et le stock échappe généralement à la pêche. Toutefois, lorsque la mer est très calme, les chalutiers de 25 m peuvent pêcher dans les petits fonds (8 m) assez près des rouleaux. Nous avons pu obtenir quatre échantillons de « bossus » en provenance du Kouilou à partir de ces navires. D'autre part, en 1968 un très petit chalutier le « SIROCCO » a commencé à pêcher à Pointe-Noire et nous avons pu, en décembre 1968, obtenir deux échantillons en provenance des fonds de 6 à 8 mètres, alors qu'au même moment l'« OMBANGO », opérant sur les fonds de 10 mètres, n'obtenait aucune prise de « bossus ». Au total, nous avons pu mesurer 2 600 bossus en provenance des fonds marins proches de l'estuaire du Kouilou.

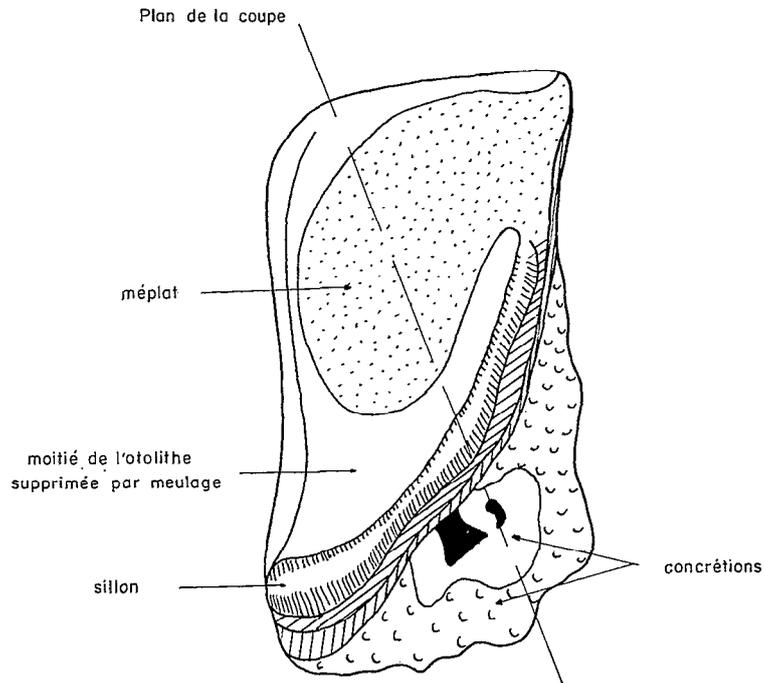
### 3. LECTURE DE L'ÂGE

L'étude de la dynamique des poissons de la Côte occidentale d'Afrique s'était jusqu'à ces dernières années heurtée aux difficultés de détermination de l'âge. J. P. TROADEC et F. POINSARD (1966) ont appliqué aux otolithes de deux Sciaenidés ouest-africains (*Pseudotolithus senegalensis* et *P. typus*) la technique de brûlage mise au point par J. M. CHRISTENSEN (1964) sur les otolithes de soles. Ils ont réussi par cette méthode à régler le problème de détermination de l'âge en milieu tropical. Nous avons employé cette technique pour étudier le *Pseudotolithus (Fonticulus) elongatus*.

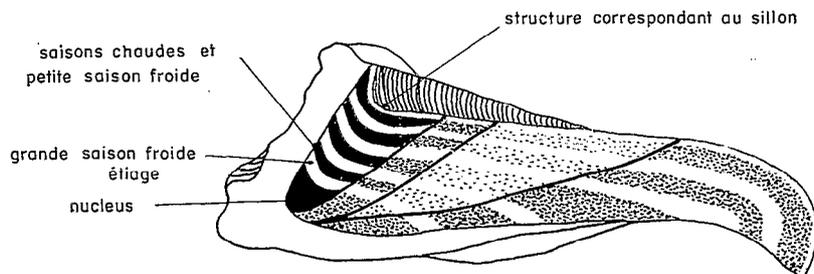
#### 3.1. Technique de lecture.

Les otolithes des *Pseudotolithus elongatus* sont de grosse taille et opaques quand on les observe directement. Pour l'examen de leur structure, il est indispensable de les meuler. Comme pour les *P. typus* et *P. senegalensis* (F. POINSARD et J. P. TROADEC, 1966) les meilleurs résultats s'obtiennent sur la coupe oblique de l'extrémité antérieure interne à l'extrémité postérieure externe (fig. n° 22). Sous le sillon et le méplat de la face supérieure de l'os apparaît une structure différente de celle du reste de l'otolithe. Ces structures se rejoignent au centre. Le nucleus par lequel doit passer la coupe est bien défini de cette façon. Après meulage, les otolithes sont chauffés sur la flamme d'un bec Bunsen jusqu'à obtention d'une teinte brune (Quelques photographies d'otolithes après meulage et brûlage figurent dans l'annexe V).

On révèle ainsi une série d'anneaux alternativement brun foncé (hyalin) et blanc (opaque) dont le nombre varie en fonction de la taille du poisson. Ces anneaux apparaissent périodiquement comme cela se produit dans les mers tempérées. Leur dénombrement est assez aisé surtout chez les gros individus, la largeur relative des anneaux étant alors plus évidente.



Vue supérieure



Coupe

Fig. 22. — Otolithe de *Pseudotolithus elongatus*. Poisson de 4 ans  $\frac{1}{2}$  né en grande crue 1960-61 et pêché en grande saison froide 1965.

### 3.2. Périodicité d'apparition des anneaux.

Nous avons observé tout au long de l'année la nature du dernier anneau déposé à la périphérie de l'otolithe. Nous avons pu constater une liaison étroite entre la nature du dernier anneau et les conditions hydrologiques (fig. 23).

— En petite saison chaude — petite saison froide — grande saison chaude (correspondant à des eaux *chaudes et dessalées*) apparaît un anneau hyalin qui noircit au brûlage.

— En grande saison froide (correspondant à des eaux *froides et salées*) apparaît un anneau blanc opaque.

L'importance des anneaux est prépondérante chez les jeunes. L'anneau blanc y apparaît plus tôt et disparaît plus tard que chez les vieux comme cela se passe pour *P. typus* et *P. senegalensis* (F. POINSARD et J. P. TROADEC, 1966). En août 1965, la saison froide étant installée, nous avons observé les pourcentages suivants :

	LT > 35 cm	LT < 35 cm
N	98	62
% d'otolithes à bord blanc.....	67 %	95 %

POINSARD et TROADEC (1966) dans leur étude sur *P. senegalensis* et *P. typus* ont montré qu'il y avait correspondance entre la nature des anneaux et les conditions hydrologiques : en saisons froides apparaît un anneau blanc opaque et en saisons chaudes un anneau hyalin qui noircit au brûlage. BAYAGBONA (1966) estime pour les mêmes espèces que les anneaux traduisent la condition du poisson et que cette condition est fonction de la température et de la reproduction.

Pour les *P. elongatus*, si la reproduction a lieu pendant les saisons chaudes, celle-ci ne peut être responsable de la formation des structures hyalines sur les otolithes. En effet, à l'intérieur du Kouilou, où les poissons jusqu'à l'âge de deux ans sont tous immatures, il y a correspondance parfaite entre la nature des anneaux et les conditions hydrologiques : anneau blanc opaque en saison froide, anneau noir hyalin en saison chaude. A l'intérieur du Kouilou, la petite saison froide n'est pas marquée et il n'y a donc que deux saisons, l'une chaude, l'autre froide (les données hydrologiques figurent dans l'annexe I).

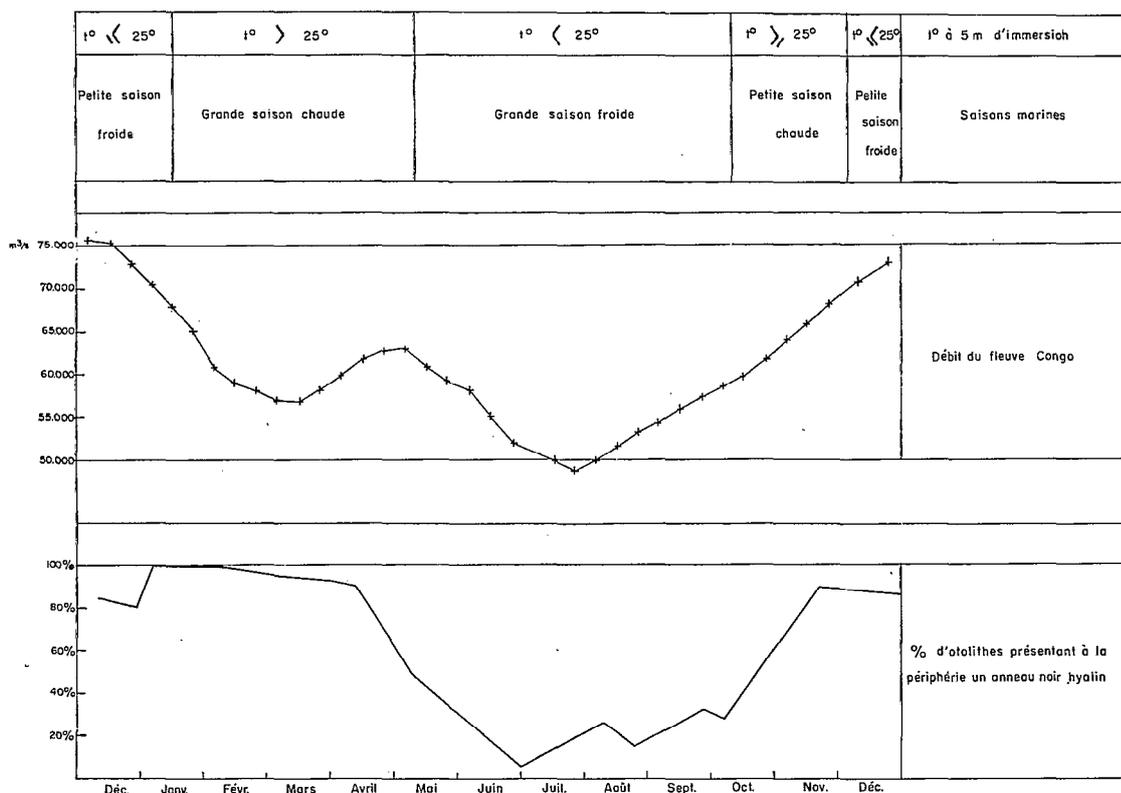


Fig. 23. — Relations entre les conditions hydrologiques et la nature de la zone périphérique des otolithes.

### 3.3. Saisons de ponte.

Dans l'étude écologique, nous avons mis en évidence les périodes de maturation et d'émission des produits sexuels. Un cycle saisonnier est apparu. En grande saison froide et étiage du Congo, il n'y a pas de femelle au stade VI dans les prises. Les femelles au stade VI existent pendant toute la période correspondant aux eaux chaudes et dessalées (Petite Saison Chaude — Petite Saison Froide — Grande Saison Chaude). Cependant en Grande Saison Chaude, le pourcentage de femelles au stade VI est pratiquement nul (mi-janvier à mi-mars). On peut dès lors définir deux périodes de ponte, l'une correspondant à la grande crue du fleuve, l'autre à la petite crue. La presque totalité de la ponte s'effectue pendant la grande crue avec une intensité maximale en Petite Saison Froide.

### 3.4. Interprétation des otolithes.

Les lectures d'otolithes s'appuient sur l'existence des deux périodes annuelles de naissance :

- Grande crue : mi octobre à fin janvier.
- Petite crue : mi-mars à mi-mai.

Selon que le poisson naît au début ou à la fin de la période d'eaux chaudes et dessalées, son nucleus sera noir hyalin ou blanc opaque.

La grande majorité des otolithes a un large nucleus noir. Les poissons qui possèdent un tel nucleus sont nés en grande crue. On peut centrer la date de naissance de ces poissons sur le 15 décembre. Pour des raisons de facilité, nous fixerons arbitrairement la date de naissance au 1<sup>er</sup> janvier, l'erreur entraînée ainsi étant faible.

Certains otolithes ont un nucleus blanc. Les poissons correspondants sont nés en petite crue avant la saison froide. Rares en général, ces otolithes sont apparus en grand nombre chez les bossus nés en 1963. La petite crue du Congo fut exceptionnellement importante cette année là au mois de mai. La date de naissance des « bossus » correspondant à ces derniers otolithes a été fixée au 1<sup>er</sup> mai 1963.

De rares otolithes ont un nucléus composé d'une petite zone noire hyaline suivie d'une zone blanche opaque. On peut rattacher les poissons possédant ces otolithes soit à la fin de la grande crue, soit au début de la petite crue. L'erreur d'appréciation sur la date de naissance ne dépasse pas deux mois.

La lecture des anneaux suivant le nucleus est extrêmement simple puisque les deux saisons marines :

- eaux dessalées et chaudes, eaux salées et froides;
- impriment leurs marques sur les otolithes sous la forme de deux anneaux distincts annuels.

### 3.5. Clefs âge-longueur.

Dans la pratique il est donc aisé, en lisant du bord de l'otolithe vers le nucleus, de remonter de la date de capture à la date de naissance. Nous présentons dans le tableau qui suit un exemple de clef âge-longueur telle qu'elle fut établie pour chaque échantillon. Sur ce tableau, nous pouvons voir que la dispersion, faible au cours des quatre premières années, s'accroît sensiblement à partir de la cinquième.

Lors de l'établissement des clefs âge-longueur, les otolithes ont été lus séparément par deux lecteurs. La précision de la lecture peut s'évaluer par le pourcentage d'accords de ces lecteurs (sur plus de 2 000 otolithes observés).

Accord après première lecture : 80 %

Accord après deuxième lecture : 90 %

Les otolithes objet d'un désaccord constant ont été éliminés des clefs âge-longueur.

## EXEMPLE DE CLÉ AGE-LONGUEUR

Navire : « Camerounais » 4/10/65

LT cm	1964		1963		1962		1961		1960		1959		1958		1957		1956	
	M	J	M	J	M	J	M	J	M	J	M	J	M	J	M	J	M	J
10																		
1																		
2																		
4																		
5																		
6																		
7																		
8																		
9																		
20	—	2																
1	—	4																
2	—	6																
3	—	4																
4	—	10																
5	—	4																
6	—	4	3															
7	—	—	4	2														
8	—	—	2	2														
9	—	—	—	6	—													
30	—	—	—	—	—													
1	—	—	—	2	—	2												
2	—	—	—	—	—	6												
3	—	—	—	—	—	4												
4	—	—	—	—	—	4	—	2										
5	—	—	—	—	—	—	—	—										
6	—	—	—	—	—	—	—	4										
7	—	—	—	—	—	—	—	6										
8	—	—	—	—	—	—	—	4	2	1					—	2		
9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	3								
40	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2								
1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—								
2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1								
3	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—								
4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1							
5	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—							
6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1							
7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—							
8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—							
9	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—							
50	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—							
Moy.		23,7	27,3	29,2		32,9		37,2	38,6	39,7	43,0	43,0		42,1	37,7	44,0		45,8

J. = 1<sup>er</sup> janvier  
M. = 1<sup>er</sup> mai

Il n'est pas apparu de différences significatives dans les tailles moyennes des mâles et des femelles dans les différentes classes d'âges où les deux sexes étaient représentés. Les classes d'âges les plus anciennes ne comprenaient que des femelles. La longévité serait donc différente pour les deux sexes.

### 3.6. Lecture directe et rétrocalcul.

Comme POINSARD et TROADEC (1966) l'ont fait pour *P. senegalensis* et *P. typus*, nous avons utilisé la lecture directe de l'âge pour les *P. elongatus* du Congo. Nous n'avons pas utilisé la techni-

que du rétrocalcul (« back-ground calculation » des anglophones) qui consiste à calculer les longueurs à 1, 2, 3, ... n, ans. Cette technique a en effet des inconvénients même si l'on suppose une proportionnalité rigoureuse entre la longueur du poisson et celle de son otolithe. Tout d'abord, le meulage ne permet pas d'assurer que la coupe passe exactement par le nucleus. D'autre part, les limites entre anneaux successifs sont souvent très floues. Il s'ensuit donc des erreurs dans l'appréciation des différentes longueurs calculées. D'autre part, le rétrocalcul classique ne fournit que des observations de longueurs tous les ans, alors que nos échantillonnages nous ont permis de suivre la croissance tous les mois. Cependant, le rétrocalcul a l'avantage, lorsqu'on dispose de quelques otolithes seulement, d'obtenir plusieurs couples de valeurs âge-longueur à partir d'un seul otolithe. Nous avons employé cette technique pour l'étude d'un échantillon d'otolithes en provenance de Sierra-Leone.

### 3.7. Vérification par la méthode de Petersen de la technique de détermination de l'âge par les otolithes.

De décembre 1964 à décembre 1965, nous avons dressé 18 histogrammes de fréquences de longueurs en provenance de l'estuaire du Congo. Les modes ont été déterminés par la méthode des maximums successifs (GHENO et LE GUEN, 1968). Sur la figure 24 est reportée la représentation de la croissance, d'une part à partir de ces modes, d'autre part à partir des moyennes de longueurs des « bossus » nés au cours de la même saison de ponte (ces moyennes ont été calculées lors de l'établissement des clés âge-longueur). L'identité des résultats obtenus par les deux méthodes est nettement établie en ce qui concerne la croissance. Toutefois, la méthode de Petersen seule n'aurait pas permis d'estimer une date approximative de naissance pour ces « bossus », car l'extrapolation de la courbe de croissance vers l'origine s'avérait impossible, le premier mode observé dépassant 20 centimètres.

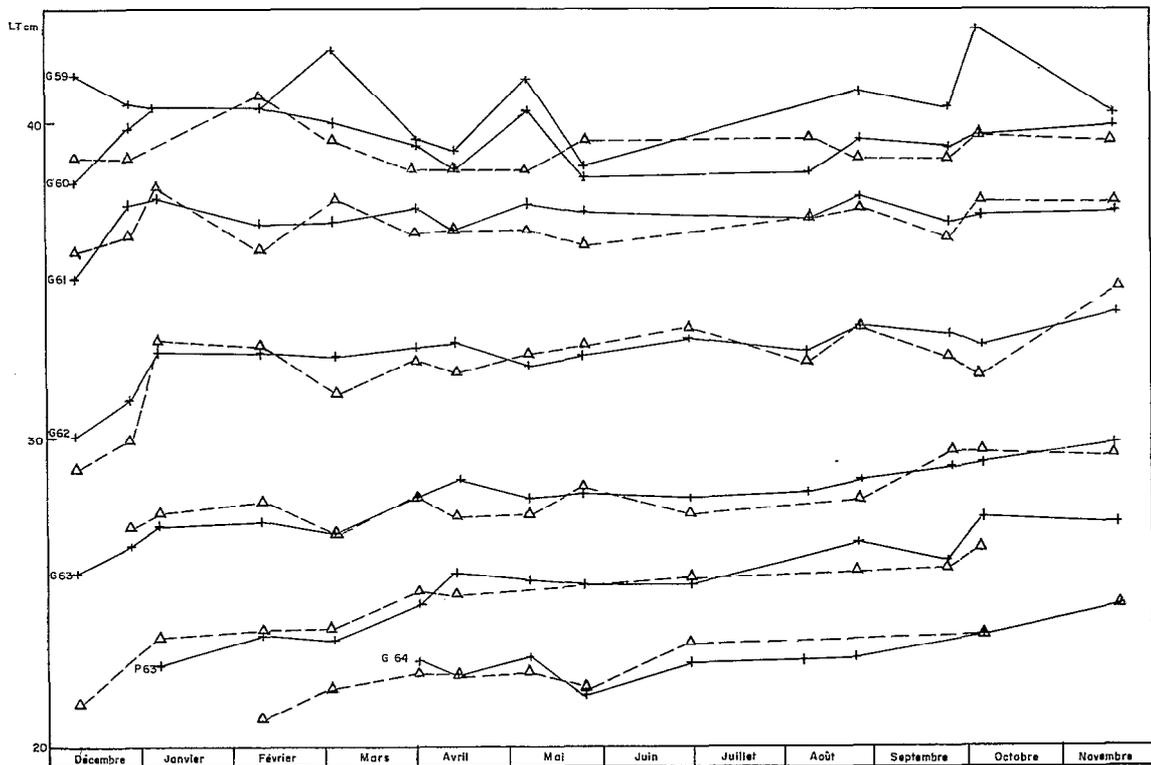


Fig. 24. — Comparaison entre la croissance déterminée par lecture des otolithes et celle déduite de la méthode de Petersen. + Moyenne de taille par lecture des otolithes — Δ Modes G 64 = grande crue fin 63 début 64 — P 63 = petite crue 1963.

## 4. LOIS DE CROISSANCE

## 4.1. Méthode de Ford-Walford.

Dans une première étude sur la croissance des *P. elongatus* (LE GUEN, 1966) nous avons employé, pour établir l'équation de la courbe de croissance de Von Bertalanffy, la méthode de Ford-Walford (J. A. GULLAND, 1964) en procédant de deux manières différentes.

a. Lors de chaque échantillonnage, nous connaissions les longueurs moyennes des classes d'âge successives 2, 3, 4, 5 et 6 séparées chacune par un intervalle d'une année. Pour chaque clef âge-longueur, nous avons alors un ensemble de couples de valeurs telles que :  $(L_3, L_2)$ ,  $(L_4, L_3)$ ,  $(L_5, L_4)$  et  $(L_6, L_5)$ . La droite d'ajustement, droite de régression de  $L_{n+1}$  en  $L_n$ , a servi à déterminer  $L_\infty$  et  $K$  par la méthode de Ford-Walford.

b. Nous avons suivi la croissance pendant plusieurs années, ce qui nous a permis d'avoir pour chaque classe d'âge, des longueurs moyennes  $L, L', L'' \dots$  aux âges  $T, T+1, T+2 \dots$  ( $T$  étant exprimé en années). On a alors disposé d'un ensemble de couples de valeurs tels que  $(L', L)$ ,  $(L'', L')$  ... ayant servi à calculer une droite d'ajustement.

La méthode de Ford-Walford appliquée de ces deux façons différentes a permis d'obtenir les paramètres suivants de l'équation de Von Bertalanffy :

1.  $L_\infty = 44$  cm       $K = 0,382$
2.  $L_\infty = 42$  cm       $K = 0,375$

Bien que nous ayons abandonné cette méthode de travail, nous avons rappelé ces résultats pour les comparer à ceux obtenus par LONGHURST (1966) en Sierra Leone, en employant la même méthode. Cet auteur avait trouvé :  $L_\infty = 45$  cm et  $K = 0,38$ , ce qui est très voisin de nos résultats.

## 4.2. Méthode des moindres carrés de Tomlinson et Abramson.

## 4.2.1. PRINCIPE DE LA MÉTHODE.

PIMENTEL-GOMES et MALAVOLTA (1949) et PIMENTEL-GOMES (1953) ont décrit un procédé pour estimer les paramètres de l'équation :

$$y = A \left[ 1 - 10^{-c(x+b)} \right]$$

par la méthode des moindres carrés. Cette équation due à MITSCHERLICH (1930) et connue sous le nom de « loi de Mitscherlich » a été utilisée en agriculture dans des essais de fertilisation. TOMLINSON et ABRAMSON (1961) ont étendu la méthode de Pimentel-Gomes à la recherche des paramètres de l'équation de croissance de Von Bertalanffy :

$$l_t = L_\infty \left[ 1 - e^{-k(t-t_0)} \right]$$

Nous décrivons rapidement ici le principe de la méthode employée par ces auteurs.

Considérons la fonction :

$$Q = \sum_{i,j} \left\{ l_{ij} - L_\infty \left[ 1 - e^{-k(t_j-t_0)} \right] \right\}^2$$

$$i = 1, \dots, r_j$$

$$j = 1, \dots, p$$

où  $r_j$  est le nombre de poissons échantillonnés pour le  $j^{\text{ième}}$  groupe d'âges et  $p$  le nombre de groupes d'âges.

La condition nécessaire mais non suffisante pour que la fonction  $Q$  passe par un minimum est que les dérivées partielles par rapport à  $L_\infty$ ,  $k$  et  $t_0$  soient nulles.

On a donc :

$$\begin{aligned} \sum_{i,j} l_{ij} - n L_\infty + L_\infty e^{kt_0} \sum_{i,j} e^{-kt_j} &= 0 \\ \sum_{i,j} l_{ij} t_j e^{-kt_j} - L_\infty \sum_{i,j} t_j e^{-kt_j} + L_\infty e^{kt_0} \sum_{i,j} t_j e^{-2kt_j} &= 0 \\ \sum_{i,j} l_{ij} e^{-kt_j} - L_\infty \sum_{i,j} e^{-kt_j} + L_\infty e^{kt_0} \sum_{i,j} e^{-2kt_j} &= 0 \end{aligned}$$

Dans ces équations on a :

- $l_{ij}$  = longueur du  $i^{\text{ième}}$  poisson du  $j^{\text{ième}}$  groupe d'âge.
- $t_j$  = âge du poisson dans le  $j^{\text{ième}}$  groupe d'âge,  $t_1 = 0$ .
- $t_0$  = âge hypothétique pour la longueur 0.
- $L_\infty$  = taille maximum théorique.
- $k$  = constante traduisant la courbure de la courbe de croissance.
- $n$  =  $\sum r_j$ .

$L_\infty$ ,  $k$  et  $t_0$  sont les trois paramètres recherchés.

Suivant la méthode de Pimentel-Gomes (1953), TOMLINSON et ABRAMSON ont posé :  $t_j = m_j q$  où  $q$  est un intervalle entre les âges et  $m_j$  un multiplicateur.

Ils ont aussi posé :  $z = e^{-kq}$ .

Les trois équations précédentes peuvent alors s'écrire :

$$\begin{aligned} \sum_{i,j} l_{ij} - L_\infty \times n + L_\infty e^{kt_0} \times \sum_{i,j} z^{m_j} &= 0 \\ \sum_{i,j} t_j l_{ij} z^{m_j} - L_\infty \times \sum_{i,j} t_j z^{m_j} + L_\infty e^{kt_0} \times \sum_{i,j} t_j z^{2m_j} &= 0 \\ \sum_{i,j} l_{ij} z^{m_j} - L_\infty \times \sum_{i,j} z^{m_j} + L_\infty e^{kt_0} \times \sum_{i,j} z^{2m_j} &= 0 \end{aligned}$$

Si une solution à ces trois équations existe, on a :

$$\begin{vmatrix} \sum_{i,j} l_{ij} & n & \sum_{i,j} z^{m_j} \\ \sum_{i,j} t_j l_{ij} z^{m_j} & \sum_{i,j} t_j z^{m_j} & \sum_{i,j} t_j z^{2m_j} \\ \sum_{i,j} l_{ij} z^{m_j} & \sum_{i,j} z^{m_j} & \sum_{i,j} z^{2m_j} \end{vmatrix} = 0$$

Les ordinateurs permettent, par approximations successives, de rechercher la valeur de  $z$  qui résout ce déterminant.  $z$  étant ainsi déterminé, on en déduit facilement  $k$  :

$$(z = e^{-kq})$$

et la recherche de  $L_\infty$  et  $t_0$  est réduite à de l'algèbre simple.

## 4.2.2. DIFFÉRENTES COURBES DE CROISSANCE ÉTABLIES PAR LA MÉTHODE DES MOINDRES CARRÉS.

Les résultats des observations âges-longueurs ont été analysés sur ordinateur IBM à La Jolla (Californie). Nous avons appliqué pour traiter les résultats le programme CIAT DO5, correspondant à la méthode de P. K. Tomlinson et N. J. Abramson (1961), établi par N. J. ABRAMSON (1963) et modifié par C. T. PSAROPULOS. Les âges sont exprimés en mois et les longueurs en centimètres. Les paramètres des différentes équations de Von Bertalanffy calculées et leurs erreurs standard, ainsi que l'erreur standard sur l'estimation de :

$$l = L_{\infty} \left[ 1 - e^{-k(t-t_0)} \right]$$

figurent dans les tableaux suivants. Les erreurs standard sont toutes estimées à partir de la variance résiduelle\*.

Dans l'annexe VI figurent les valeurs  $\hat{l}_j$  calculées et  $l_j$  observées.

$$l_j = \sum_{l,r_j} l_{ij}/r_j$$

TABLEAUX DES RÉSULTATS OBTENUS  
*Pseudotolithus elongatus*. CONGO  
Intervalle d'étude (13 mois-75 mois)

	$L_{\infty}$	k	$t_0$
Estimations.....	51,58	0,01846	-12,09
Erreurs standard.....	3,27	0,00290	2,45

Erreur standard sur l'estimation de  $l = L_{\infty} \left[ 1 - e^{-k(t-t_0)} \right]$  pour les valeurs  $\hat{l}_j$  calculées : 2,198.

Intervalle d'étude (22 mois-94 mois)

	$L_{\infty}$	k	$t_0$
Estimations.....	46,74	0,02287	-8,05
Erreurs standard.....	2,05	0,00364	3,35

Erreur standard sur l'estimation de  $l$  : 1,569.

*Pseudotolithus elongatus*. SIERRA LEONE

Les dates de naissance des *P. elongatus* de Sierra Leone ont été fixées au 1<sup>er</sup> janvier d'après les observations des stades sexuels (A. LONGHURST, 1963). La méthode du rétrocalcul a été employée pour lire les âges sur les otolithes.

Intervalle d'étude (12 mois-48 mois)

	$L_{\infty}$	k	$t_0$
Estimations.....	51,76	0,02141	-5,33
Erreurs standard.....	13,72	0,01093	3,78

Erreur standard sur l'estimation de  $l$  : 1,971.

\* La variance résiduelle est estimée par :  $s^2 = \sum_{i,j} (l_{ij} - \hat{l}_j)^2 / n-3$ ,  $\hat{l}_j$  étant la longueur pour l'âge j obtenue à partir de l'équation calculée.

*Pseudolithus elongatus*. KOUILOU

Dans l'estuaire du Kouilou, les saisons de naissance correspondent comme pour le Congo aux crues du fleuve. Les dates de naissance ont été fixées au 1<sup>er</sup> janvier et au 1<sup>er</sup> mai.

*Intervalle d'étude (21 mois-76 mois)*

« Bossus » pêchés en mer

	$L_{\infty}$	k	$t_0$
Estimations.....	47,68	0,02528	-4,44
Erreurs standard.....	3,01	0,00498	3,18

Erreur standard sur l'estimation de l : 1,78.

*Intervalle d'étude (3 mois-22 mois)*

« Bossus » pêchés dans l'estuaire

	$L_{\infty}$	k	$t_0$
Estimations.....	73,03	0,01893	1,31
Erreurs standard.....	21,56	0,00683	0,35

Erreur standard sur l'estimation de l : 1,62.

## 4.3. Examen des résultats obtenus.

4.3.1. CROISSANCE DES *P. elongatus* AU KOUILOU.

Dans les tableaux précédents, nous avons donné les paramètres k,  $t_0$ ,  $L_{\infty}$  obtenus entre 3 et 22 mois à l'intérieur du Kouilou et entre 21 et 76 mois sur les fonds marins.

D'autre part, 24 gros « bossus » ont été pêchés pendant les périodes de ponte, dans l'estuaire, de 1965 à 1969, et 34 autres en février 1969 sur les fonds marins par le chalutier « SIROCCO ». L'âge de tous ces poissons a été lu. Quarante-cinq d'entre eux avaient entre 72 et 112 mois, treize avaient plus de 120 mois sans qu'il soit possible de déterminer leur âge exact. En donnant 120 mois à ces derniers poissons, nous avons calculé à partir de l'ensemble des données précédentes, les paramètres de la droite d'ajustement :  $L = a + bt$ , où L est la longueur en centimètres et t l'âge en mois. On a trouvé l'équation suivante :

$$L = 48,16 - 0,017 t$$

L'écart-type du coefficient de régression est égal à 0,023. La pente n'est donc pas significativement différente de zéro et il est donc permis de penser que pour les poissons de plus de 72 mois, la croissance est terminée. Comme première estimation de la taille maximale atteinte, on prendra alors la moyenne des longueurs des 58 poissons de plus de 72 mois. On a alors :  $L_m = 46,23$  cm.

On voit alors nettement que le paramètre  $L_{\infty}$  obtenu dans l'intervalle 3-22 mois n'a aucune signification biologique. Par contre, dans l'intervalle 21 mois-76 mois,  $L_{\infty}$  n'est pas significativement différent de  $L_m$ .

## 4.3.2. CROISSANCE COMPARÉE AU CONGO KOUILOU ET SIERRA LEONE.

Les paramètres de croissance dans les trois localités sont identiques lorsqu'ils ont été calculés pour des âges comparables. Pour les poissons de plus de 21 mois, on trouve d'autre part que les

$L_{\infty}$  calculés ne sont pas significativement différents de la première estimation de  $L_m$  ( $L_{\infty} = 46,74$ ,  $L_{\infty} = 47,68$ ,  $L_m = 46,23$ ). Plus les observations englobent de poissons jeunes et plus  $L_{\infty}$  augmente. Pour les poissons de plus de 12 mois, on trouve  $L_{\infty} = 51,58$  et  $L_{\infty} = 51,76$ , alors que dans l'intervalle 3 mois-22 mois,  $L_{\infty}$  atteint 73,03 cm.

#### 4.3.3. DISCUSSION.

Les paramètres  $k$ ,  $t_0$  et  $L_{\infty}$  sont les paramètres mathématiques de l'équation de Von Bertalanffy qui donne la meilleure estimation de la croissance, dans un intervalle de temps déterminé par les observations des biologistes. Si les différents chercheurs ont généralement admis le principe de paramètres mathématiques en ce qui concerne  $k$  et  $t_0$ , il semble qu'une confusion systématique se soit largement instaurée en ce qui concerne  $L_{\infty}$ . On a donné à la longueur  $L_{\infty}$  une valeur biologique en la confondant avec la taille maximale atteinte par le poisson. Cette taille maximale  $L_m$  est en réalité définie par la moyenne des tailles des poissons ayant terminé leur croissance. La confusion est explicable, d'une part par le fait que dans certaines études de croissance  $L_{\infty}$  et  $L_m$  ont des valeurs pratiquement égales, d'autre part parce que souvent les poissons échantillonnés ne comprennent pas d'exemplaires âgés en fin de croissance et qu'il est donc impossible de déterminer  $L_m$ . Ce dernier cas intervient souvent lorsqu'il y a surpêche (overfishing des anglophones). Plus la pêche est intensive et plus la longévité des poissons est faible, entraînant une augmentation du paramètre  $L_{\infty}$ . Cette augmentation est liée à l'intervalle d'étude qui intéresse des poissons de plus en plus jeunes à mesure que l'intensité de pêche augmente.

La confusion systématique de  $L_{\infty}$  et  $L_m$  peut conduire les biologistes à deux interprétations erronées des résultats obtenus. Supposons par exemple que tous les « bossus » de plus de 24 cm vivant sur les fonds marins devant le Kouilou disparaissent pour une raison quelconque. Le biologiste, au vu de la courbe de croissance établie pour les poissons de 3 à 22 mois, pourrait en déduire que la taille maximale atteinte ne serait plus de 47 cm mais de 71 cm. Cette conclusion ne reposant sur aucune observation biologique réelle n'aurait évidemment aucune valeur. W. KNIGHT (1968) a souligné le danger couru par les biologistes en extrapolant leurs résultats mathématiques en dehors des intervalles d'observations.

Supposons maintenant un biologiste qui a déjà obtenu un paramètre  $L_{\infty} = 47$  cm dans l'étude des *P. elongatus* pêchés au Congo par les chalutiers industriels. S'intéressant par la suite aux *P. elongatus* du Kouilou, il échantillonne sur l'unique senne de plage qui opère sporadiquement à l'intérieur de l'estuaire. Les « bossus » échantillonnés lui permettent d'obtenir les paramètres de la courbe de croissance de 3 à 22 mois.  $L_{\infty}$  est alors égal à 71 cm. Il pourrait alors conclure par comparaison entre les deux valeurs de  $L_{\infty}$  à une importante surpêche au Kouilou. Or, nous savons que la pêche y est pratiquement inexistante. L'erreur ici s'expliquerait par l'absence dans ses échantillons, des « bossus » de plus de 2 ans vivant en mer et non touchés par la pêcherie étudiée.

La conclusion de ce chapitre est qu'il est nécessaire d'être extrêmement prudent dans l'extrapolation des résultats en dehors des intervalles d'observations biologiques. Il est possible que la croissance soit influencée par la surpêche pour certains poissons. L'étude comparative des paramètres  $L_{\infty}$  obtenus pour diverses intensités de pêche ne suffit pas à le prouver. En ce qui concerne les *P. elongatus* du Kouilou, du Congo et de Sierra Leone soumis respectivement à une pêche très faible, une pêche intensive et une surpêche, nous avons vu qu'il n'y a aucune différence significative dans les paramètres des équations de croissance pour des intervalles d'études comparables.

## 5. MORTALITÉS

## 5.1. Généralités.

Nous rappellerons ici les notions de mortalité telles qu'elles ont été définies par BEVERTON et HOLT (1956, 1957) et GULLAND (1964). La rapidité avec laquelle l'effectif de la population décroît peut être exprimée par :

$$\frac{dN}{dt} = -ZN$$

où  $Z$  est défini comme le coefficient instantané de mortalité totale,  $N$  étant le nombre de poissons à l'instant  $t$ . A partir de cette équation, le nombre d'animaux en vie à une époque donnée,  $N_t$ , sera égal à :

$$N_t = N_0 e^{-Zt}$$

$N_0$  étant le nombre de poissons en vie à l'instant  $t = 0$ . La diminution de l'effectif d'une population de poissons est due à deux causes : morts naturelles (maladies, prédation ...) et captures par pêche.

Comme pour la mortalité totale on peut définir un coefficient instantané de mortalité naturelle  $M$  tel que :

$$\frac{dN}{dt} = -MN$$

et un coefficient instantané de mortalité par pêche  $F$  tel que :

$$\frac{dN}{dt} = -FN$$

Pour un intervalle de temps  $dt$  les morts provoquées par pêche sont égales à  $FN dt$ , les morts naturelles à  $MN dt$  et les morts totales à  $ZN dt$ . Les coefficients instantanés de mortalité s'ajoutant, on a :

$$F + M = Z$$

Dans la pratique, le coefficient de mortalité le plus facile à obtenir est celui de mortalité totale. On peut l'obtenir aisément si l'on connaît les abondances  $N_0$  et  $N_1$  à deux moments donnés, car on a :

$$e^{-Zt} = \frac{N_1}{N_0} = S$$

Si  $t = 1$  on a :  $e^{-Z} = S$ .

On calcule souvent  $Z$  sur une base annuelle en admettant que le coefficient de mortalité totale reste constant d'une année sur l'autre.

Comme estimation du coefficient de mortalité naturelle des « bossus » pêchés au Congo, nous prendrons le coefficient de mortalité totale des « bossus » échantillonnés devant l'estuaire du Kouilou. Nous pouvons en effet considérer que la mortalité par pêche y était pratiquement nulle du moins jusqu'en 1968. Nous savons que les « bossus » du Kouilou sont comme ceux du Congo pleinement recrutés sur les fonds marins à la taille de 24 cm et que leur croissance sur ces fonds suit exactement la même loi de Von Bertalanffy. Nous admettrons que les structures démographiques dans les deux localités sont les mêmes en l'absence de pêche; en d'autres termes, que les mortalités naturelles y sont identiques.

## 5.2. Estimation de la mortalité naturelle au Kouilou.

### 5.2.1. ESTIMATION DE LA MORTALITÉ NATURELLE EN MER.

Cette mortalité a été estimée à partir des six échantillons récoltés sur les fonds marins devant le Kouilou et totalisant 2600 *P. elongatus*. Le recrutement, en l'absence de pêche est supposé constant. Les distributions de longueurs obtenues pour chaque échantillon sont converties en distributions par classes d'âges à partir des clefs âges-longueurs établies lors de chaque échantillonnage. On dispose ainsi d'indices d'abondance  $N_2, N_3, N_4, N_5$  correspondant aux groupes d'âges 2, 3, 4 et 5, les poissons des groupes d'âges 0 et 1 n'étant pas capturés sur les fonds marins et les données pour les classes plus âgées étant trop rares pour que les résultats aient un sens. On peut alors estimer les coefficients de mortalité moyens  $M_{2-3}$  de 2,5 à 3,5 ans,  $M_{3-4}$  de 3,5 à 4,5 ans et  $M_{4-5}$  de 4,5 à 5,5 ans à partir des rapports  $\frac{N_3}{N_2}, \frac{N_4}{N_3}$ , et  $\frac{N_5}{N_4}$ .

En groupant les six échantillons pour un seul traitement, on a obtenu :

$$\frac{\sum N_3}{\sum N_2} = 0,775 \quad \text{d'où l'on tire : } M_{2-3} = 0,254$$

$$\frac{\sum N_4}{\sum N_3} = 0,715 \quad M_{3-4} = 0,336$$

$$\frac{\sum N_5}{\sum N_4} = 0,645 \quad M_{4-5} = 0,439$$

En supposant que la vulnérabilité par rapport au chalut soit la même pour les classes d'âges 2, 3, 4 et 5, le coefficient de mortalité naturelle augmenterait avec l'âge.

### 5.2.2. ESTIMATION DE LA MORTALITÉ NATURELLE DANS L'ESTUAIRE DU KOUILOU.

Nous avons capturé à la senne de plage 3800 « bossus » à l'intérieur de l'estuaire du Kouilou. 3600 d'entre eux avaient de 3 mois à 24 mois et nous avons pu estimer le coefficient de mortalité naturelle  $M_{0-1}$ . En traitant l'ensemble des échantillons comme précédemment on a obtenu :

$$\frac{\sum N_1}{\sum N_0} = 0,850 \quad \text{d'où l'on tire : } M_{0-1} = 0,162$$

Le fait que les poissons de 2 ans quittent l'estuaire du Congo pour passer sur les fonds marins n'a pas permis de calculer le rapport  $\frac{\sum N_2}{\sum N_1}$  et d'estimer la mortalité naturelle comme précédemment entre 1,5 an et 2,5 ans.

## 5.3. Estimation de la mortalité totale au Congo.

### 5.3.1. MORTALITÉ TOTALE ENTRE DEUX CLASSES D'ÂGES SUCCESSIVES : $Z_n, n+1$ .

#### 5.3.1.1. Première méthode d'estimation.

De la même façon que nous avons estimé la mortalité naturelle au Kouilou, nous avons estimé la mortalité totale au Congo en supposant le recrutement constant. Nous avons traité chaque échantillon séparément. Comme précédemment nous sommes passé des distributions de longueurs à des distributions par groupes d'âges. Nous n'avons retenu pour cette étude que les « bossus » nés en grande crue, dont la naissance a été fixée au 1<sup>er</sup> janvier. Les bossus nés en petite crue, dont le recrutement est extrêmement variable ont été éliminés de cette étude.

Les différents résultats obtenus par cette méthode à partir de 26 échantillons récoltés en 1965, 1966 et 1967 sont résumés dans le tableau suivant :

$Z_{2-3}$	$Z_{3-4}$	$Z_{4-5}$	$Z_{5-6}$
—	0,356	0,579	0,820
—	0,653	0,083	0,693
—	0,941	0,544	0,916
—	1,203	0,597	0,910
0,322	0,300	0,223	—
1,203	0,342	0,693	—
—	0,693	0,248	0,820
0,559	0,477	0,916	—
0,732	0,185	0,693	—
0,576	0,223	0,916	—
0,672	0,506	0,083	0,916
0,506	0,185	1,347	0,693
0,327	0,223	0,615	1,203
1,078	0,287	0,916	—
—	0,477	1,560	1,660
0,280	0,916	1,514	—
0,579	1,560	1,347	1,386
0,385	0,445	2,302	—
0,356	1,347	0,000	—
0,597	1,049	1,514	—
0,597	0,445	0,941	—
0,653	0,223	1,469	—
—	0,693	0,916	—
0,477	0,653	0,776	—
0,477	0,693	1,049	1,000
—	0,693	0,916	—
$\bar{Z}_{2-3}$	$\bar{Z}_{3-4}$	$\bar{Z}_{4-5}$	$\bar{Z}_{5-6}$
0,576	0,606	0,875	1,002

### 5.3.1.2. Deuxième méthode d'estimation.

Nous pouvons prendre comme nouvel indice d'abondance la prise par unité d'effort en nombre de poissons par classe d'âge aux mois de novembre et décembre 1964, 1965 et 1966.

Pendant ces deux mois, la disponibilité du stock sur les fonds marins est supposée identique d'une année sur l'autre. A partir des clefs âges-longueurs, on calcule le nombre  $n_2, n_3, n_4$  etc. des « bossus » des 2<sup>ème</sup>, 3<sup>ème</sup>, 4<sup>ème</sup> ... groupes d'âges pour l'ensemble des échantillons récoltés pendant les mois de novembre et décembre. Le poids  $p$  de ces échantillons étant connu ainsi que le poids  $P$  des débarquements et le nombre  $j$  de jours de pêche au Congo pendant les mois de novembre et décembre, les prises par unité d'effort  $N_2, N_3, N_4$  en nombre de poissons par classe d'âge seront obtenus en multipliant  $n_2, n_3, n_4$  ... par :

$$\frac{P}{p \times j}$$

La date de naissance des « bossus » étant fixée au 1<sup>er</sup> janvier, les rapports

$$\frac{N_3}{N_2}, \frac{N_4}{N_3}, \frac{N_5}{N_4}, \frac{N_6}{N_5}$$

donneront donc les mortalités entre 2 et 3, 3 et 4, 4 et 5, 5 et 6 ans.

L'ensemble des résultats figure dans les tableaux suivants :

	Prise par jour de mer des poissons nés le 1 <sup>er</sup> janvier					
	1964	1963	1962	1961	1960	1959
Novembre-décembre 64.....		2768	2088	1094	875	199
— — 65.....	3006	1638	1104	505	259	
— — 66.....	1860	933	530	172		

Pourcentage  $N_{t+1} / N_t$  du 1<sup>er</sup> décembre au 1<sup>er</sup> décembre :

2 à 3 ans	3 à 4 ans	4 à 5 ans	5 à 6 ans
0,59	0,52	0,46	0,29
0,62	0,56	0,48	0,34

Mortalité totale du 1<sup>er</sup> décembre au 1<sup>er</sup> décembre :

$Z_2$	$Z_3$	$Z_4$	$Z_5$
0,524	0,637	0,773	1,217
0,480	0,563	0,734	1,077
$\bar{Z}_2$	$\bar{Z}_3$	$\bar{Z}_4$	$\bar{Z}_5$
0,502	0,600	0,754	1,147

Les mortalités totales obtenues ici ne sont pas directement comparables aux précédentes. Les coefficients de mortalité sont établis entre 2 et 3 ans, 3 et 4 ans, ... et non plus entre 2,5 et 3,5 ans ...

Les mortalités  $Z_{2-3}$ ,  $Z_{3-4}$ ,  $Z_{4-5}$ , entre 2,5 et 3,5, 3,5 et 4,5, 4,5 et 5,5 ans peuvent être estimées de la façon suivante :

$$Z_{2-3} = \frac{Z_2 + Z_3}{2} = 0,550$$

$$Z_{3-4} = \frac{Z_3 + Z_4}{2} = 0,675$$

$$Z_{4-5} = \frac{Z_4 + Z_5}{2} = 0,947$$

### 5.3.1.3. Troisième méthode d'estimation.

Cette méthode est basée comme la précédente sur les prises par unité d'effort. De 1965 à 1968, le nombre total de jours de mer passés au Congo n'a pratiquement pas varié. L'effort de pêche annuel peut être estimé comme constant. On peut donc considérer que les nombres de « bossus » nés en janvier 1963, débarqués chaque année de 1965 à 1968, constituent des indices  $N_2$ ,  $N_3$ ,  $N_4$ ,  $N_5$  de l'abondance des « bossus » de 2 à 3 ans, de 3 à 4 ans et de 4 à 5 ans.

Ces nombres sont établis à partir des clefs âges-longueurs, des poids P des débarquements, des distributions de fréquence et des poids p des échantillons. Les estimations ont été établies mois par mois en 1965 et trimestre par trimestre en 1966, 1967 et 1968.

Les résultats sont groupés dans le tableau suivant :

Année de capture	Estimation du nombre N de « bossus » nés au 1 <sup>er</sup> janvier 1963 capturés au Congo			
	1965	1966	1967	1968
N	653.147	376.212	200.144	79.857

On en déduit :  $\frac{N_3}{N_2} = 0,575$ ,  $\frac{N_4}{N_3} = 0,531$ ,  $\frac{N_5}{N_4} = 0,398$ .

d'où l'on tire :  $Z_{2-3} = 0,550$ ,  $Z_{3-4} = 0,630$ ,  $Z_{4-5} = 0,910$ .

Les trois méthodes précédentes donnent des résultats très cohérents. Les  $Z_{3-4}$  et  $Z_{4-5}$  calculés par la première méthode sont plus faibles que ceux calculés par les méthodes des prises par unité d'effort, ce qui peut provenir d'un affaiblissement du recrutement d'une année sur l'autre.  $Z_{2-3}$  est par contre plus fort par la première méthode, mais cela est probablement dû au fait que l'on commence à se servir des données seulement quand les poissons semblent pleinement recrutés. En septembre, octobre, novembre, les valeurs de  $Z_{2-3}$  seraient sans cela très souvent négatives.

### 5.3.2. VALEUR DE LA MORTALITÉ MOYENNE POUR L'ENSEMBLE DE LA POPULATION PÊCHÉE AU CONGO.

Les mortalités moyennes entre 2,5 et 5,5 ans, âges correspondant pratiquement à l'ensemble de la population pêchée peuvent être estimées de la façon suivante à partir des trois méthodes précédentes :

$$a - Z_{2-5} = \frac{Z_{2-3} + Z_{3-4} + Z_{4-5}}{3} = 0,686$$

$$b - Z_{2-5} = \frac{Z_{2-3} + Z_{3-4} + Z_{4-5}}{3} = 0,724$$

$$c - Z_{2-5} = \frac{Z_{2-3} + Z_{3-4} + Z_{4-5}}{3} = 0,697.$$

Nous pouvons comparer l'ensemble des résultats précédents à ceux obtenus par d'autres méthodes d'estimation du coefficient de mortalité moyen valable pour l'ensemble de la population.

#### 5.3.2.1. Estimation de Z par la méthode des longueurs moyennes.

Une des méthodes d'estimation de Z pour l'ensemble de la population est celle décrite par BEVERTON et HOLT (1956). Elle est basée comme celle de BARANOV (1918) sur la longueur moyenne des poissons pêchés.

$$\text{Elle s'écrit : } Z = \frac{K (L_\infty - \bar{l})}{\bar{l} - l_r}$$

où  $\bar{l}$  est la longueur moyenne des poissons dans les captures,  $l_r$  la taille où les poissons sont pleinement recrutés, K et  $L_\infty$  les paramètres de l'équation de Von Bertalanffy. On a estimé à partir de l'ensemble des distributions de fréquence en mer et dans l'estuaire du Kouilou que les « bossus »

sont pleinement recrutés sur les fonds de pêche entre 24 et 25 cm. La courbe de croissance qui nous intéresse ici est donc celle des « bossus » de plus de 24 cm donnée par l'équation :

$$l = 46,74 \left[ 1 - e^{-0,274(t-0,67)} \right]$$

La valeur  $\bar{l}$  a été estimée par la longueur moyenne de l'ensemble des poissons mesurés dans les échantillons récoltés au port et dont les sous-échantillons ont servi à l'étude de la croissance. On a alors :  $\bar{l} = 30,77$ . En donnant successivement à  $l_r$  les valeurs 24 et 25, on a donc :

$$a - Z = 0,274 \times \frac{46,74 - 30,77}{30,77 - 24} = 0,646$$

$$b - Z = 0,274 \times \frac{46,74 - 30,77}{30,77 - 25} = 0,758$$

Ces deux valeurs sont du même ordre de grandeur que les valeurs précédentes. En réalité, cette méthode est peut-être plus intéressante pour confirmer la valeur de  $l_r$ , toujours délicate à établir, que pour le calcul de  $Z$ .

### 5.3.2.2. Estimation de $Z$ par la méthode de Jackson (1939).

Dans cette méthode décrite par RICKER (1958),  $S = e^{-Z}$  est estimé de la façon suivante :

$$S = \frac{N_3 + N_4 + N_5 + N_6}{N_2 + N_3 + N_4 + N_5}$$

Nous avons appliqué cette méthode à partir des estimations des nombres de « bossus » nés en grande crue (1<sup>er</sup> janvier) pêchés mensuellement en 1964-1965.

	Estimation du nombre de poissons pêchés mensuellement et nés en grande crue (1 <sup>er</sup> janvier)				
	1963	1962	1961	1960	1959
Décembre.....	60.075	66.905	31.773	6.905	4.503
Janvier.....	293.763	109.752	36.128	14.458	2.544
Février.....	93.849	48.871	13.559	4.212	1.413
Mars.....	19.050	13.697	7.899	804	121
Avril.....	33.183	23.503	11.775	3.786	561
Mai.....	27.097	18.954	4.914	5.054	4.176
Juin-Juillet.....	0	0	0	0	0
Août.....	3.710	1.715	630	140	52
Septembre.....	9.275	5.544	1.510	3.796	251
Octobre.....	64.528	35.899	23.176	9.087	4.793
Novembre.....	20.269	10.592	8.476	1.926	963
Total.....	624.799	335.432	139.840	50.168	19.377

On obtient respectivement les 10 valeurs de  $S$  suivantes : 0,664 — 0,357 — 0,424 — 0,543 — 0,548 — 0,590 — 0,409 — 0,502 — 0,549 — 0,532. Les valeurs correspondantes de  $Z$  sont : 0,41 — 1,03 — 0,86 — 0,61 — 0,60 — 0,53 — 0,89 — 0,69 — 0,60 — 0,63.

On peut estimer la mortalité totale à partir de cette méthode par la moyenne  $\bar{Z}$  des dix valeurs précédentes et l'on a :  $\bar{Z} = 0,685$ .

En conclusion, on peut admettre que les résultats obtenus à partir des différentes méthodes pour estimer la mortalité totale sont satisfaisants à condition de multiplier les observations pour obtenir des valeurs moyennes acceptables.

#### 5.4. Mortalité due à la pêche.

Nous pouvons obtenir les coefficients de mortalité due à la pêche dans les intervalles de 2,5 à 3,5 ans, etc. à partir des résultats obtenus précédemment en écrivant :

$$F_{n-n+1} = Z_{n-n+1} - M_{n-n+1}$$

on a alors les trois résultats possibles :

$$\begin{aligned} F_{2-3} : 0,322 - 0,296 - 0,296 & \qquad F_{3-4} : 0,270 - 0,339 - 0,294 \\ F_{4-5} : 0,436 - 0,508 - 0,471. & \end{aligned}$$

On constate alors que la mortalité due à la pêche est plus forte chez les poissons plus âgés. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que la pêche se concentre sur les gros « bossus » en période de reproduction. Ce phénomène a aussi été noté par TROADEC (1968) sur les *P. senegalensis* pêchés sur les petits fonds devant l'estuaire du Kouilou. D'autre part, on a vu dans l'étude écologique précédente que les gros « bossus » s'aventuraient toujours davantage que les petits sur le biotope marin et étaient par conséquent plus vulnérables pour les chalutiers.

#### 5.5. Comparaison des résultats obtenus pour les coefficients de mortalité à partir des débarquements industriels et des prises par un chalutier de recherche.

Les 24 chalutages d'une heure chacun, effectués par le chalutier de recherche « OMBANGO » sur la radiale de Kipundji à des fins d'échantillonnage biologique étrangères à la dynamique des populations, ont cependant permis d'estimer la mortalité totale comme précédemment par les indices d'abondance  $N_2, N_3, N_4 \dots$  obtenus à partir des distributions de fréquence (en supposant le recrutement constant).

L'ensemble des indices  $N_2, N_3, N_4 \dots$  a été groupé pour un traitement unique. 80 % des effectifs obtenus proviennent de deux chalutages effectués en période d'abondance pendant la grande crue du Congo.

On a obtenu les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \frac{\sum N_3}{\sum N_2} = 0,387 & \qquad \text{d'où l'on tire : } Z_{2-3} = 0,95 \\ \frac{\sum N_4}{\sum N_3} = 0,339 & \qquad Z_{3-4} = 1,08 \\ \frac{\sum N_5}{\sum N_4} = 0,298 & \qquad Z_{4-5} = 1,20 \end{aligned}$$

J. P. TROADEC (1968), opérant avec le même chalutier sur la radiale de Pointe-Noire, a trouvé pour les *P. senegalensis* une valeur moyenne pour Z égale à 1,20 alors qu'avec un navire de pêche, le « TROUZ AR MOOR », opérant, il est vrai, en un autre endroit (estuaire du Kouilou), il trouve une valeur moyenne Z égale à 0,67.

Les résultats sont semblables en ce qui concerne les coefficients de mortalité totale des *P. elongatus* et *P. senegalensis* si les navires échantillonneurs sont les mêmes. Vu le peu de données récoltées sur un navire de recherche dans le cas des *P. elongatus* et sur un navire de pêche dans le cas de *P. senegalensis*, il est possible que la similitude des résultats soit due au hasard.

En ce qui concerne *P. elongatus*, la différence des résultats obtenus à partir des échantillons de navires commerciaux et du navire de recherche pourrait s'expliquer par un biais dans l'échantillonnage, biais dû au fait que, d'une part les navires commerciaux se concentrent en période de ponte sur les zones d'abondance où les poissons âgés sont nombreux, d'autre part, la sélectivité du chalut de recherche n'est pas la même pour les gros poissons que celle des chaluts commerciaux. Les gros poissons échappent plus facilement au chalut de recherche.

La radiale de Kipundji explorée par l'« OMBANGO » pour résoudre des problèmes biologiques de lecture d'âge, occupait le plus souvent une position marginale par rapport à l'ensemble du stok. Un deuxième biais important a été ainsi introduit, particulièrement en période de reproduction où les poissons prêts à pondre se rapprochaient de l'embouchure du Congo à la recherche des eaux plus dessalées.

En l'absence de stratégie d'échantillonnage adaptée aux navires de recherche pour le problème de l'étude de la dynamique des stocks de « bossus », il n'est pas possible d'accorder la moindre confiance aux valeurs des coefficients de mortalité que nous avons obtenus à partir des échantillons du navire de recherche. Si l'on admettait comme coefficients de mortalité 0,95 — 1,08 et 1,20, à partir des 653.147 « bossus » dénombrés dans les débarquements en 1965, nés en grande crue 62-63 (1<sup>er</sup> janvier 1963), on n'aurait capturé que 85.688 « bossus » de la même classe d'âge en 1967, au lieu des 200.144 effectivement pêchés.

Nous avons accordé une plus grande confiance aux navires de pêche comme échantillonneurs du stock pêché, stock qui nous intéresse avant tout dans cette étude.

## 6. RENDEMENTS

### 6.1. Équations de rendement.

Nous avons jusqu'ici estimé les paramètres de base intéressant la population de « bossus » : croissance, mortalité naturelle, mortalité due à la pêche, recrutement sur les fonds de pêche. Nous traiterons ici de la manière d'utiliser ces paramètres dans différents modèles mathématiques.

#### 6.1.1. ÉQUATION DE BEVERTON ET HOLT (1957).

Nous supposons en première approximation que les paramètres biologiques sont constants d'une année à l'autre et d'une classe d'âge à la suivante. On peut alors calculer la production d'une seule classe d'âge durant toute sa vie et cette production sera identique à la production annuelle de toutes les classes d'âge présentes dans la pêcherie (J. A. GULLAND, 1969).

Soient :

- $N_t$  = le nombre de poissons vivant au temps  $t$
- $R$  = le nombre de recrues au temps  $t_r$
- $R'$  = le nombre de poissons vivant au temps  $t_c$
- $M$  = le coefficient instantané de mortalité naturelle
- $F$  = le coefficient instantané de mortalité due à la pêche
- $t_r$  = l'âge au recrutement
- $t_c$  = l'âge à la première capture

On a pour  $t_r < t < t_c$  :

$$\frac{dN_t}{dt} = -MN_t$$

On en tire :

$$N_t = R e^{-M(t-t_r)}$$

$$R' = R e^{-M(t_c-t_r)}$$

Pour  $t > t_c$  on a :

$$\frac{dN_t}{dt} = -(F+M)N_t$$

On peut écrire :

$$N_t = R' e^{-(F+M)(t-t_c)}$$

ou encore :

$$N_t = R e^{-M(t_c-t_r) - (F+M)(t-t_c)}$$

Le nombre de poissons pêchés entre les temps  $t$  et  $t+dt$  sera  $F.N_t dt$  de sorte que l'on obtiendra le nombre de captures  $C$  par l'intégrale :

$$C = \int_{t_c}^{t_L} FN_t dt, \quad t_L \text{ étant l'âge maximal atteint par le poisson.}$$

On peut encore écrire :

$$C = \int_{t_c}^{t_L} FR' e^{-(F+M)(t-t_c)} dt$$

et, en intégrant :

$$C = R' \cdot \frac{F}{F+M} \left[ 1 - e^{-(F+M)(t_L-t_c)} \right]$$

Si  $t_L$  est suffisamment grand pour que l'on puisse négliger  $e^{-(F+M)(t_L-t_c)}$  on a :

$$C = \frac{FR'}{F+M}$$

Le poids capturé entre le temps  $t$  et  $t+dt$  est donné par :

$$dY_t = FN_t W_t dt$$

où  $W_t$  est le poids d'un poisson d'âge  $t$ .

Le poids total capturé sera donc donné par :

$$Y = \int_{t_c}^{t_L} FN_t W_t dt$$

On se sert de l'équation de Von Bertalanffy pour exprimer la croissance en poids.

On a donc :

$$W_t = W_\infty \left[ 1 - e^{-K(t-t_0)} \right]^3$$

$$W_t = W_\infty \left[ 1 - 3e^{-K(t-t_0)} + 3e^{-2K(t-t_0)} - e^{-3K(t-t_0)} \right]$$

On peut représenter l'expression entre parenthèses sous forme de sommation :

$$W_t = W_\infty \sum_{n=0}^{n=3} U_n e^{-nK(t-t_0)}$$

avec :  $U_0 = 1$ ,  $U_1 = -3$ ,  $U_2 = 3$ ,  $U_3 = -1$ .

On peut alors écrire :

$$Y = \int_{t_c}^{t_L} F.R'.W_\infty e^{-(F+M)(t-t_c)} \sum_0^3 U_n e^{-nK(t-t_0)} dt$$

En écrivant :  $t-t_0 = (t-t_c) - (t_c-t_0)$ .

On obtient :

$$Y = FR'W_\infty \sum_0^3 U_n \int_{t_c}^{t_L} e^{-(F+M+nK)(t-t_c)} e^{-nK(t_c-t_0)} dt$$

ce qui devient en intégrant :

$$Y = FR'W_\infty \sum_0^3 \frac{U_n}{F+M+nK} e^{-nK(t_c-t_0)} \left[ 1 - e^{-(F+M+nK)(t_L-t_c)} \right]$$

Si l'on prend  $t_L$  suffisamment grand on peut négliger le dernier terme. On peut alors exprimer le rendement par la formule :

$$Y = FR'W_\infty \sum_0^3 \frac{U_n e^{-nK(t_c-t_0)}}{F+M+nK}$$

ou en fonction de R :

$$Y = FR e^{-M(t_c-t_r)} W_\infty \sum_0^3 \frac{U_n e^{-nK(t_c-t_0)}}{F+M+nK} \quad (1)$$

En dehors de la production totale, il est intéressant de connaître la biomasse moyenne  $B'$  des poissons de la phase exploitée. Le rendement  $Y$  représentant  $F$  fois cette biomasse, on a :

$$B' = R'W_\infty \sum_0^3 \frac{U_n e^{-nK(t_c-t_0)}}{F+M+nK}$$

On peut également avoir une estimation du nombre moyen de poissons dans la phase exploitée en divisant la prise en nombre par  $F$  :

$$N' = \frac{R'}{F+M}$$

Le poids moyen de chaque poisson dans la phase exploitée est donc :

$$\bar{W} = \frac{B'}{N'} = \frac{Y}{C} = W_{\infty} \sum_0^3 \frac{U_n (F+M) e^{-nK(t_c-t_0)}}{F+M+nK}$$

### 6.1.2. ÉQUATION RÉDUITE DE BEVERTON (1963).

Dans l'équation (1) de Beverton et Holt les paramètres  $M$ ,  $W_{\infty}$ ,  $K$ ,  $t_c$ ,  $t_r$  et  $F$  apparaissent comme des variables indépendantes. Holt (1957, 1962) a montré que des généralisations apparaissent si les paramètres sont groupés de façon particulière. Beverton (1963) en admettant que  $t_L = \infty$ , en introduisant  $L_c$ , longueur du poisson à la première capture, en définissant le taux d'exploitation  $E = \frac{F}{F+M}$  et en posant  $t_c = t_r$ , a montré qu'un indice de la prise par recrue peut être obtenu par :

$$Y' = \frac{Y}{RW_{\infty}} = E \sum_{n=0}^{n=3} \frac{U_n \left(1 - \frac{L_c}{L_{\infty}}\right)^n}{1 + \frac{nK}{M} (1-E)} \quad (2)$$

Cette équation est particulièrement appropriée à la pêcherie de « bossus » de l'estuaire du Congo basée sur des poissons matures pour lesquels les chaluts n'ont aucune action sélective et où, par conséquent  $t_c = t_r$ . Comme dans les équations précédentes, la sommation  $\sum_0^3$  s'étend aux quatre termes du développement de  $\left(1 - \frac{L_c}{L_{\infty}}\right)^3$  avec  $U_n = +1, -3, +3, -1$  pour  $n = 0, +1, +2, +3$ .

### 6.1.3. ÉQUATION DE RENDEMENT BASÉE SUR UNE FONCTION $\beta$ INCOMPLÈTE (GULLAND, 1969).

Les méthodes précédentes ne sont applicables que si le poids est proportionnel au cube de la longueur. S'il n'en est pas ainsi, Gulland (1969) a montré que le rendement  $Y$  peut s'exprimer par une fonction  $\beta$  incomplète. Cette fonction qui s'écrit  $B_x(p,q)$  est définie par l'intégrale :

$$\int_0^x y^{p-1} (1-y)^{q-1} dy$$

où  $p$  et  $q$  sont des constantes positives, la valeur de  $x$  étant comprise entre 0 et 1.

Pour exprimer le rendement au moyen de la fonction  $\beta$  nous pouvons écrire pour  $t_L = \infty$  :

$$Y = \int_{t_c}^{\infty} FN_t W_t dt$$

$$\text{où } N_t = R e^{-M(t_c-t_r)} e^{-(F+M)(t-t_c)}$$

$$\text{Si l'on écrit : } t - t_c = (t-t_0) - (t_c-t_0)$$

$$\text{on a : } N_t = R e^{M(t_r-t_0)} e^{F(t_c-t_0)} e^{-Z(t-t_0)}$$

Si le poids  $W_t$  est proportionnel à  $l_t^b$  on a :

$$W_t = W_\infty \left[ 1 - e^{-K(t-t_0)} \right]^b$$

$$\text{Si l'on pose } y = e^{-K(t-t_0)}$$

$$\text{pour } t = \infty \text{ on a } y = 0$$

$$\text{pour } t = t_c \text{ on a } y = e^{-K(t_c-t_0)}$$

$$\text{Nous avons d'autre part : } e^{-K(t_c-t_0)} = 1 - \frac{L_c}{L_\infty}$$

Si l'on pose  $C = \frac{L_c}{L_\infty}$  on peut alors écrire :

$$N_t = R e^{M(t_r-t_0)} (1-C)^{\frac{F}{K}} y^{\frac{Z}{K}}$$

$$W_t = W_\infty (1-y)^b$$

$$dt = - \frac{dy}{Ky}$$

Le rendement pondéral  $Y$  devient alors :

$$Y = - \int_{1-C}^0 FR e^{M(t_r-t_0)} W_\infty (1-C)^{\frac{F}{K}} y^{\frac{Z}{K}} (1-y)^b \frac{dy}{Ky}$$

Si l'on écrit :  $g = \frac{F}{K}$  et  $m = \frac{M}{K}$  on a :

$$Y = RW_\infty e^{M(t_r-t_0)} g (1-C)^{-g} \int_0^{1-C} y^{(m+g-1)} (1-y)^b dy$$

$$Y = RW_\infty e^{M(t_r-t_0)} g (1-C)^{-g} B_{1-C}(m+g, b+1) \quad (3)$$

L'expression ci-dessus du rendement comprend trois termes. Le premier terme :  $RW_\infty e^{M(t_r-t_0)}$ , est une constante. Le second terme dépend de deux paramètres,  $g = \frac{F}{K}$  et  $C = \frac{L_c}{L_\infty}$ . Le troisième dépend de quatre paramètres  $g$ ,  $C$ ,  $m = \frac{M}{K}$  et  $b$ .

Lorsque les valeurs de ces quatre paramètres ont été estimées par le biologiste des pêches, il existe des tables de la fonction  $\beta$  incomplète (JONES, 1957; WILIMOVSKY et WICKLUND, 1963) et des tables de  $g(1-C)^g$  (HOLT, 1957). Le rendement est le produit du terme constant par les deux termes donnés dans ces tables.

Si  $b = 3$ , l'indice de la prise par recrue défini par BEVERTON et HOLT (1957) :

$$Y' = \frac{Y}{RW_{\infty} e^{M(t_r - t_0)}} \text{ peut s'exprimer en fonction de } C, m \text{ et } g.$$

$$Y' = E (1-C)^{\frac{M}{K}} \sum_0^3 \frac{U_n (1-C)^n}{1 + \frac{nK}{M} (1-E)}$$

$$Y' = g (1-C)^m \sum_0^3 \frac{U_n (1-C)^n}{g+m+n}$$

$$Y' = g (1-C)^g \sum_0^3 \frac{U_n (1-C)^{g+m+n}}{g+m+n}$$

$$\text{GULLAND (1969) a montré que } \sum_0^3 \frac{U_n (1-C)^{g+m+n}}{g+m+n}$$

est égal à :  $B_{1-C}(m+g, 4)$ .

Si  $b = 3$ , l'emploi de la fonction  $\beta$  incomplète n'apporte aucune amélioration vraiment intéressante. La méthode nécessite la connaissance des mêmes paramètres biologiques que ceux exigés par les méthodes précédentes. La simplification des calculs par l'emploi de tables n'est plus un avantage appréciable depuis l'avènement des ordinateurs. L'emploi de la fonction  $\beta$  incomplète est intéressante dans le cas où  $b$  est différent de 3, car alors les équations de Beverton et Holt (1957) ne permettent plus de calculer le rendement.

#### 6.1.4. ÉQUATION DU RENDEMENT PAR LA MÉTHODE DE RICKER (1958).

Si la mortalité due à la pêche  $F_t$  est fonction de l'âge du poisson, le rendement en poids peut être représenté par l'équation :

$$Y = \int_{t_c}^{t_L} F_t N_t W_t dt$$

RICKER (1958) a donné une solution approchée de cette intégrale en divisant l'intervalle total du temps où le poisson est pêché en un certain nombre d'intervalles plus petits à l'intérieur desquels on peut supposer que les paramètres demeurent constants, « such that neither growth rate nor mortality rate are changing too rapidly within any period » (PAULIK et BAYLIFF, 1967). Il n'est pas nécessaire que ces intervalles soient égaux. Le poids capturé par la pêcherie pendant l'intervalle  $\Delta t_i = t_i - t_{i-1}$  est égal à :

$$\Delta Y_i = \bar{F}_i \cdot \bar{N}_i \cdot \bar{W}_i \cdot \Delta t_i \quad (\text{PAULIK et BAYLIFF, 1967})$$

$$\text{où } \bar{F}_i = \frac{F_{t_{i-1}} + F_t}{2}$$

$$\bar{N}_i = \frac{N_{t_{i-1}} + N_{t_i}}{2}$$

$$\bar{W}_i = \frac{W_{t_{i-1}} + W_{t_i}}{2}$$

Le rendement est obtenu en additionnant les prises de chaque intervalle :

$$Y = \sum_{i=1}^{i=n} \Delta Y_i \quad (4)$$

Le degré de confiance que l'on peut accorder à cette méthode est fonction de la longueur des intervalles considérés.

Une autre méthode tenant compte du fait que les stocks croissent et décroissent de façon exceptionnelle a été indiquée par RICKER (1958) et développée par PAULIK et BAYLIFF (1967).

On peut écrire :  $F_t = F_i$

$$N_t = N_{t_{i-1}} e^{-(F_i + M_i)(t-t_{i-1})}$$

où  $M_i$  est le coefficient instantané de mortalité naturelle :

$$W_t = W_{t_{i-1}} e^{g_i(t-t_{i-1})}$$

où  $g_i$  est le taux instantané de croissance pour  $t_{i-1} < t < t_i$ .

$M_i$  et  $g_i$  sont supposés constants dans le ième intervalle de temps. Entre  $t_{i-1}$  et  $t_i$  la capture par pêche dans le ième intervalle peut donc s'écrire :

$$\Delta Y_i' = F_i N_{t_{i-1}} W_{t_{i-1}} \left[ \frac{e^{(g_i - F_i - M_i)\Delta t_i} - 1}{g_i - F_i - M_i} \right]$$

Le rendement est obtenu comme précédemment en écrivant :

$$Y = \sum_{i=1}^{i=n} \Delta Y_i' \quad (4 \text{ bis})$$

On a donné les noms de méthodes arithmétique et exponentielle aux méthodes basées respectivement sur  $\Delta Y_i$  et  $\Delta Y_i'$ .

Si le produit  $(g_i - F_i - M_i) \Delta t_i$  est petit, les deux méthodes conduisent à des résultats très voisins. Il est d'autre part évident que plus  $\Delta t_i$  est petit, plus les résultats seront comparables et approchés de la solution réelle.

## 6.2. Calcul du rendement en « bossus » par les méthodes de Beverton et Holt.

Les méthodes de Beverton et Holt (1957, 1963) et celle de Gulland (1964) employant les fonctions  $\beta$  incomplètes, ont en commun d'être basées sur les valeurs moyennes de  $M$  et  $F$  et la loi de croissance en longueur de Von Bertalanffy :

$$l_t = L_\infty \left[ 1 - e^{-K(t-t_0)} \right]$$

BEVERTON et HOLT admettent en plus que dans la relation  $W_t = Cl_t^n$  entre le poids  $W_t$  et la longueur  $l_t$ ,  $n$  est égal à trois, alors que dans la méthode de Gulland  $n$  peut prendre une valeur quelconque.

Nous disposons d'environ 3000 couples de valeurs  $l_t$  (longueur au millimètre près) et  $W_t$  (poids au gramme près). En ne retenant qu'un couple de valeurs sur dix dans nos sous-échantillons, nous avons calculé à partir de 288 couples de valeurs  $W_t$ ,  $l_t$ , la droite de régression :

$$\log W_t = \log a + n \log l_t$$

Nous avons trouvé pour  $n$  la valeur 3,006. La valeur de l'écart-type du coefficient de régression étant égale à 0,112, la relation entre  $W_t$  et  $l_t$  peut s'écrire :  $W_t = Cl_t^3$  et il est inutile de recourir à la méthode de Gulland et aux fonctions  $\beta$  incomplètes. Pour les calculs, nous avons utilisé les équations de Beverton et Holt.

### 6.2.1. CALCULS DES RENDEMENTS DE « BOSSUS » PAR L'ÉQUATION DE BEVERTON ET HOLT (1957).

Nous avons employé pour effectuer nos calculs le programme CIAT DO9 programmé par L. E. GALES et modifié par G. T. PSAROPULOS (1966).

Ce programme utilise l'équation :

$$Y = FR e^{-M(t_c - t_r)} W_\infty \sum_0^3 \frac{U_n e^{-nK(t_c - t_0)}}{F + M + nK} \left[ 1 - e^{-(F + M + nK)(t_L - t_0)} \right]$$

dans laquelle  $R$  est égal à 1. Il permet d'obtenir le rendement théorique annuel en poids pour un poisson recruté. Les valeurs de  $K$ ,  $t_0$ ,  $W_\infty$ ,  $t_r$ ,  $t_L$  et  $M$  étant connues on peut leur associer différentes valeurs de  $F$  et  $t_c$ . A partir des résultats obtenus, on dresse un diagramme des rendements en fonction de  $F$ , mortalité due à la pêche et  $t_c$  âge à la première capture.

Le programme CIAT DO9 calcule en outre la biomasse moyenne  $B'$  et le nombre moyen  $N'$  de poissons dans la phase exploitée ainsi que le rendement théorique par recrue exprimé en nombre de poissons.

Nous savons que sur les fonds de pêche aux « bossus » au Congo les poissons sont recrutés à l'âge  $t_r = 2$  ans. Toutefois, pour pouvoir comparer la pêcherie du Congo et celle de Sierra Leone où les « bossus » semblent être pleinement recrutés à 1 an (LONGHURST, 1963), nous admettrons que  $t_r = 1$  an. Les rendements calculés pourront alors être considérés soit comme des rendements par recrue de 1 an, soit, pour  $t_c \geq 2$ , comme des rendements pour  $e^M$  recrue de deux ans. Les paramètres  $K$  et  $t_0$  de l'équation de Von Bertalanffy utilisés sont ceux obtenus par l'étude de la croissance des « bossus » de plus de 1 an :

$$l_t = 51,58 \left[ 1 - e^{-0,221(t+1)} \right]$$

l'âge étant exprimé en années. Dans ces conditions  $W_\infty$  est estimé à 840 grammes.

A partir des clefs âge-longueur, nous avons vu que les poissons de plus de 5 ans étaient très rares dans les prises. L'âge maximum des poissons pêchés peut être estimé à 8 ans. On pose donc  $t_L = 8$ .

Reste à déterminer la valeur de  $M$  à employer dans les calculs. Nous avons trouvé dans le chapitre précédent les valeurs suivantes :

$$M_{0-1} = 0,162 \text{ — } M_{2-3} = 0,254 \text{ — } M_{3-4} = 0,336 \text{ — } M_{4-5} = 0,439$$

Nous estimerons en première approximation que :

$$M_{1-2} = \frac{M_{0-1} + M_{2-3}}{2} = \frac{0,162 + 0,254}{2} = 0,208$$

La mortalité moyenne des « bossus » de plus de 1 an peut alors être estimée par :

$$M = \frac{M_{1-2} + M_{2-3} + M_{3-4} + M_{4-5}}{4} = 0,309$$

Toutefois, pour différentes raisons, nous n'utiliserons pas que cette valeur dans nos calculs. Il y a tout d'abord une surestimation probable de M dans les pêcheries du Congo et de Sierra Leone. Nous y avons estimé M à partir d'observations sur un stock inexploité au Kouilou. Nous ne savons pas dans quelle mesure la mortalité par pêche a pu remplacer la mortalité naturelle. Cependant, on a pu avoir une estimation de la valeur minimum de M de la façon suivante. Lors d'un arrêt total de la pêche au Congo, pendant une période de 4 mois, on a pu calculer, à partir des prises par unité d'effort au début et à la fin de la période d'arrêt de pêche un coefficient de mortalité naturelle dont la valeur établie sur la base annuelle est de 0,16.

A ce coefficient sous-estimé correspond une valeur maximale du coefficient de mortalité dû à la pêche surestimé, égal à 0,57, obtenue en admettant que la mortalité par pêche remplace complètement la mortalité naturelle pendant la période d'activité des chalutiers.

Les mortalités moyennes au Congo et en Sierra Leone sont très certainement différentes. La pêcherie de Sierra Leone est surtout basée sur des « bossus » de 1 à 3 ans et la mortalité naturelle moyenne pourrait être estimée par :

$$M = \frac{M_{0-1} + M_{1-2} + M_{2-3}}{3} = 0,208$$

Dans la pêcherie du Congo, basée sur des poissons de 2 à 5 ans, la mortalité naturelle moyenne serait égale à :

$$M = \frac{M_{2-3} + M_{3-4} + M_{4-5}}{3} = 0,343$$

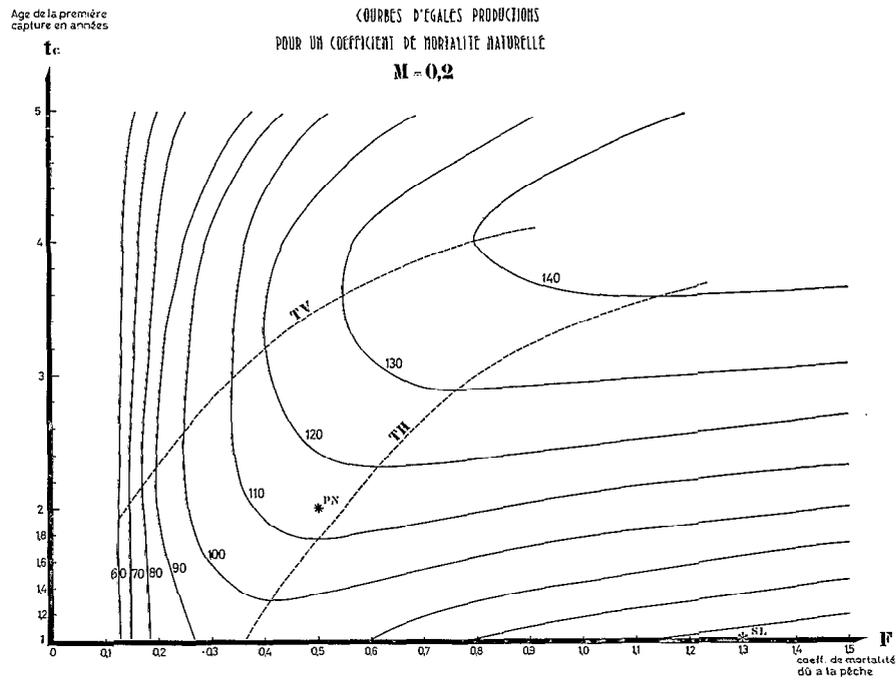
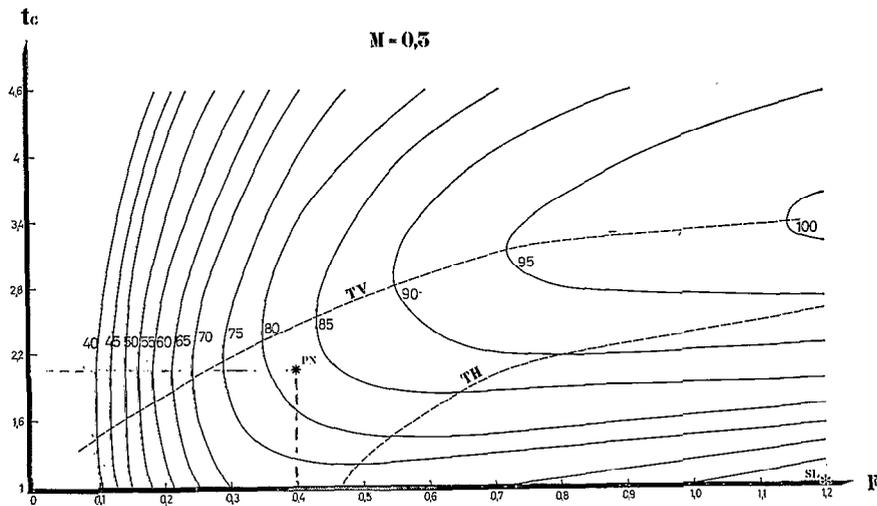
La troisième cause possible d'erreur provient du fait que lorsque  $t_c$  augmente, la mortalité naturelle moyenne dans la phase exploitée augmente. Si par exemple  $t_c = 3$  ans, la mortalité naturelle moyenne peut être estimée par :

$$M = \frac{M_{3-4} + M_{4-5}}{2} = 0,387$$

Pour ces différentes raisons, nous avons effectué trois séries de calculs de rendement en donnant à M les valeurs suivantes :  $M = 0,2$  —  $M = 0,3$  —  $M = 0,4$ . Nous espérons ainsi couvrir la gamme des valeurs possibles de M.

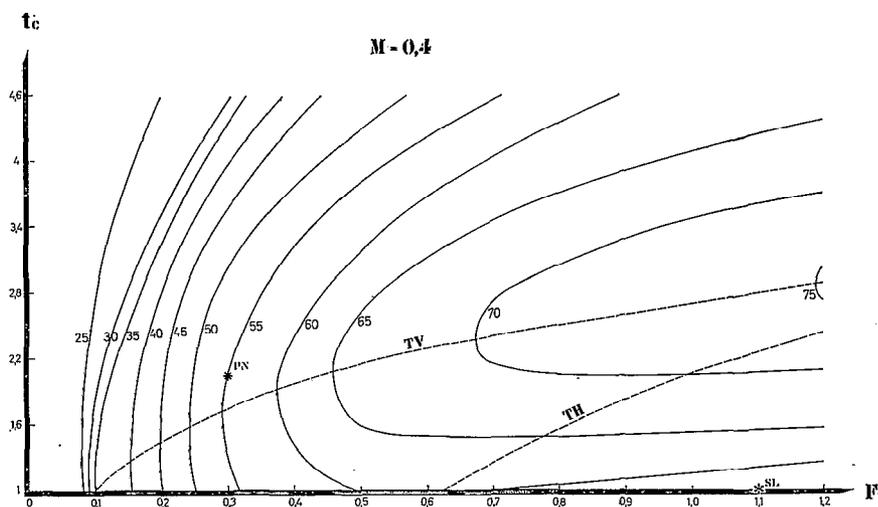
A partir des résultats obtenus nous avons dressé les courbes d'égal rendement (« Yield Isopleth Diagram » de BEVERTON et HOLT, 1957) sur les figures 25, 26 et 27. Nous y avons aussi porté le lieu des tangentes horizontales (T. H.) correspondant au maximum de production pour un âge  $t_c$  donné, et le lieu des tangentes verticales (T. V.) correspondant au maximum de production pour une mortalité due à la pêche donnée.

Les situations des pêcheries de Pointe-Noire (P. N.) de 1965 à 1968 et de Sierra Leone (S. L.) en 1963 sont également indiquées sur les figures.

Fig. 25. — Courbes d'égal rendement pour  $M = 0,2$ .Fig. 26. — Courbes d'égal rendement pour  $M = 0,3$ .

De l'analyse des courbes de rendement, il résulte que, pour la pêcherie de Pointe-Noire et pour la valeur  $t_c = 2$ , une augmentation importante de l'effort de pêche permettrait d'obtenir un rendement légèrement supérieur au rendement actuel que  $M$  soit égal à 0,2 — 0,3 ou 0,4. Toutefois, la prise par unité d'effort diminuerait alors considérablement.

Si l'effort de pêche reste constant une augmentation de  $t_c$  n'entraînerait aucune amélioration sensible des rendements et risquerait même de faire décroître ceux-ci.

Fig. 27. — Courbes d'égal rendement pour  $M = 0,4$ .

En ce qui concerne la pêche de Sierra Leone en 1963, pour les trois valeurs de  $M$  considérées, il serait nécessaire d'appliquer simultanément les deux mesures suivantes :

- diminuer l'effort de pêche;
- augmenter la taille à la première capture.

On pourrait de cette façon améliorer nettement les rendements tout en augmentant la prise par unité d'effort.

#### 6.2.2. CALCUL DES RENDEMENTS DE « BOSSUS » AU CONGO PAR L'ÉQUATION RÉDUITE DE BEVERTON.

Les calculs ont été effectués sur ordinateur en employant le programme GIAT BO1 décrit par W. H. BAYLIFF et programmé par C. T. PSAROPULOS (1966).

L'équation employée :

$$Y' = \frac{Y}{RW_{\infty}} = E \sum_{n=0}^{n=3} \frac{U_n \left(1 - \frac{L_c}{L_{\infty}}\right)^n}{1 + \frac{nK}{M} (1-E)}$$

qui donne un indice de la prise par recrue est, nous l'avons vu précédemment, particulièrement bien adaptée à la pêche de « bossus » du Congo basée sur des poissons matures.

Il n'est pas possible d'envisager dans l'immédiat de changer les mailles des chaluts employés parce que les pêcheurs recherchent en même temps différents poissons de tailles variées dont l'étude dynamique est loin d'être achevée. D'autre part, la présence de nombreux requins susceptibles de déchirer les chaluts dont les mailles sont trop grandes ferait perdre aux pêcheurs, généralement à la remontée du chalut, tout le bénéfice de leur travail. Là aussi des études sur la relation taille des mailles-destruction des filets par les requins, restent à entreprendre. Donc, dans l'immédiat, au Congo, on a une valeur imposée pour la taille à la première capture :  $L_c = 24$  cm. Comme nous nous limitons à la pêche du Congo, la loi de croissance employée ici sera celle de « bossus » de plus de 2 ans :

$$I_t = 46,74 \left[ 1 - e^{-0,26(t+0,75)} \right]$$

$t$  étant exprimé en années.

On connaît donc  $\frac{L_c}{L_\infty} = 0,514$  et le paramètre de l'équation de croissance  $K = 0,26$ .

En ce qui concerne le coefficient de mortalité naturelle nous savons que 0,16 en est une valeur sous-estimée au Congo. D'autre part nous avons vu que la valeur de la mortalité naturelle moyenne donnée par :

$$M = \frac{M_{2-3} + M_{3-4} + M_{5-6}}{3} = 0,343$$

est probablement surestimée. Il y a donc de très grandes chances que la mortalité naturelle moyenne se situe entre 0,12 et 0,36. Nous avons calculé les rendements pour les valeurs de M suivantes : 0,12 — 0,24 et 0,36. A chacune de ces valeurs sont associées les valeurs de :

$$E = \frac{F}{F+M}$$

suivantes : 0,1 — 0,2 — 0,3 — 0,4 — 0,5 — 0,6 — 0,7 — 0,8 — 0,9 — 1. Les indices des rendements obtenus par l'ordinateur sont portés dans le tableau suivant.

E \ M	0,12	0,24	0,36
0,1	0,062	0,046	0,038
0,2	0,119	0,088	0,072
0,3	0,170	0,123	0,101
0,4	0,212	0,152	0,125
0,5	0,244	0,174	0,143
0,6	0,264	0,187	0,156
0,7	0,267	0,191	0,162
0,8	0,250	0,185	0,162
0,9	0,209	0,170	0,157
1,0	0,147	0,147	0,147

Sachant que la mortalité totale Z au Congo est de l'ordre de 0,7 entre 1965 et 1968, si l'on admet pour M les valeurs 0,12 — 0,24 ou 0,36, les valeurs respectives de E sont alors de 0,82 — 0,65 et 0,48.

Les valeurs entourées d'un rectangle dans le tableau précédent correspondent donc aux indices possibles de rendements au Congo pour la période 1965-1968.

Les conclusions sont identiques à celles obtenues à partir de l'équation précédente de Beverton et Holt. Une augmentation de l'effort de pêche n'entraînerait qu'une faible augmentation des rendements si M est égal à 0,36 et ferait décroître la production si l'on admet que M est égal à 0,12. Si l'on envisage pas la possibilité de régler la taille des mailles des chaluts, la situation « actuelle » au Congo semble donc très proche de la situation optimale.

### 6.3. Calcul des rendements de « bossus » du Congo par la méthode de Ricker (1958).

Nous pouvons, à partir des trois estimations obtenues dans le chapitre précédent, calculer les mortalités dues à la pêche sur la base annuelle :

$$F_{2-3} = \frac{0,322 + 0,296 + 0,296}{3} = 0,305 \text{ pour les « bossus » de 2,5 à 3,5 ans ;}$$

$$F_{3-4} = \frac{0,270+0,339+0,294}{3} = 0,301 \text{ pour les « bossus » de 3,5 à 4,5 ans;}$$

$$F_{4-5} = \frac{0,436+0,508+0,471}{3} = 0,472 \text{ pour les « bossus » de 4,5 à 5,5 ans.}$$

L'âge au recrutement étant de deux ans, la mortalité due à la pêche entre 2 et 2,5 ans peut être estimée par :  $F_2 = Z_2 - M_2$ , mortalité due à la pêche entre 2 et 3 ans. Nous avons vu que 0,503 est une estimation de la valeur de  $Z_2$  :

On admettra que :

$$M_2 = \frac{M_{1-2} + M_{2-3}}{2} = \frac{0,208 + 0,254}{2} = 0,231$$

On aura donc :  $F_2 = 0,503 - 0,231 = 0,272$ .

En ce qui concerne les rares « bossus » de plus de 5,5 ans, nous admettrons que le coefficient de mortalité par pêche est le même que celui des « bossus » de 4,5 à 5,5 ans.

Les observations des cahiers de chalutage de mars 1961 à décembre 1969 ont permis d'estimer qu'entre le 25 mai et le 10 septembre en moyenne, la « disponibilité » (« availability » de MARR, 1951), c'est-à-dire la fraction de stock exposée à la pêche, peut être considérée comme nulle. Dans cet intervalle de temps, la mortalité par pêche est donc nulle, que l'effort de pêche déployé soit lui-même nul ou non. De l'ensemble des échantillonnages de décembre 1964 à mai 1969, nous avons retenu ceux qui avaient été effectués autour des mêmes dates. Nous avons ainsi obtenu les dates moyennes d'échantillonnage suivantes : 1<sup>er</sup> janvier-15 mars-20 mai-15 septembre-20 novembre. Nous avons alors considéré chaque année les intervalles de temps allant du 1<sup>er</sup> janvier au 15 mars, du 15 mars au 20 mai, du 20 mai au 15 septembre, du 15 septembre au 20 novembre, et du 20 novembre au 31 décembre. L'unité de temps employée dans les calculs ultérieurs étant l'année, les intervalles, à partir du 1<sup>er</sup> janvier, vont respectivement de 0 à 0,2 an, de 0,2 à 0,4 an, de 0,4 à 0,7 an, de 0,7 à 0,9 an et de 0,9 à 1 an. Nous avons confondu dans un seul intervalle allant de 0,4 à 0,7 an les intervalles d'échantillonnage du 20 mai au 15 septembre et l'intervalle de temps du 25 mai au 10 septembre où la disponibilité du stock est nulle. Les mortalités moyennes annuelles dues à la pêche, précédemment calculées, peuvent s'écrire :  $F_2 = q_2 f$ ,  $F_{2-3} = q_{2-3} f$ ,  $F_{3-4} = q_{3-4} f$  et  $F_{4-5} = q_{4-5} f$  (GULLAND, 1965);  $q_2$ ,  $q_{2-3}$ ,  $q_{3-4}$ ,  $q_{4-5}$  étant les « coefficients de mortalité due à la pêche par unité d'effort » (« catchability » de RICKER, 1958) pour les « bossus » de 2 à 3 ans, 2,5 à 3,5 ans, 3,5 à 4,5 ans et 4,5 à 5,5 ans,  $f$  étant l'effort de pêche annuel exprimé en nombre de jours de chalutage sur les fonds à « bossus » du Congo pendant la période où la disponibilité n'est pas nulle. Pour que l'on puisse calculer  $q$  il est en effet nécessaire qu'il existe sur les fonds de pêche des poissons susceptibles d'être pêchés. L'effort de pêche annuel opérationnel  $f$  peut alors être estimé à 300 jours de chalutage (304 en 1965, 321 en 1966, 299 en 1967, 289 en 1968). Les valeurs  $F_2$ ,  $F_{2-3}$ ,  $F_{3-4}$  et  $F_{4-5}$  étant connues, on a pu calculer les valeurs correspondantes  $q$ .

On a obtenu :

$$q_2 = 0,906 \times 10^{-3}, \quad q_{2-3} = 1,016 \times 10^{-3}, \quad q_{3-4} = 1,003 \times 10^{-3} \quad \text{et} \quad q_{4-5} = 1,573 \times 10^{-3}.$$

Ces coefficients  $q$  sont fonction de la vulnérabilité des « bossus » par rapport aux chaluts. Nous supposons que les vulnérabilités restent constantes de 2 à 2,5 ans, 2,5 à 3,5 ans, 3,5 à 4,5 ans et au-delà de 4,5 ans, pendant toutes les périodes où les « bossus » se trouvent sur les fonds chalutables. La connaissance du nombre moyen de jours de chalutage  $f_i$  dans chacun des 4 intervalles annuels  $i$  (0 à 0,2 — 0,2 à 0,4 — 0,7 à 0,9 — 0,9 à 1 an), de 1965 à 1968, nous a permis de calculer

les coefficients de mortalité due à la pêche  $F_i$  dans chaque intervalle, pour chaque groupe d'âges précédemment défini (2 à 2,5 ans — 2,5 à 3,5 ans — 3,5 à 4,5 ans et au-delà de 4,5 ans) à partir de la formule :

$$F_i t_i = q f_i \text{ (GULLAND, 1965)}$$

dans laquelle  $t_i$  est la durée de l'intervalle  $i$  exprimé en année.

Les efforts de pêche dans les intervalles de temps  $i$  sont sensiblement constants d'une année à l'autre. Nous supposons d'autre part que les « bossus » de 2 à 2,5 ans, 2,5 à 3,5 ans, 3,5 à 4,5 ans et de plus de 4,5 ans, ont des coefficients  $q_2$ ,  $q_{2-3}$ ,  $q_{3-4}$  et  $q_{4-5}$  qui restent constants d'année en année. On peut alors suivre l'évolution de la mortalité due à la pêche pour une classe d'âge au cours de sa vie sur les fonds de pêche à partir des mortalités estimées dans les intervalles de temps  $i$ , pendant un an, pour l'ensemble des classes d'âges présentes dans la pêcherie. On peut, en conséquence, construire le tableau suivant :

Age	2 à 2,2	2,2 à 2,4	2,4 à 2,7	2,7 à 2,9	2,9 à 3
$F_i$	0,368	0,275	0	0,608	0,405
Age	3 à 3,2	3,2 à 3,4	3,4 à 3,7	3,7 à 3,9	3,9 à 4
$F_i$	0,405	0,304	0	0,602	0,401
Age	4 à 4,2	4,2 à 4,4	4,4 à 4,7	4,7 à 4,9	4,9 à 5
$F_i$	0,401	0,301	0	0,962	0,641
Age	5 à 5,2	5,2 à 5,4	5,4 à 5,7	5,7 à 5,9	5,9 à 6
$F_i$	0,641	0,481	0	0,962	0,641
Age	6 à 6,2	6,2 à 6,4			
$F_i$	0,641	0,481			

Au début et à la fin de chaque intervalle  $i$  nous avons calculé la prise par unité d'effort des différents groupes d'âges comme nous l'avons fait lors de l'estimation des mortalités moyennes annuelles dans le chapitre précédent. Nous avons pu avec ces données estimer la mortalité totale dans chacun de ces intervalles. Les résultats de ces mortalités totales exprimées sur la base annuelle figurent dans le tableau suivant :

Age	2 à 2,2	2,2 à 2,4	2,4 à 2,7	2,7 à 2,9	2,9 à 3
$Z_i$	0,897	0,274	0,301	0,612	0,951
Age	3 à 3,2	3,2 à 3,4	3,4 à 3,7	3,7 à 3,9	3,9 à 4
$Z_i$	0,951	0,306	0,421	0,608	1,101
Age	4 à 4,2	4,2 à 4,4	4,4 à 4,7	4,7 à 4,9	4,9 à 5
$Z_i$	1,101	0,298	0,545	0,970	1,574
Age	5 à 5,2	5,2 à 5,4	5,4 à 5,7	5,7 à 5,9	5,9 à 6
$Z_i$	1,574	0,492	1,010	0,958	1,761
Age	6 à 6,2	6,2 à 6,4			
$Z_i$	1,761	0,490			

L'estimation de la mortalité naturelle sur les fonds de pêche dans chaque intervalle de temps  $i$  peut être obtenue en calculant :  $M_i = Z_i - F_i$ .

Les résultats des estimations de  $M_i$  sont groupés dans le tableau suivant :

Age	2 à 2,2	2,2 à 2,4	2,4 à 2,7	2,7 à 2,9	2,9 à 3
$M_i$	0,529	-0,001	0,301	0,004	0,546
Age	3 à 3,2	3,2 à 3,4	3,4 à 3,7	3,7 à 3,9	3,9 à 4
$M_i$	0,546	0,002	0,421	0,006	0,700
Age	4 à 4,2	4,2 à 4,4	4,4 à 4,7	4,7 à 4,9	4,9 à 5
$M_i$	0,700	-0,003	0,545	0,008	0,933
Age	5 à 5,2	5,2 à 5,4	5,4 à 5,7	5,7 à 5,9	5,9 à 6
$M_i$	0,933	0,011	1,010	-0,004	1,120
Age	6 à 6,2	6,2 à 6,4			
$M_i$	1,120	0,009			

Les variations importantes des valeurs de  $M_i$ , observées dans les différents intervalles  $i$  au cours d'une année, correspondent à des variations saisonnières importantes de la disponibilité des « bossus ». Nous avons en fait estimé les mortalités naturelles « apparentes » sur les fonds de pêche. Du 15 mars au 20 mai d'une part, du 15 septembre au 20 novembre d'autre part, les mortalités naturelles « apparentes » ont des valeurs pratiquement nulles, quelquefois négatives. Or ces périodes correspondent aux arrivées massives sur les fonds de pêche des « bossus » au début de la petite crue et de la grande crue du Congo. Les variations dans les mortalités naturelles « apparentes » traduisent à la fois des variations de mortalité naturelle et surtout des variations dans la disponibilité des poissons. Il n'est pas nécessaire pour calculer les rendements sur les fonds de pêche de connaître la mortalité réelle naturelle et la disponibilité. La mortalité naturelle « apparente » traduit la combinaison des deux facteurs et permet de calculer directement les rendements.

Lors de chaque échantillonnage, les poissons dont on a lu l'âge, ont été pesés au gramme près. On a donc pu dresser le tableau des poids moyens obtenus aux différents âges considérés exprimés en années :

Age.....	2	2,2	2,4	2,7	2,9	3	3,2	3,4	3,7	3,9
Poids en grammes.....	90	126	140	153	175	194	220	240	261	302
Age.....	4	4,2	4,4	4,7	4,9	5	5,2	5,4	5,7	5,9
Poids en grammes.....	340	388	396	400	408	420	430	468	481	546
Age.....	6	6,2	6,4							
Poids en grammes.....	594	612	643							

En supposant nulles les captures de « bossus » de plus de 6,4 ans, nous disposons de toutes les données nécessaires à l'emploi de la méthode de RICKER (1958). Nous avons effectué les calculs des rendements sur ordinateur en employant la méthode arithmétique. Nous avons utilisé le programme FRG 708 du « Fisheries Analysis Center » de l'Université de Washington, programmé par L. E. GALES. Ce programme permet de calculer les rendements « par recrue » en fonction de l'âge à la première capture et de différents efforts de pêche. Les mortalités dues à la pêche précédemment obtenues correspondent à un effort de pêche de 300 jours de chalutages annuels répartis de façon connue dans chaque intervalle de temps  $i$ . Si l'on multiplie l'effort de pêche  $f$  par un

facteur  $m$ , chaque valeur de  $F_i$  est multipliée par ce facteur  $m$  puisque l'on a  $F = qf$ . Dans un premier temps, nous avons calculé les rendements « par recrue » pour un arrêt de pêche allant du 25 mai au 10 septembre. Nous avons vu que cet arrêt correspond à l'absence des « bossus » sur les fonds chalutables. Puis nous avons recommencé les calculs en supposant un arrêt de pêche allant du 15 mars au 10 septembre (0,2 à 0,7 an). Il suffit, pour cela, de rendre nulles les mortalités dues à la pêche entre 2,2 et 2,4 ans, 3,2 et 3,4 ans, 4,2 et 4,4 ans, 5,2 et 5,4 ans, 6,2 et 6,4 ans.

Les résultats obtenus par l'ordinateur ont permis de dresser les courbes d'égaux productions (fig. 28 et 29).

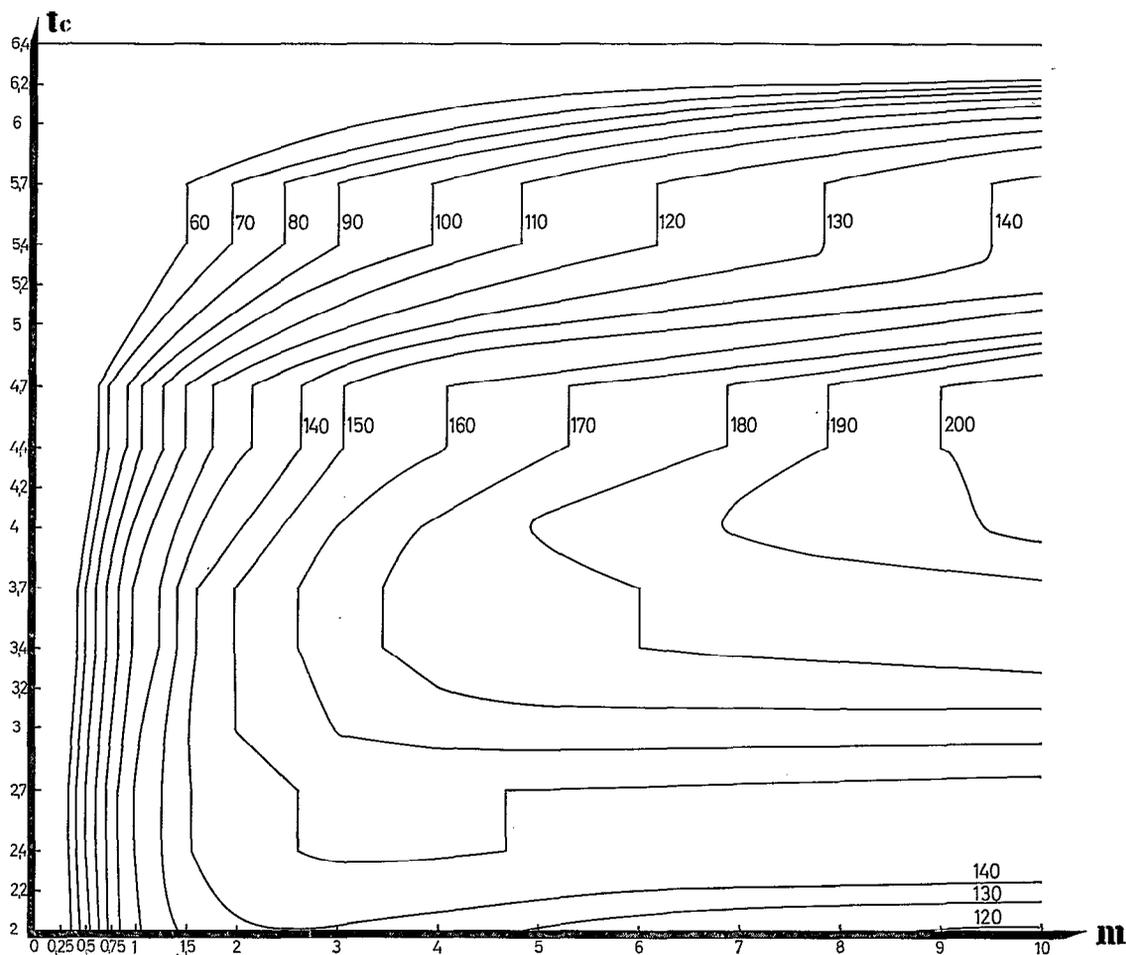


Fig. 28. — Courbes d'égaux productions annuelles pour un arrêt de pêche du 25 mai au 10 septembre.

Dans les sorties de l'ordinateur figurent aussi les biomasses « par recrue » aux différents âges, en l'absence de pêche. Ces résultats sont particulièrement intéressants en pisciculture puisqu'ils permettent de fixer les dates de prélèvements pour obtenir les meilleurs rendements.

L'étude des courbes de la figure 28 (arrêt de pêche du 25 mai au 10 septembre) conduit à des conclusions très semblables à celles obtenues par les méthodes de Beverton et Holt\*. Pour un âge à la première capture de 2 ans, une augmentation de l'effort de pêche n'augmenterait

\* Les rendements des figures 28 et 29 sont des rendements par recrue de 2 ans. Sur les figures 25, 26 et 27 les rendements sont calculés par recrue de 1 an ; il suffit de les diviser par  $e^{-M}$  pour obtenir des rendements par recrue de 2 ans (avec  $t_c \geq 2$ ).

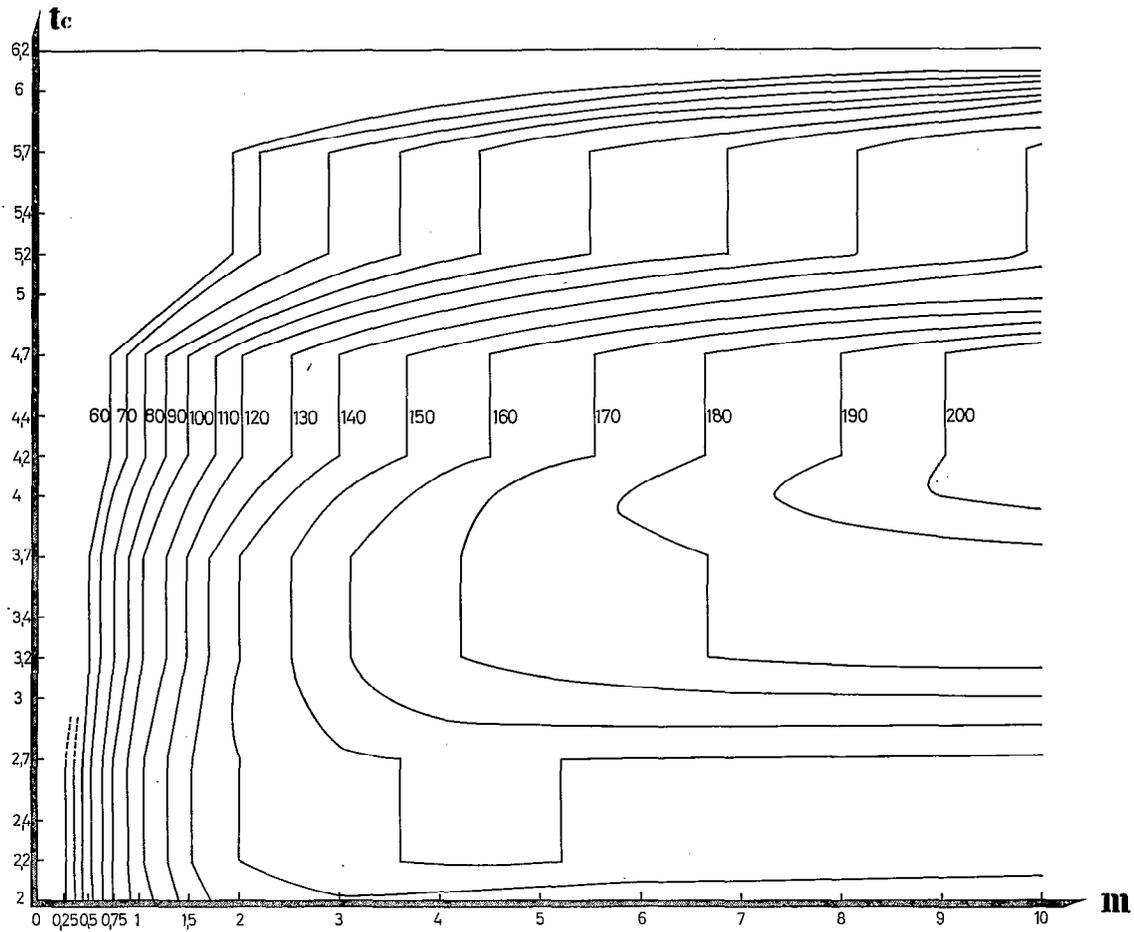


Fig. 29. — Courbes d'égales productions annuelles pour un arrêt de pêche du 15 mars au 10 septembre.

pratiquement pas les résultats. Pour l'effort de pêche de 300 jours de chalutages, effort développé annuellement de 1965 à 1969, une augmentation de l'âge à la première capture jusqu'à 3 ans n'entraînerait aucune augmentation ni diminution des rendements. Si cet âge est supérieur à 3 ans, les rendements baisseraient. En multipliant l'effort de pêche par 5 et en fixant l'âge à la première capture à 4 ans, les rendements pourraient passer du niveau 120 au niveau 180; mais alors la prise par unité d'effort serait trois fois moindre. L'étude de la figure 29 est intéressante car elle montre qu'un arrêt de pêche allant du 15 mars au 10 septembre permettrait d'obtenir des rendements pratiquement identiques à ceux obtenus pour un arrêt de pêche du 25 mai au 10 septembre. Pour un effort de pêche annuel de 240 jours au lieu de 300 jours et pour un âge à la première capture de 2 ans, on passerait du niveau de production 120 au niveau 110. On pourrait donc pour une production égale, gagner 60 jours de pêche qui pourraient éventuellement servir à prospecter d'autres fonds de pêche.

#### 6.4. Discussion sur la méthode de Beverton et Holt et celle de Ricker.

BEVERTON et HOLT (1957) ont construit un modèle mathématique permettant d'obtenir le rendement théorique par recrue à partir d'une équation d'emploi relativement aisé pour les biologistes. On notera que nous ne parlons pas ici de rendement « équilibré » par recrue, la notion d'équilibre (Equilibrium Yield) de BEVERTON et HOLT reposant uniquement sur l'hypothèse selon laquelle les différents paramètres biologiques sont constants d'une année sur l'autre, ce qui est loin d'être toujours vérifié (PAULIK et BAYLIFF, 1967). Le grand intérêt des travaux de

BEVERTON et HOLT est d'avoir montré l'influence des tailles à la première capture et de la mortalité due à la pêche sur les rendements. Leur diagramme des rendements (Isopleth Diagram) est largement ouvert à la généralisation; lié aux mortalités dues à la pêche, c'est-à-dire aux effets de la pêche, il permet des prévisions de rendements quelle que soit la technique de pêche utilisée. Cette méthode nous a permis d'analyser simultanément les pêcheries différentes du Congo et de Sierra Leone à partir d'un diagramme unique des rendements.

Malheureusement, à mesure que les données se précisent, on s'aperçoit que l'élégance du modèle masque en fait certaines réalités biologiques. Nous avons vu la difficulté d'emploi du coefficient de mortalité naturelle  $M$  qui varie considérablement avec l'âge des « bossus » et dont la valeur moyenne, dans un stock pêché, change avec l'âge au recrutement, l'âge à la première capture, etc. Nous avons vu aussi que la vulnérabilité des « bossus » était fonction de leur âge, ce qui se traduit par des valeurs variables des « coefficients de mortalité due à la pêche par unité d'effort » :

$$q_2 = 0,906 \times 10^{-3}, \quad q_{2-3} = 1,016 \times 10^{-3}, \quad q_{3-4} = 1,003 \times 10^{-3} \quad \text{et} \quad q_{4-5} = 1,573 \times 10^{-3}.$$

Si les lois de croissance de Von Bertalanffy donnent des résultats très satisfaisants en ce qui concerne les « bossus », puisque les erreurs d'estimation de  $l_t$  sont faibles, il n'en va pas de même pour les lois de croissance pondérale. Celles-ci en effet ne tiennent pas compte des variations brutales de condition au cours de l'année. Dans la figure 30, nous avons porté la valeur du facteur de condition  $C$  tel que  $W_t = Cl_t^3$  aux différentes saisons pour les bossus de plus de 1 an. (Les points cerclés correspondent aux valeurs de  $C$  significativement différentes de la valeur moyenne annuelle). D'autre part, nous avons vu que la relation cubique entre le poids  $W_t$  et la longueur  $l_t$ ,  $W_t = Cl_t^3$ , était valable en moyenne pour l'ensemble du stock de bossus de plus d'un an. Toutefois, si l'on sépare les « bossus » étudiés au laboratoire en six groupes de longueurs allant de 20 à 25 cm, 25 à 30 cm, 30 à 35 cm, 35 à 40 cm, 40 à 45 cm et 45 à 50 cm, le test de covariance de SNEDECOR (chapitre 13, 1956) a montré que les six droites de régression de  $\log W_t$  en  $\log l_t$  ne pouvaient pas être confondues en une seule, de pente égale à 3.

Pour effectuer le test nous avons retenu parmi toutes les longueurs mesurées au millimètre près, celles pour lesquelles le dernier chiffre était zéro (200, 210, 220, etc.). Nous avons ainsi disposé de 70 couples de valeurs longueur-poids dans le premier groupe, 68 dans le second, 58 dans le troisième, 64 dans le quatrième, 62 dans le cinquième et 46 dans le sixième. Le test a été effectué sur ordinateur en employant le programme BIMD 20 (Université de Los Angeles — « Medecine Center »). Il a permis d'effectuer les groupements suivants :

- « bossus » de 20 à 25 cm
- « bossus » de 25 à 30 cm
- « bossus » de 30 à 40 cm
- « bossus » de plus de 40 cm

Les coefficients de régression  $n$  et de corrélation  $r$  de  $\log W_t$  en  $\log l_t$  sont respectivement égaux à :

— $n = 2,816$	$r = 0,86$
— $n = 2,030$	$r = 0,68$
— $n = 3,321$	$r = 0,99$
— $n = 2,745$	$r = 0,97$

Les « bossus » de 20 à 25 cm proviennent de l'intérieur du Kouilou avant recrutement sur les fonds marins; ceux de plus de 25 cm ont été pêchés sur les fonds marins du Congo où ils sont recrutés à la taille de 24 à 25 cm. La valeur de  $n$ , 2,03, obtenue pour les « bossus » de 25 à 30 cm est probablement due à un choc physiologique (stress) lors du passage du milieu fluvial au milieu marin et pendant la période de maturation.

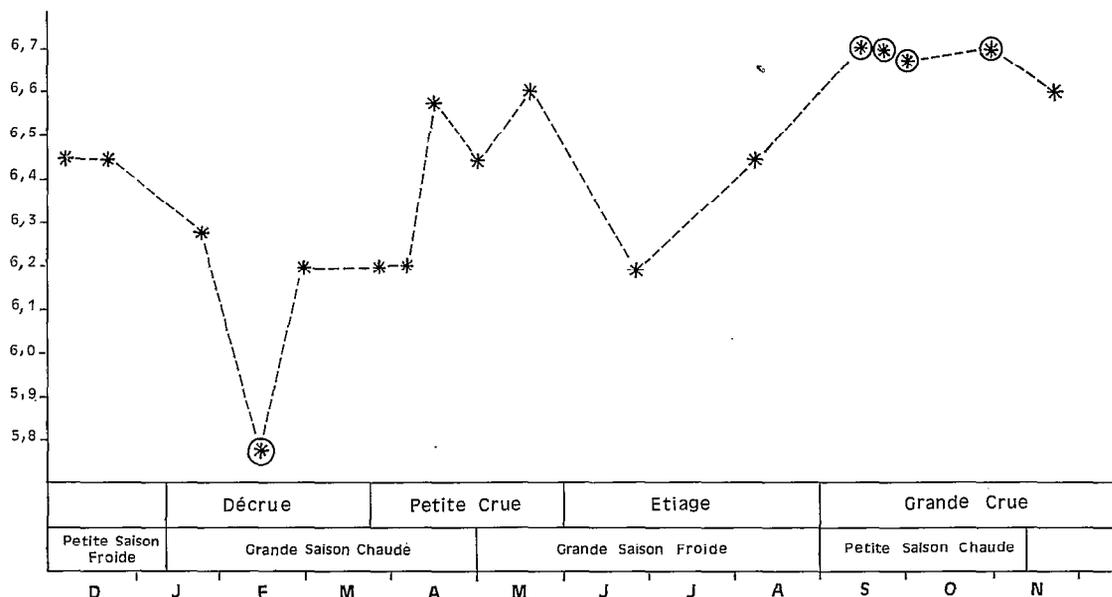


Fig. 30. — Variations du facteur de condition C, au cours de l'année.

Le plus grand reproche que l'on peut faire à la méthode de Beverton et Holt, particulièrement en ce qui concerne les pêcheries temporaires, est de ne pas permettre de prévoir l'influence des dates de fermeture et d'ouverture de la pêche pendant certaines périodes de l'année.

La méthode de Ricker, à condition que les intervalles d'observations soient suffisamment nombreux, permet de calculer les rendements sans connaître la loi de croissance pondérale en fonction du temps. Elle tient compte des différentes variations de M et de F. L'emploi des coefficients de mortalité naturelle apparente (pouvant avoir des valeurs négatives) dans les différents intervalles de temps  $i$  permet de tenir compte de la variation de la disponibilité, facteur important pour les captures. La méthode de Ricker possède une grande souplesse pour les prévisions de rendements grâce à l'utilisation des mortalités dues à la pêche dans les différents intervalles de temps (PAULIK et BAYLIFF, 1967).

On peut prévoir les effets des arrêts de pêche ainsi que ceux d'une augmentation de la mortalité par pêche. Il y a cependant une restriction importante au calcul des prévisions du fait que l'on part de la relation :  $m \times F_i = m q_i f_i$ . Si l'on peut faire prendre à  $m$  une valeur quelconque, il n'en est pas de même pour  $F_i$ , fonction de  $f_i$  et  $q_i$ ; ces facteurs sont étroitement liés à une technique de pêche déterminée, employée sur des lieux de pêche bien définis. La méthode de Ricker conduit donc à des résultats moins généralisables que celle de Beverton et Holt. Elle ne permet pas la comparaison des pêcheries du Congo et de Sierra Leone.

En conclusion, on peut donc dire que les deux méthodes sont en fait complémentaires. La méthode Beverton et Holt permet, avec des données biologiques moins nombreuses et plus grossières, une première approximation des prévisions de rendements en fonction de la mortalité due à la pêche et de l'âge à la première capture. Ces résultats ont l'avantage d'être généralisables et de permettre la comparaison de diverses pêcheries. La méthode de Ricker s'écarte moins des réalités biologiques et permet de meilleures estimations des rendements en fonction de l'effort de pêche et de l'âge à la première capture. Elle permet, en outre, de tenir compte des arrêts éventuels de la pêche à certaines époques de l'année. Cette méthode nécessite toutefois des échantillonnages beaucoup plus précis et beaucoup plus nombreux, et, son champ d'application se limite à une technique de pêche connue, employée sur un stock de poissons bien défini.

## 7. PROBLÈMES LIÉS AU RECRUTEMENT DANS LA PÊCHERIE

L'étude de la Dynamique des populations à l'aide des modèles de RICKER et de BEVERTON et HOLT, permet d'ajuster la pêche en vue d'obtenir le rendement maximum à partir des recrues se présentant dans la pêcherie sans faire d'hypothèse sur le taux de recrutement ni sur ses variations.

Nous allons étudier dans ce chapitre la relation entre le stock reproducteur et le recrutement dans la pêcherie. Pour cela, nous introduirons la notion de fécondité théorique « par recrue », en fonction de l'âge à la première capture et de la mortalité due à la pêche.

### 7.1. Relation entre le stock reproducteur et le recrutement sur les fonds de pêche de l'estuaire du Congo.

On peut estimer que l'exploitation du stock de *P. elongatus* de l'estuaire du Congo a réellement débuté en 1960, les débarquements antérieurs à cette année étant négligeables. Depuis 1960, date à partir de laquelle les chalutiers opérant au Congo ont travaillé nuit et jour de façon homogène (POINSARD, 1966), nous disposons des statistiques donnant le détail des débarquements de chaque marée. D'autre part, les cahiers de chalutages nous ont permis, en ne retenant que les marées strictement effectuées au Congo, d'estimer de façon correcte les prises par unité d'effort. L'unité d'effort employée a été le « jour de pêche au Congo ».

Nous savons que les « bossus » au Congo se recrutent sur les fonds chalutables à l'âge de 2 ans au moment précis où ils deviennent matures. Le stock pêché est donc le stock reproducteur. Les « bossus » se reproduisent essentiellement pendant la grande crue du fleuve en décembre, janvier, février. La pêche est très active au Congo en janvier et février (POINSARD, 1966). D'autre part, les poissons de deux ans, nés en grande crue, sont pleinement recrutés dans la pêcherie fin décembre. Les prises par unité d'effort  $U_S$  du stock reproducteur (stock pêché) et  $U_R$  du stock recruté (recrues de 2 ans), obtenues en janvier et février, permettent donc d'évaluer le stock reproducteur et le recrutement provenant précisément de la ponte de décembre, janvier et février. Les échantillonnages biologiques effectués depuis décembre 1964 nous ont permis d'estimer ces prises par unité d'effort depuis janvier 1965.

Nous savons d'autre part que les « bossus » sont triés en « gros » et « petits » et que leurs poids figurent dans les statistiques. Sur six échantillons étudiés de 1964 à 1968, pendant la période de décembre, janvier et février, nous avons constaté que les proportions en poids de recrues dans les « petits bossus » étaient assez constantes (0,75, 0,78, 0,77, 0,81, 0,73, 0,73). Les poids de recrues parmi les « gros bossus » sont toujours négligeables. La prise par unité d'effort de « petits bossus »  $U_P$ , en janvier et février, peut donc être considérée comme un bon indice du recrutement; il suffit de multiplier sa valeur par 0,75 pour estimer le recrutement. Nous nous sommes servis de  $U_P$  pour estimer le recrutement avant 1965.

On a donc pu, finalement, en associant à chaque valeur de  $U_S$  la valeur de  $U_R$  obtenues deux ans après, se faire une première idée de la relation stock reproducteur-recrutement. Les huit points ( $U_S$ ,  $U_R$ ) ainsi obtenus sont portés sur la figure 31.

L'intérêt de ces quelques données sur la relation stock reproducteur-recrutement est dû à leur rareté. L'ensemble des études effectuées jusqu'ici était essentiellement consacré à des stocks exploités depuis longtemps déjà et où les niveaux du stock reproducteur vierge sont inconnus. Il était alors permis de douter de la valeur des modèles mathématiques et des courbes décrivant la relation stock reproducteur-recrutement. [Although there may often be considerable doubt as to the best mathematical model to use for this curve, or indeed what values to ascribe to the parameters, it is usually the upper end of the curve which becomes most uncertain (ALLEN, 1970)].

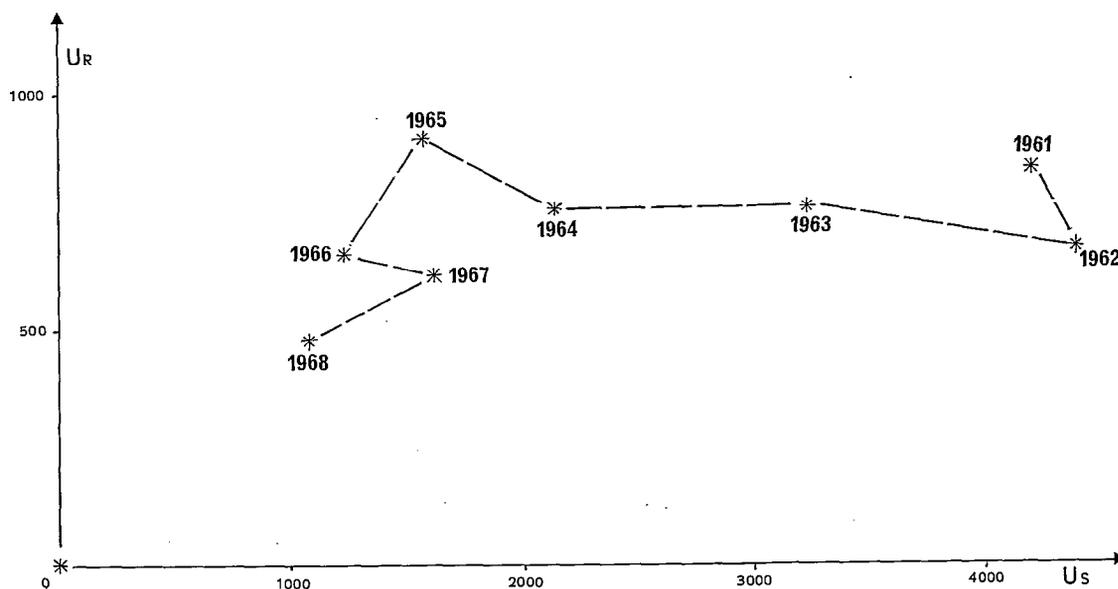


Fig. 31. — Relations entre la prise par unité d'effort  $U_S$  du stock reproducteur et la prise par unité d'effort  $U_R$  des recrues correspondantes. Les prises par unité d'effort sont exprimées en kilogrammes.

Le recrutement semble être resté constant alors que le niveau du stock reproducteur est passé de 4400, niveau du stock vierge inexploité, à 1500. Il semble que lorsque le stock reproducteur descend en-dessous du niveau 1200, le recrutement accuse une baisse sensible. Toutefois, le nombre d'observations au-dessous de ce niveau est trop faible pour des conclusions définitives.

## 7.2. Fécondité par « recrue ».

Une étude de la maturité sexuelle et de la fécondité de *P. elongatus* a été effectuée au Centre O.R.S.T.O.M. de Pointe-Noire (FONTANA, LE GUEN, 1969). Cette étude a été basée sur des « bossus » de l'estuaire du Congo et du Kouilou. Elle a montré que la fécondité d'un *P. elongatus* était proportionnelle à son poids.

On a établi l'équation :

$$F = 0,306 P - 48,151$$

dans laquelle la fécondité  $F$  est exprimée en milliers d'œufs et  $P$  le poids du « bossu » en grammes. Le coefficient de corrélation  $r$  était égal à 0,818 pour un nombre d'observations,  $N = 50$ .

D'autre part, au Kouilou et au Congo, il n'y a pas de différence significative dans les équations des droites de régression de  $\log P_g$  en  $\log F$ , liant le poids des gonades  $P_g$  et la fécondité  $F$ .

On a :  $\log F = 1,038 \log P_g - 0,048$

avec :  $r = 0,946$  et  $N = 50$  (FONTANA, LE GUEN, 1969).

Sur deux échantillons récoltés pendant la même saison de ponte (18 novembre 1965 au Congo et 3 décembre 1965 au Kouilou), nous avons retenu les femelles au stade sexuel V (échelle de FONTANA et LE GUEN, 1969). Nous avons relevé dans nos cahiers d'échantillonnages biologiques la longueur au millimètre près et le poids des gonades au milligramme près correspondants à ces femelles.

Nous avons disposé ainsi de 35 couples de valeurs longueurs-poids des gonades pour le

Congo et 30 couples identiques pour le Kouilou. Dans les deux cas, les valeurs des longueurs sont comprises entre 35 et 46 cm.

L'analyse des droites de régression de  $\log P_g$  en  $\log L$ ,  $P_g$  étant exprimé en gramme et  $L$  en centimètre, a donné les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \text{CONGO : } \log P_g &= 3,02 \log L - 3,82 \\ &\text{avec} \\ r &= 0,60 \text{ et } N = 35. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{KOUILOU : } \log P_g &= 3,12 \log L - 4,01 \\ &\text{avec} \\ r &= 0,65 \text{ et } N = 30. \end{aligned}$$

Les deux droites de régression ne sont pas différentes significativement ni en hauteur ni en pente (chapitre 13, Covariance — SNEDECOR, 1956).

Malgré la faiblesse en données biologiques ayant servi aux comparaisons, nous admettons, en première approximation, que la fécondité est la même pour des « bossus » de même longueur pendant une même période de reproduction au Congo et au Kouilou, c'est-à-dire dans un stock soumis à la pêche et dans un stock non pêché.

Nous savons que la ponte est partielle et que les « bossus » peuvent pondre plusieurs fois pendant une saison de ponte (FONTANA, LE GUEN, 1969). La fécondité réelle serait obtenue en multipliant la fécondité relative par le nombre  $n$  de pontes impossible à connaître actuellement. Ce nombre  $n$  est fonction des conditions ambiantes et peut varier d'une année à l'autre. Ce nombre est évidemment indépendant de la mortalité due à la pêche.

La pêche n'agirait donc finalement sur la fécondité totale du stock que par le nombre de « bossus » qu'elle élimine de ce stock.

Il est alors extrêmement intéressant d'envisager la notion de fécondité annuelle théorique « par recrue ». On peut calculer la fécondité relative  $F$  pour une seule classe d'âge durant toute sa vie qui sera identique à la fécondité annuelle de toutes les classes d'âge présentes dans la pêcherie.

Il suffit alors de partir d'un nombre  $N_2$  de « bossus » de 2 ans au 1<sup>er</sup> janvier, date présumée de la ponte. Les années suivantes les nombres de survivants de 3 ans, 4 ans, etc. seront fonction de la mortalité naturelle et de la mortalité par pêche. La mortalité par pêche n'agit que pour les « bossus » plus âgés que  $t_c$  ans,  $t_c$  étant l'âge à la première capture.  $N_i$  étant le nombre moyen de survivants d'âge  $i$  au 1<sup>er</sup> janvier et  $P_i$  le poids moyen des « bossus » d'âge  $i$ , la fécondité relative annuelle peut finalement s'écrire :

$$F = \sum_{i=2}^{i=8} N_i (0,306 P_i - 48,151)$$

puisque les recrues de moins de 2 ans, immatures, ne participent pas à la reproduction et que les « bossus » de plus de 8 ans peuvent être négligés vu leur très faible importance en ce qui concerne la fécondité (FONTANA, LE GUEN, 1969).

FONTANA et LE GUEN (1969) ont admis implicitement que le sex ratio chez les « bossus » du Congo était de 50% de mâles et de femelles. En réalité, l'étude du sex ratio par classes d'âge a donné les résultats suivants :

Nombre d'observations	Age	% de mâles	% de femelles
200	1 à 2 ans	48 %	52 %
484	2 à 3 ans	51 %	49 %
592	3 à 4 ans	53 %	47 %
457	4 à 5 ans	49 %	51 %
323	5 à 6 ans	47 %	53 %
230	6 à 7 ans	51 %	49 %
193	7 à 8 ans	46 %	54 %
192	8 à 9 ans	42 %	58 %
66	9 à 10 ans	36 %	64 %
50	> 10 ans	12 %	88 %

Il semble donc que jusqu'à huit ans on puisse considérer que le sex ratio n'est pas différent de 50% chez les mâles et les femelles. La survie semble être plus longue chez les femelles entraînant un sex ratio différent de 50 % au-delà de 8 ans, mais ces poissons, on l'a vu, sont très rares dans la pêcherie.

Dans cette étude qui est une première approche grossière, nous admettons que la mortalité naturelle est constante pendant toute la durée de vie du poisson et égale à 0,3. Nous admettons d'autre part que  $q$ , le « coefficient de mortalité due à la pêche par unité d'effort » est le même pour tous les « bossus ».

Nous avons alors calculé la fécondité en partant de 1 recrue de 1 an. Pour pouvoir comparer aux résultats de la figure 26 ( $M = 0,3$ ,  $t_r = 1$ ) nous avons effectué nos calculs pour les mêmes valeurs de  $F$ , mortalité due à la pêche et  $t_c$ , âge à la première capture. Les résultats obtenus nous ont permis de dresser un diagramme analogue à celui de BEVERTON et HOLT donnant les courbes d'égale fécondité par recrue de 1 an. Ces courbes paraissent sur la figure 32.

L'intérêt de telles courbes est qu'elles permettent de prévoir le danger ou au contraire

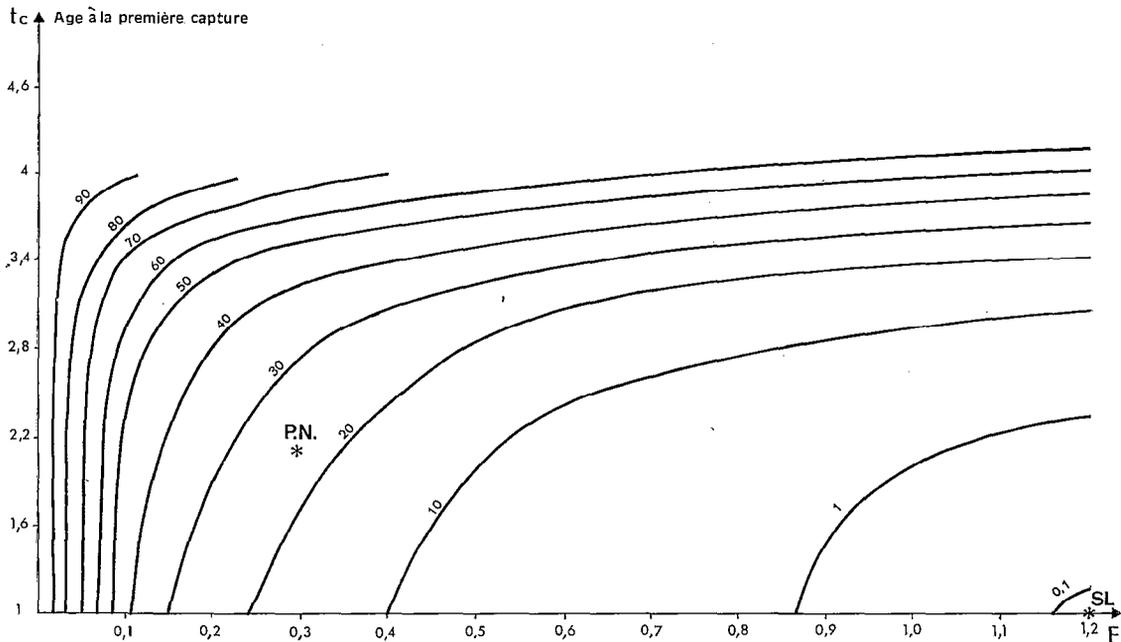


Fig. 32. — Fécondité relative par recrue de 1 an exprimée en milliers d'œufs pour un coefficient de mortalité naturelle  $M = 0,3$ . P.-N. Pointe-Noire. S. L. Sierra Leone.

le bénéfice d'une réglementation basée sur les résultats d'une étude de dynamique de populations pour l'évolution future du recrutement.

Nous avons vu qu'en Sierra Leone la réglementation devrait aboutir à une diminution de l'effort de pêche et à une augmentation de l'âge à la première capture. L'étude des courbes de fécondité montre que cette mesure entraînerait simultanément une augmentation de la fécondité « par recrue » et serait donc bénéfique pour le recrutement.

Au Congo, une augmentation du coefficient de la mortalité par pêche de 0,4 à 1 ne changerait pas la fécondité par recrue si on augmentait en même temps l'âge à la première capture de 2 ans à 3,2 ans environ.

Par contre, une augmentation de  $F$  de 0,4 à 0,6, sans augmentation de l'âge à la première capture, risquerait de diminuer la fécondité par recrue de moitié.

Cette notion de fécondité par recrue, jointe à celle de rendement par recrue, peut permettre au législateur de prendre des mesures réglementaires en connaissant leur incidence sur la survie du stock.

### CONCLUSIONS

La Dynamique des populations appliquée à une pêcherie fournit les bases rationnelles pour une meilleure exploitation des stocks. A cet égard, il est intéressant de noter que l'exploitation du stock de « bossus » du Congo est très près des conditions optimales compte tenu des engins de capture actuels. Une forte augmentation de la pêche ne produirait qu'une faible augmentation des captures et aboutirait à une catastrophe économique. En Sierra Leone, une diminution de l'effort de pêche jointe à une réglementation de la taille des mailles des chaluts permettrait une meilleure production, une augmentation probable du recrutement et finalement un gain économique appréciable.

Toutefois, le problème de l'exploitation rationnelle des stocks naturels reste posé après une pareille étude.

Les recrues qui se présentent dans la pêcherie du Congo à l'âge de 2 ans y demeurent jusqu'à l'âge de 6 ans au minimum. Ces recrues sont par conséquent exploitées durant 4 ans à partir de leur entrée dans la pêcherie. La méthode de Ricker montre qu'avec les conditions actuelles de pêche, ces 4 ans d'exploitation d'une classe d'âge aboutissent à un rendement de 120 g « par recrue ». Si l'on pouvait économiquement multiplier par 5 l'effort de pêche actuel et porter à 4 ans l'âge à la première capture, 4 ans de présence sur les fonds de pêche d'une classe d'âge aboutiraient à un rendement de 180 g « par recrue ». Or, en l'absence de pêche, la biomasse théorique maximale par recrue est de l'ordre de 190 grammes à l'âge de 4 ans (âge critique de RICKER).

Le milieu naturel est donc capable d'atteindre un niveau de production de 190 g par recrue en deux ans alors que l'homme avec ses techniques de pêche actuelles n'en prélève que 120 g en quatre ans. Pour obtenir le rendement maximal, il faudrait des engins de pêche permettant de capturer toutes les recrues à l'âge de 4 ans et par conséquent protéger tous les poissons de moins de 4 ans. Il est d'ailleurs intéressant de noter que les classes protégées auraient une forte fécondité (FONTANA, LE GUEN, 1969). Si l'on désire rentabiliser au maximum la production naturelle des poissons, il reste donc un travail important à effectuer pour améliorer les techniques de pêche en fonction des données fournies par la Dynamique des populations.

## ANNEXE I

**DONNÉES HYDROLOGIQUES UTILISÉES  
DANS L'ÉTUDE DU MILIEU MARIN AU « CONGO »**

## 1. Données concernant les températures.

Les coupes effectuées par J. MEULENBERGH en 1959-1960 (fig. 33, 34, 35) nous donnent les températures dans l'estuaire en grande crue, petite crue et étiage.

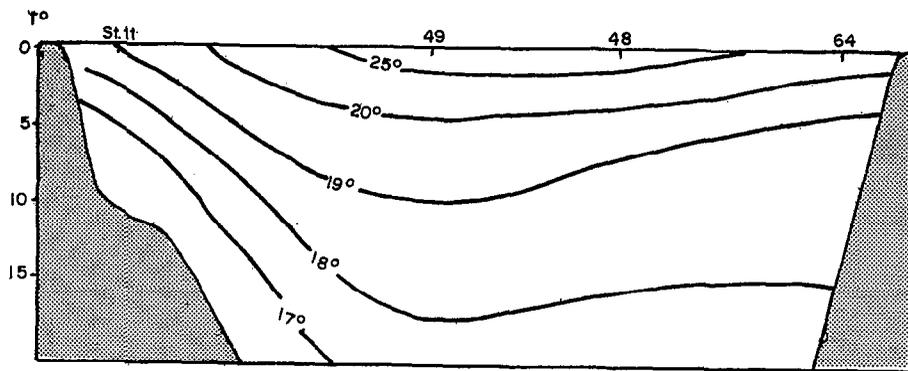


Fig. 33. — Coupe à travers l'estuaire du Congo. Août 1959.

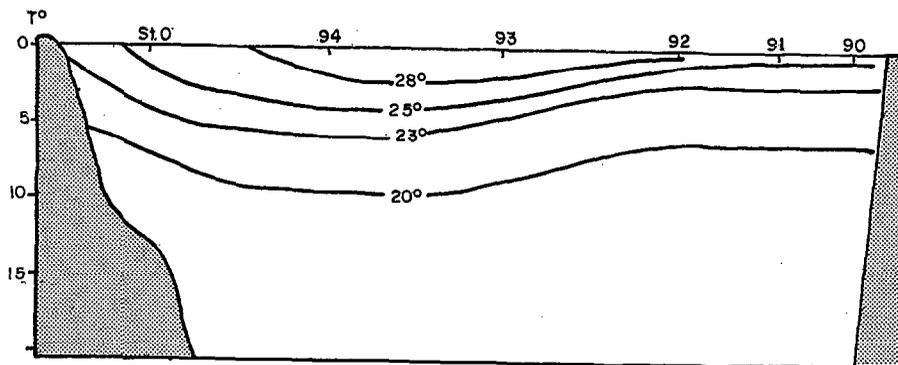


Fig. 34. — Coupe à travers l'estuaire du Congo. Janvier 1960.

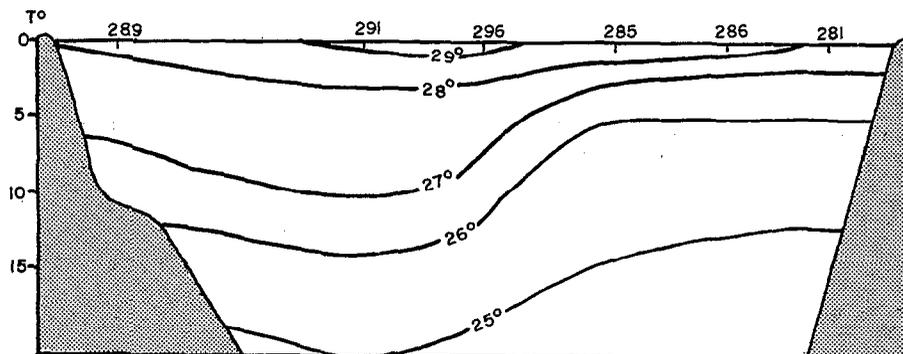


Fig. 35. — Coupe à travers l'estuaire du Congo. Avril 1960.

Nous disposons d'autre part d'une carte donnant les températures de surface en période d'étiage (fig. 36).

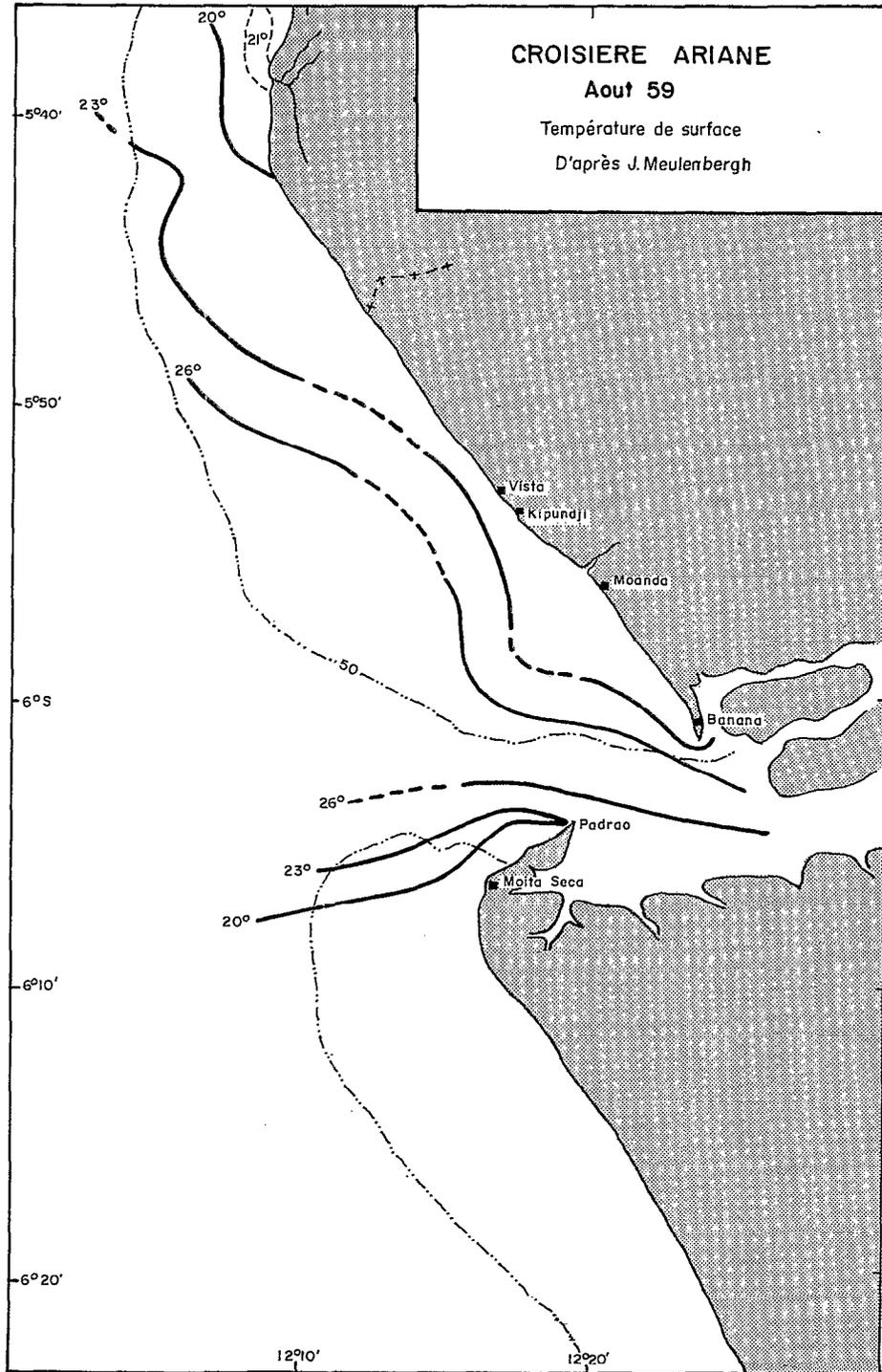


Fig. 36. — Croisière Ariane. Août 59. Température de surface. D'après J. Meulenbergh.

Le tableau suivant donne les températures en d'autres points aux mêmes époques :

Date	Position		Profondeur	Température
Janvier 60.....	12°06' Est	5°50' Sud	0 m	26°6
— —.....	—	—	0,5 m	25°5
— —.....	—	—	5 m	21°
— —.....	—	—	10 m	20°5
Avril 60.....	12°12' Est	5°56' Sud	0 m	28°7
— —.....	—	—	0,5 m	27°5
— —.....	—	—	10 m	27°5
— —.....	—	—	15 m	27°
Août 59.....	5°59' Sud	12°16' Est	0,5 m	24°9
— —.....	—	—	5 m	18°8
— —.....	—	—	10 m	18°6

2. Résultats comparés de stations hydrologiques sur les fonds de 30 m au « Congo » et sur les fonds de 54 m devant Pointe-Noire.

15 avril 65.5°54' Sud-12°06' Est (estuaire du Congo)			15 avril 65. Fonds de 54 m sur la RPN (Radiale Pointe-Noire)		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	26,63	30,94 ‰	0 m	27,5	—
10 m	23,13	35,42 ‰	5 m	26,5	—
20 m	20,75	35,60 ‰	15 m	23,0	—
25 m	20,67	35,61 ‰	20 m	22,5	—
6 mai 65.5°54' Sud-12°04' Est			7 mai 65. Fonds de 54 m sur la RNP		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	22,92	22,61 ‰	0 m	25,29	33,97 ‰
5 m	22,92	31,78 ‰	2 m	24,97	34,52 ‰
10 m	21,62	35,11 ‰	5 m	24,74	—
20 m	19,59	35,69 ‰	10 m	22,90	35,51 ‰
25 m	18,96	35,76 ‰	20 m	22,10	35,57 ‰
			30 m	21,88	35,68 ‰
25 mai 65.5°53' Sud-12°06' Est			26 mai 65. Fonds de 54 m sur la RNP		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	25,22	16,37 ‰	0 m	25,51	35,12 ‰
1,5 m	24,31	26,22 ‰	2 m	25,45	35,16 ‰
4 m	24,31	32,45 ‰	5 m	24,33	35,45 ‰
8 m	22,46	35,47 ‰	10 m	23,72	35,62 ‰
15 m	21,40	35,71 ‰	20 m	23,29	35,71 ‰
19 m	20,93	35,76 ‰	30 m	22,64	35,82 ‰
29 juin 65.5°53' Sud-12°06' Est			30 juin 65. Fonds de 52 m sur la RNP		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	21,13	23,21 ‰	0 m	20,89	35,73 ‰
2 m	20,41	27,91 ‰	5 m	19,28	35,73 ‰
5 m	19,88	35,61 ‰	10 m	18,70	35,79 ‰
9 m	18,96	35,64 ‰	20 m	17,17	35,74 ‰
25 m	18,20	35,71 ‰			

16 juil. 65.5°52' Sud-12°04' Est			17 juil. 65. Fonds de 54 m 4°51' Sud-11°42' Est		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	19,53	26,48 ‰	0 m	19,15	35,55 ‰
5 m	18,38	35,61 ‰	5 m	18,39	35,62 ‰
9 m	17,98	35,70 ‰	10 m	17,36	35,71 ‰
14 m	17,78	35,68 ‰	20 m	16,87	35,71 ‰
19 m	17,61	35,66 ‰	30 m	16,62	35,70 ‰
24 m	17,37	35,69 ‰			
25 août 65.5°58' Sud-12°12' Est			27 août 65. Fonds de 52 m sur la RNP		
Profondeur	Température	Salinité	Profondeur	Température	Salinité
0 m	18,73	19,12 ‰	0 m	21,2	—
5 m	18,16	35,59 ‰	5 m	20,5	—
12 m	16,38	35,57 ‰	15 m	16,5	—
25 août 65.5°56' Sud-12°07' Est					
Profondeur	Température	Salinité			
0 m	20,62	19,36 ‰			
5 m	19,40	35,32 ‰			
10 m	17,64	35,61 ‰			
20 m	16,78	35,61 ‰			

### 3. Conditions hydrologiques relevées au Kouilou sur les fonds de pêche au « bossu » à la senne de plage.

Date	Température		Salinité S ‰	
	Surface	Fonds	Surface	Fonds
8 février 66.....	27° 0	—	0,06	0,07
5 mars 66.....	28° 2	—	0,06	0,08
8 avril 66.....	28° 0	—	0,07	0,17
13 mai 66.....	28° 7	28° 0	0,06	0,06
11 juin 66.....	25° 0	24° 0	0,09	0,09
13 juillet 66.....	24° 9	—	0,56	2,63
25 août 66.....	23° 2	20° 0	1,75	1,80
30 novembre 66.....	27° 8	—	0,49	0,75
17 janvier 67.....	27° 8	—	1,12	—
13 février 67.....	28° 6	—	0,47	—
22 juillet 67.....	24° 5	21° 0	1,17	1,28
8 décembre 67.....	30° 0	27° 2	0,05	0,08
15 février 68.....	28° 0	27° 8	—	—

### 4. Débit du fleuve « Congo ».

Le Service Hydrologique I.R.S.C.-O.R.S.T.O.M. de Brazzaville, nous a fourni les hauteurs d'eau journalières à Brazzaville et les renseignements qui suivent :

Les échelles de Brazzaville et Léopoldville sont liées par la relation suivante :

$$H \text{ Léo} = 1,0283 (H \text{ Brazza.}) + 55,4$$

(H étant exprimé en centimètres).

Le débit en fonction de l'échelle de Léopoldville peut être déterminé par l'équation :

$$Q = 253 (H \text{ Léo.} + 8,74) 21,06$$

(H Léo. étant exprimé en mètres).

Cette formule donne un débit un peu faible pour les grandes valeurs de H. Ainsi, pendant la crue de 61, le maximum atteint à l'échelle a été de 6,23 mètres correspondant à un débit mesuré de 79.000 m<sup>3</sup>/s. L'écart avec le débit calculé est de l'ordre de 5 % ce qui ne paraît pas excessif.

Débits moyens mensuels du fleuve Congo (en m<sup>3</sup>/s).

	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959
Janvier.....		60140	56103	63350	64700	65100	65640	57010
Février.....		54984	50562	59950	57700	56850	57010	54350
Mars.....		54452	52587	57220	54930	55950	51310	51310
Avril.....		55964	56210	59900	58240	61430	51900	51630
Mai.....		56370	58235	62550	63350	61600	54450	52270
Juin.....		54132	55730	58180	60100	59200	51500	51900
Juillet.....	52860	49976	52800	52910	54930	55040	48650	×
Août.....	52807	47312	49177	53175	51630	53500	47370	×
Septembre.....	56585	52534	54079	56960	55470	55570	51050	×
Octobre.....	61023	57009	59247	63830	60580	58500	55040	60700
Novembre.....	65957	62284	65481	70500	65860	64850	60420	×
Décembre.....	66559	65054	66440	71130	68520	68050	60850	×
$\bar{M}$ .....	×	55349	56387	60804	59667	59628	54599	×

	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968
Janvier.....	66227	63616	77469	74381	69743	68091	68573	64694	69691
Février.....	59514	59780	71395	68947	63936	59513	61513	55733	61806
Mars.....		58821	64575	64151	60259	57382	60315	53229	60916
Avril.....	62924	60792	66546	63884	61804	61751	63706	55198	62232
Mai.....	65375	61964	67665	72463	63882	57970	66010	55379	63405
Juin.....	61270	57062	65001	66282	63616	52589	64296	53675	63158
Juillet.....	57222	55517	62284	62286	58075	50017	58289	51575	60090
Août.....	55570	56423	59407	64257	54239	51470	56366	52428	56585
Septembre.....	68075	59940	59600	59589	58075	55029	60037	57514	58449
Octobre.....	63456	66759	66748	61913	64042	60208	64470	63032	61300
Novembre.....	69050	73206	73168	66495	71288	66444	68571	70997	65738
Décembre.....	60489	79174	74832	70278	74858	71930	77475	73528	70172
$\bar{M}$ .....	×	62754	67390	66243	63651	59366	64135	58915	62811

## ANNEXE II

## COURANTS MARINS AU VOISINAGE DE L'ESTUAIRE

Il semble intéressant de grouper les résultats des quelques mesures de courant dont nous disposons. Les courants en profondeur, à part les observations de décembre 1963 (J. R. DONGUY, J. HARDIVILLÉ et J. C. LE GUEN, 1965) sont très mal connus. Les courants à 5 m et 20 m d'immersion sont représentés sur les figures 37 et 38. J. MEULENBERGH signale en août au-dessous de 5 m un contre-courant profond dirigé vers le sud et atteignant 2 nœuds et en janvier un contre-courant profond plus faible.

En surface, nous disposons de quelques données. En 1965 par 5°54' sud et 12°04' est, lors des campagnes Bossus-Congo le courant de surface a été mesuré au flotteur vers 21 heures T. U.

Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau suivant :

Date	Vitesse du courant	Direction
15 avril 1965.....		Nord-Ouest
6 mai 1965.....	1,5 nœud	Ouest-Nord-Ouest
25 mai 1965.....	2 nœuds	Nord-Ouest
16 juillet 1965.....	1,3 nœuds	Nord-Nord-Ouest
25 août 1965.....	2 nœuds	Nord-Ouest

La force du courant dans la région la plus au sud de l'aire de pêche crée des difficultés dans la mise à l'eau des chaluts. A titre d'exemple, la figure 39 donne les courbes de vitesses égales lors de la campagne du « MERCATOR » en 1940.

Des variations dues au courants de marée ont été observées en surface par J. MEULENBERGH en 1959 et 1960. Les résultats de ses observations ont été groupés sur la figure 40.

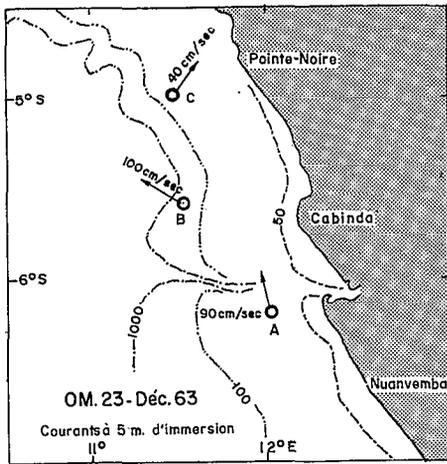


Fig. 37.

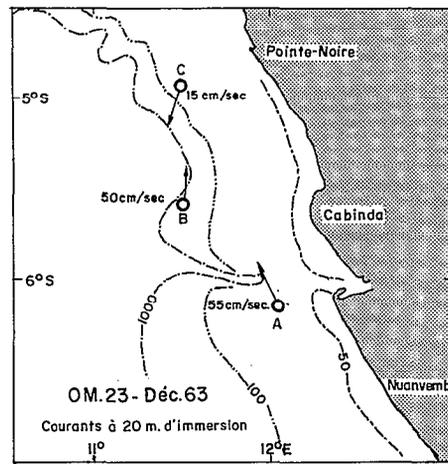


Fig. 38.

D'après : J. R. Donguy-J. Hardivillé et J. C. Le Guen (1965).

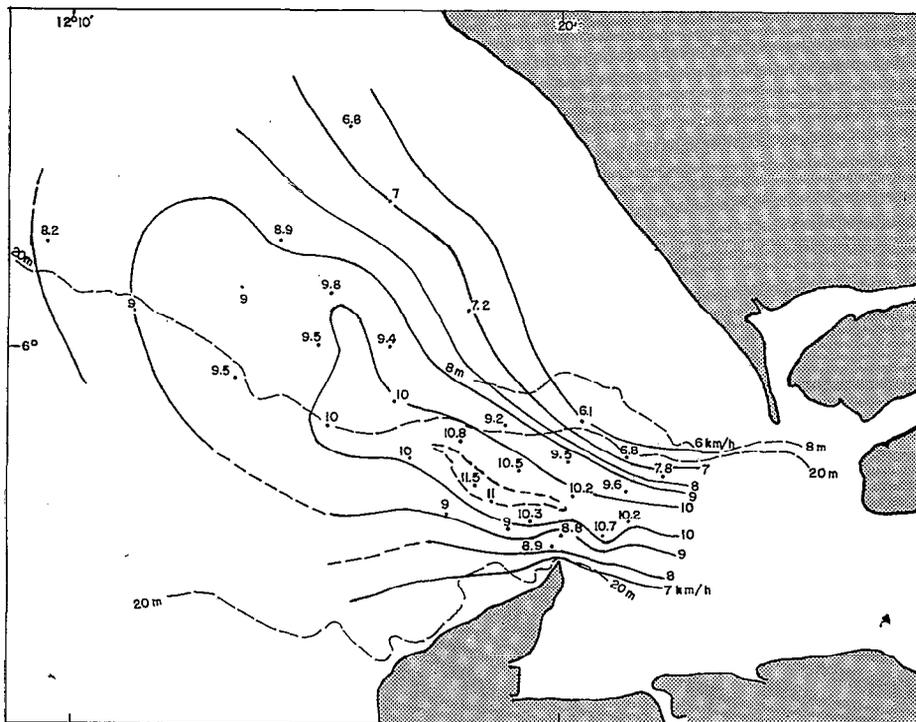


Fig. 39. — Courbes de vitesse égale en km/h — N.E. « Mercator » Sept. 1940.

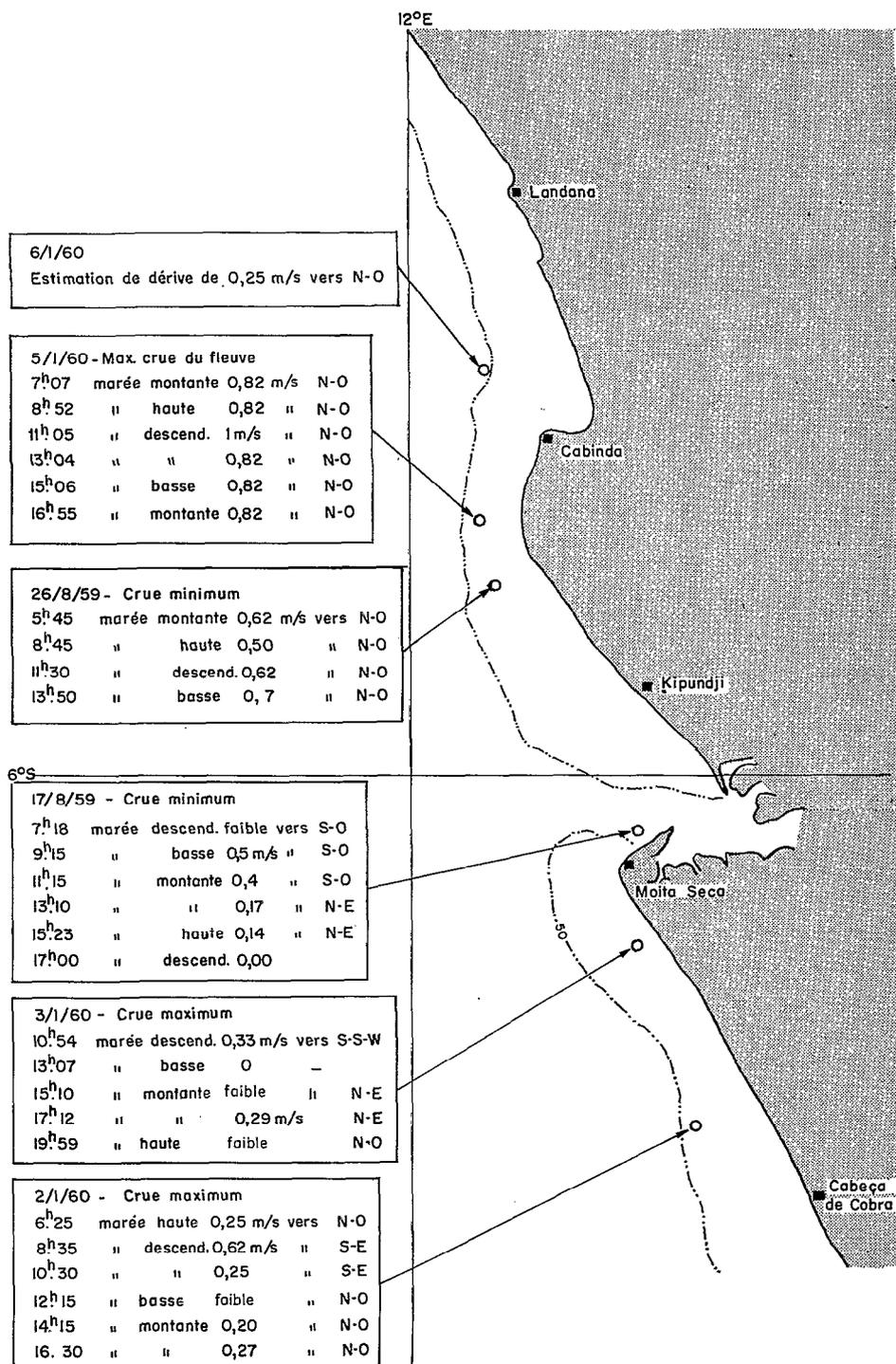


Fig. 40. — Variations du courant de surface avec la marée.

## ANNEXE III

## DONNÉES ÉCOLOGIQUES

Ces données ont été obtenues lors des campagnes Congo-Bossus I à VIII. Nous avons dressé un tableau des températures et salinités au niveau du fond de pêche et en surface, pour chaque chalutage. Nous avons aussi noté pour chaque campagne la crue du fleuve Congo. Les inventaires des espèces pêchées sur les fonds de 10, 20 et 30 mètres pour les différentes campagnes, figurent dans les tableaux suivants. Tous les résultats correspondent à des chalutages de 1 heure, les effectifs étant exprimés en poids.

## CONDITIONS HYDROLOGIQUES DE LA PÊCHE

Sorties Congo	Profondeur du chalutage	T° surface	T° fond	S ‰ surface	S ‰ fonds	Débit au Congo en m <sup>3</sup> /s.
I 13/4/65	20 m	26° 8	20° 13	29,30	35,42	61.751
	20 m	26° 6	20° 75	30,94	35,60	
	30 m	26° 5	20° 67	30,28	35,62	
II 6/5/67	10 m	23° 2	21° 62	21,71	35,11	60.200
	20 m	22° 9	19° 59	22,61	35,69	
	30 m	23° 0	18° 96	23,01	35,76	
III 25/5/65	10 m	24° 3	22° 20	17,41	35,49	57.970
	20 m	25° 0	20° 93	18,02	35,76	
	30 m	25° 2	20° 15	16,37	35,78	
IV 29/6/65	10 m	21° 5	18° 96	22,10	35,64	52.589
	20 m	21° 2	18° 20	23,21	35,68	
	30 m	21° 4	18° 10	25,11	35,72	
V 16/7/65	10 m	20° 0	17° 98	26,64	35,70	50.057
	20 m	20° 0	17° 61	27,21	35,66	
	30 m	19° 5	17° 31	26,48	35,70	
VI 25/8/65	10 m	18° 7	16° 40	19,12	35,58	51.470
	20 m	20° 6	16° 78	19,36	35,61	
	30 m	19° 3	16° 22	20,23	35,62	
VII 8/2/68	10 m	27° 1	26° 50	13,37	33,31	65.500
	20 m	29° 0	27° 50	16,80	33,31	
	30 m	29° 5	27° 00	22,44	33,33	
VIII 11/12/68	10 m	26° 6	21° 00	16,76	35,60	70.172
	20 m	26° 0	21° 50	27,01	35,64	
	30 m	26° 0	21° 30	22,41	35,65	



Fonds de 30 m	Sorties Congo							
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Espèces	Poids en Kg							
<i>Dasyatis margarita</i> .....	3	0,4	50	35	0,5		9	0
<i>Cynoglossus</i> sp.....	60	50	40	60	50		20	15
<i>Galeoides decadactylus</i> .....	4	0,3	0,2	0,4	0		10	0
<i>Phyllogramma regani</i> .....	8	1,5	4	10	40		0	15
<i>Torpedo torpedo</i> .....	2	0	0	0	0		0	0
<i>Tetranarce nobiliana</i> .....	0	3,5	3	5	1		2	0
<i>Pseudotolithus elongatus</i> .....	22	0	1,5	0	0		20	0
<i>Pentanemus quinquartus</i> .....	18	0,1	2	2	0		4	2
<i>Pseudotolithus typus</i> .....	4	0	20	15	5		29	0
<i>Pseudotolithus senegalensis</i> .....	154	60	60	60	210		38	130
<i>Arius</i> sp.....	3	3	15	5	140		8,6	35
<i>Brachydeuterus auritus</i> .....	3	0,5	1,5	1	0,3		4,5	360
<i>Pteroscion peli</i> .....	24	0,1	0	20	2		4	65
<i>Ilisha africana</i> .....	1,5	4,5	10	25	0		48	45
<i>Leptocharias smithi</i> .....	0	0	0,2	2	3		0	0
<i>Trichiurus lepturus</i> .....	0,1	0,5	0,2	1	4		20	180
<i>Raja miraletus</i> .....	5	1	2	2	1		8	3
<i>Vanstraelenia chirophthalmus</i> .....	0,2	0	0	0,2	0,1		0	0
<i>Pentheroscion mbizi</i> .....	0	0,2	25	3	7		0	0
<i>Polynemus quadrifilis</i> .....	0	0	0	0	0		0	0
<i>Mustelus</i> sp.....	0	0	0	0	0		0	0
<i>Pomadasys jubelini</i> .....	0	0	0	0	0		0	0
<i>Hostia moori</i> .....	0	0	0	0	0,8		0	0
<i>Vomer setapinnis</i> .....	0	0,1	0	0	0		2	25
<i>Drepane africana</i> .....	0	0	0,1	0	0		0	0

## ANNEXE IV

**DÉTERMINATION DES STADES SEXUELS**

Clef employée pour cette détermination :

- Stade I. Sexe indéterminable.
- ♀ II\*. Ovaire transparent, filamenteux, à membrane très fine — vascularisation très faible.
  - ♀ III. Ovaire opaque, membrane ferme et vascularisée, ovocytes invisibles à l'œil nu.
  - ♀ IV. Contenu ovarien granuleux membrane transparente.
  - ♀ V. Ovocytes bien visibles à l'intérieur de l'ovaire, quelques-uns transparents et mûrs.
  - ♀ VI. Ovocytes mûrs, coulant lorsque l'on presse l'abdomen.
  - ♀ VII. Ovaire épuisé.
  - ♂ II. Testicule plutôt rond (section) d'une couleur blanc crèmeux pâle.
  - ♂ III. Testicule blanc laiteux et plat (section).
  - ♂ IV. Indistinguable morphologiquement du stade III, mais le sperme sort lorsque l'on presse l'abdomen.
  - ♂ V. Épuisé, traces de sperme donnent au testicule un aspect de lait caillé.

Lors de chaque échantillonnage 5 poissons ont été conservés par intervalle d'un centimètre pour l'étude des stades sexuels.

Les résultats des observations ont été portés dans les figures 41 et 42.

Pour chaque date, on a fait figurer le nombre d'immatrices au stade I, de mâles et de femelles et le pourcentage des différents stades observés chez les mâles et les femelles.

---

\* Nous groupons dans le stade II d'inactivité sexuelle, le stade immature et le stade de repos. Les gonades et les ovocytes présentent les mêmes caractères pour ces deux stades.

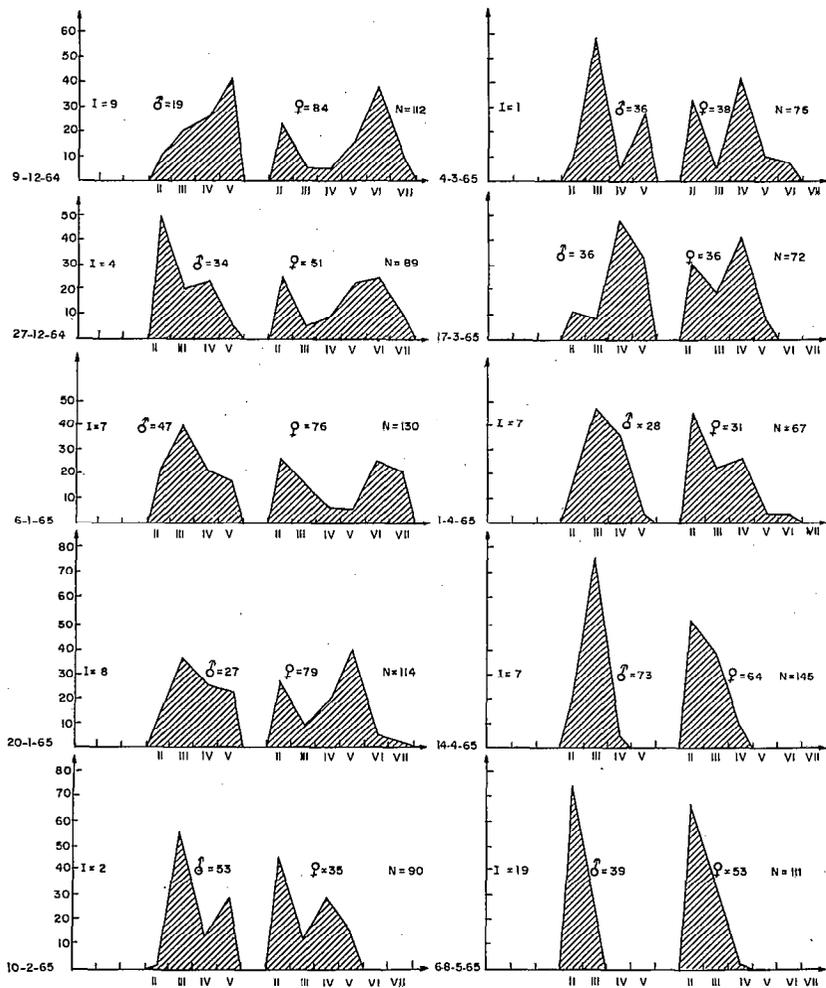


Fig. 41. — Pourcentages des différents stades observés chez les mâles et les femelles.

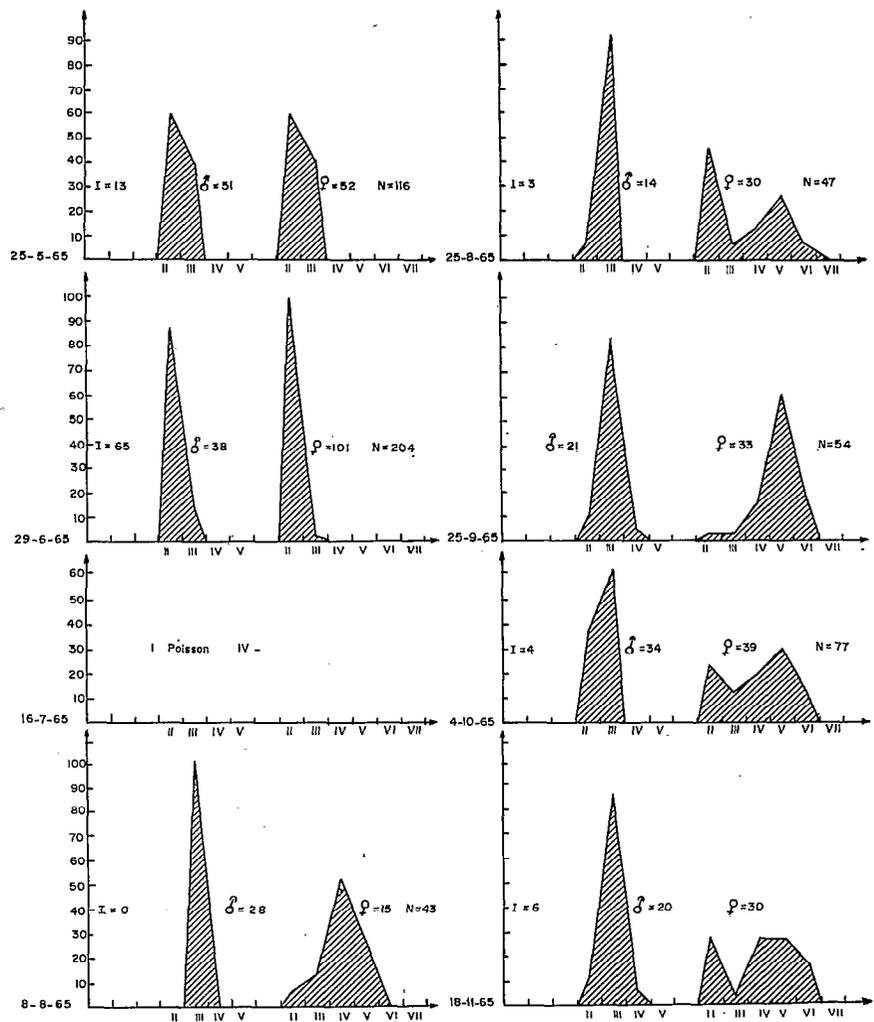


Fig. 42. — Pourcentages des différents stades observés chez les mâles et les femelles.

## ANNEXE V

## PHOTOGRAPHIES D'OTOLITHES MEULÉS ET BRÛLÉS

Pour interpréter ces photographies, on peut se reporter aux explications de la figure 22.

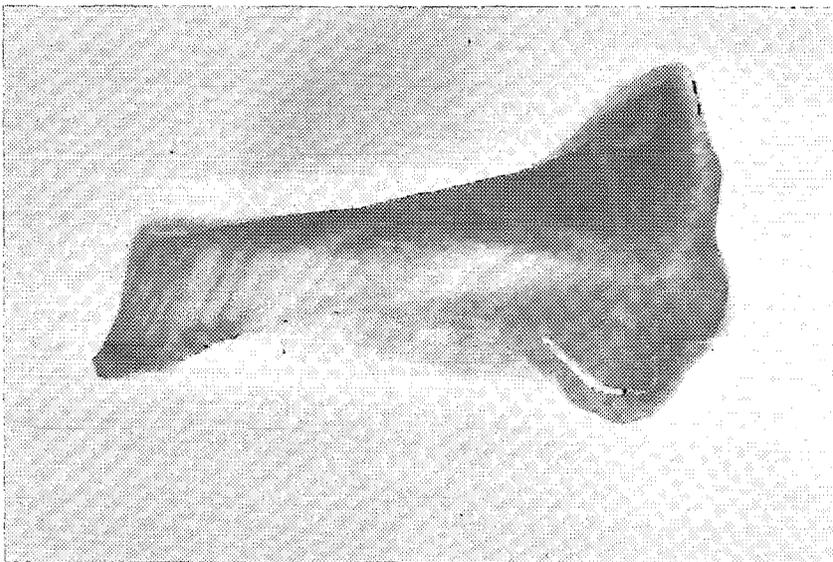


Photo n° 1. — Poisson  
de neuf ans, né en  
grande crue  
(Nucleus noir).

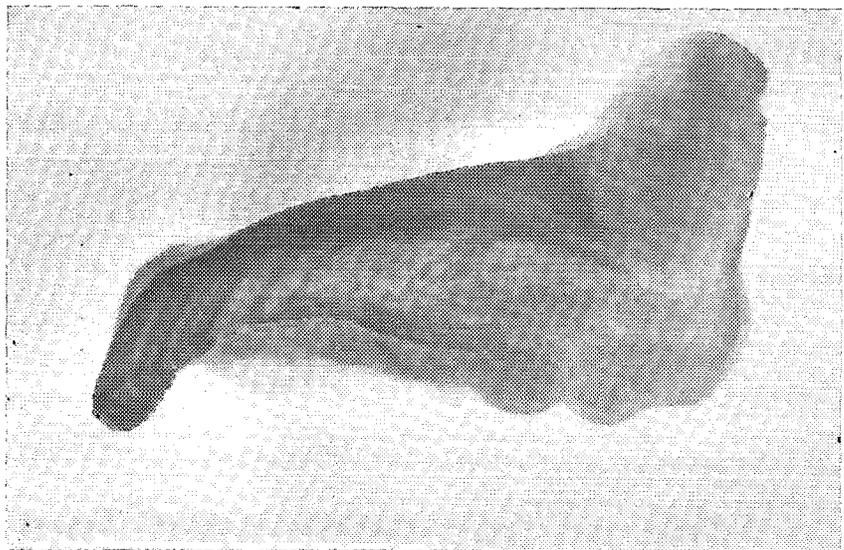


Photo n° 2. — Poisson  
de huit ans, né en  
petite crue  
(Nucleus blanc).

## ANNEXE VI

## CROISSANCE

Résultats obtenus sur ordinateur. Programme CIAT D05.

*P. elongatus*. CONGO  
Intervalle d'étude 13 mois-75 mois

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations.....	51,58	0,018466	-12,092
Erreurs standard.....	3,27	0,002904	2,456

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
13	19,13	14,50	2,500	2
15	20,30	18,50	1,500	2
16	20,88	23,33	0,408	9
17	21,44	23,56	0,428	16
18	21,99	21,55	0,474	11
19	22,53	22,20	0,444	50
21	23,58	22,90	0,441	20
22	24,10	23,56	0,202	18
23	24,60	22,86	0,404	7
24	25,09	24,78	0,521	9
26	26,05	26,39	0,312	46
30	27,87	27,61	0,350	28
33	29,15	28,55	0,593	11
36	30,36	29,88	0,350	8
39	31,50	32,07	0,425	42
42	32,58	31,58	0,262	24
45	33,61	33,86	0,261	7
48	34,57	35,13	0,258	24
51	35,49	37,00	0,258	16
54	36,36	36,07	0,462	14
58	37,44	36,92	0,260	12
60	37,95	37,90	0,379	10
63	38,69	39,00	0,408	4
66	39,38	37,63	0,844	8
69	40,04	40,00	2,000	2
72	40,66	40,67	1,764	3
75	41,25	46,33	2,333	3

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 2,1985.

*P. elongatus*. SIERRA LEONE

Intervalle d'étude 12 mois-48 mois

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations.....	51,76	0,02141	-5,33
Erreurs standard.....	13,72	0,01093	3,78

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
12	16,06	16,13	0,619	12
24	24,15	23,88	0,567	12
36	30,41	30,89	0,641	8
48	35,25	34,50	0,500	2

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 1,9708.*P. elongatus*. KOUILOU

Intervalle d'étude 4 mois-22 mois

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations.....	73,03	0,018936	1,3147
Erreurs standard.....	21,56	0,006833	0,3519

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
4	3,62	3,25	0,214	16
6	6,20	7,71	0,246	28
7	7,45	6,79	0,381	24
8	8,68	7,84	0,338	43
9	9,89	9,67	0,216	30
10	11,07	11,32	0,171	28
11	12,24	13,23	0,178	26
12	13,38	13,67	0,376	12
13	14,50	13,61	0,268	36
14	15,59	15,74	0,212	46
15	16,67	16,90	0,280	31
18	19,78	20,82	0,226	11
22	23,67	23,20	0,200	15

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 1,6183.

*P. elongatus*. CONGO

Intervalle d'étude 13 mois-75 mois

Résultats obtenus à partir de 9 groupes d'âges choisis dans les données précédentes.

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations.....	51,74	0,018666	-10,420
Erreurs standard.....	3,86	0,003594	2,997

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
13	18,32	14,50	2,500	2
18	21,30	21,55	0,474	11
21	22,96	22,90	0,441	20
26	25,52	26,39	0,312	46
36	29,99	29,88	0,350	8
42	32,29	31,58	0,262	24
58	37,31	36,92	0,260	12
66	39,31	37,63	0,344	8
75	41,23	46,33	2,333	3

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 1,3947.*P. elongatus*. CONGO

Intervalle d'étude 22 mois-94 mois

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations.....	46,74	0,022870	-8,0524
Erreurs standard.....	2,05	0,003644	3,3538

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
22	23,23	23,29	0,427	17
34	28,88	28,83	0,543	6
46	33,16	32,63	0,375	18
58	36,42	36,63	0,460	18
70	38,90	39,40	0,245	15
82	40,78	42,50	2,500	2
94	42,21	46,40	0,812	5

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 1,5692.

*P. elongatus*. KOUILOU

Intervalle d'étude 21 mois-76 mois

	$L_{\infty}$	K	$t_0$
Estimations .....	47,68	0,025288	-4,4425
Erreur standard.....	3,01	0,004980	3,1816

Age j	$\hat{l}_j$	$l_j$	Erreur standard sur $l_j$	Nombre d'observations
21	22,62	23,21	0,381	14
23	23,86	23,77	0,361	13
24	24,45	23,55	0,390	11
26	25,60	25,86	0,404	7
31	28,22	27,33	0,333	3
34	29,64	29,40	0,510	5
36	30,53	31,60	0,245	5
40	32,18	32,00	0,577	4
42	32,95	32,67	0,667	3
46	34,36	33,50	0,866	4
47	34,70	35,25	0,479	4
50	35,64	37,00	1,000	2
61	38,57	39,00	0,000	2
62	38,79	40,00	3,000	2
70	40,42	39,00	2,646	3
76	41,44	45,67	3,180	3

Erreur standard sur l'estimation de  $\hat{l}_j$  : 1,7774.

Manuscrit reçu le 18 décembre 1970.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALLEN (K. R.), 1970. — The influence of Random Fluctuations in the Stock. Recruitment relationship on the economic return from Salmon Fisheries. *Symposium sur le « Stock et le Recrutement » Cons. Explor. Mer.* Aarhus, Danemark, n° 30, 22 p.
- BARANOV (F. I.), 1918. — « A propos des bases biologiques d'une pêcherie. » *Nauchnyi issledovatel'skii ikhtologicheskii Institut, Iz-Vestija*, 1, 1, pp. 81-128.
- BAUDIN-LAURENCIN (F.), 1967. — Sélectivité des chaluts et variations nyctémérales des rendements dans la région de Pointe-Noire. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, V, n° 1, pp. 85-121.
- BAYAGBONA (E. O.), 1966. — Age determination and the Bertalanffy parameters of *P. typus* and *P. senegalensis* using the « burnt otolith technique ». *Actes du symposium sur l'océanographie et les ressources halieutiques de l'Atlantique tropical*. Abidjan, Côte d'Ivoire, 20-28 octobre. Rapports de synthèse et communications, pp. 349-359.
- BERRIT (G. R.), 1958. — Les saisons marines à Pointe-Noire. *Bull. CCOEC*, 10, n° 6, pp. 335-360.
- BERRIT (G. R.), 1961. — Contribution à la connaissance des variations saisonnières dans le Golfe de Guinée. *Bull. CCOEC*, 13, n° 10, pp. 715-727.
- BERRIT (G. R.), 1962. — Contribution à la connaissance des variations saisonnières dans le Golfe de Guinée. *Bull. CCOEC*, 14, n° 9, pp. 633-643.
- BERRIT (G. R.), 1962. — Contribution à la connaissance des variations saisonnières dans le Golfe de Guinée. *Bull. CCOEC*, 14, n° 10, pp. 719-729.
- BERRIT (G. R.) et DONGUY (J. R.), 1964. — La petite saison chaude dans la région orientale du Golfe de Guinée. *Bull. CCOEC*, 16, n° 8, pp. 657-672.
- BEVERTON (R. T. H.) et 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. *J. Cons. Internation. Explor. Mer*, 140, 1, pp. 67-83.
- BEVERTON (R. J. H.) et HOLT (S. J.), 1957. — On the dynamics of exploited fish populations. *Fishery Invest.*, London, sér. 2, 19, 533 p.
- BEVERTON (R. J. H.), 1963. — Maturation growth and mortality of clupeid and engraulid stocks in relation to fishing. *Rapp. Proc. Verb. Cons. Internation. Explor. Mer*, 154, pp. 44-67.
- CHRISTENSEN (J. M.), 1964. — Burning of otoliths, a technique for age determination of soles and other fish. *J. Cons. Internation. Explor. Mer*, 29, pp. 73-81.
- CROSNIER (A.) et BERRIT (G. R.), 1966. — Fonds de pêche le long des côtes des Républiques du Dahomey et du Togo. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, suppl. IV, n° 1, 1 fasc., 144 p.
- DAVID (F. N.), 1947. — A  $\chi^2$  « smooth » test for goodness of fit. *Biometrika*, Cambridge, 24, pp. 299-304.
- DONGUY (J. R.), HARDIVILLÉ (J.) et LE GUEN (J. C.), 1965. — Le parcours maritime des eaux du Congo. *Bull. CCOEC*, 17, n° 2, pp. 85-97.
- DURAND (J. R.), 1967. — Étude des poissons benthiques du plateau continental congolais. 3<sup>e</sup> partie : Les poissons benthiques du plateau continental congolais. Étude de la répartition de l'abondance et des variations saisonnières. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, V, n° 2, pp. 3-68.
- FAGER (E. W.) et LONGHURST (A. R.), 1968. — Recurrent group analysis of species assemblages of demersal fish in the Gulf of Guinea. *J. Fish. Res. Board.*, Canada, 25, 7, pp. 1405-1421.
- FONTANA (A.) et LE GUEN (J. C.), 1969. — Étude de la maturité sexuelle et de la fécondité de *Pseudotolithus (Fonticulus) elongatus*. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, VII, n° 3, pp. 9-19.
- GHEHO (Y.) et LE GUEN (J. C.), 1968. — Détermination de l'âge et croissance de *Sardinella eba* (Val) dans la région de Pointe-Noire. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, n° 1, pp. 70-82.
- LE GUEN (J. C.), 1966. — *Pseudotolithus (Fonticulus) elongatus*. Étude préliminaire. *Doc. Centre O.R.S.T.O.M., Pointe-Noire*, 304, 41 p. multigr.

- GULLAND (J. A.), 1962. — Manual of sampling methods for fishery biology. *F.A.O. Fish. tech. paper*, 26, 78 p.
- GULLAND (J. A.), 1964. — Manual of methods of fish population analysis. *F.A.O. Fish. tech. paper*, 40, 54 p.
- GULLAND (J. A.), 1969. — Manuel des méthodes d'évaluation des stocks d'animaux aquatiques. *Manuels F.A.O. Sci. halieutique*, 4, 160 p.
- GULLAND (J. A.), 1965. — Méthode d'analyse des populations de poissons. *Doc. Centre O.R.S.T.O.M., Pointe-Noire*, n° 281, 104 p.
- HOLT (S. J.), 1957. — General tables for characteristics of steady state yield. *ICNAF/ICES/FAO Spec. Sci. Meet.*, Lisbonne, papier 11, multigr.
- HOLT (S. J.), 1962. — A preliminary comparative study of the growth, maturity and mortality of sardines. *Proc. World Sci. Meet. Biol. Sardines. relat. Spec. F.A.O.*, Rome, 2, pp. 553-561.
- JACKSON (C. H. N.), 1939. — The analysis of an animal population. *J. anim. Ecol.* 8, pp. 238-246.
- JONES (R.), 1957. — A much simplified version of the fish yield equation. *ICNAF/ICES/FAO Spec. Sci. Meet.*, Lisbonne, papier 21, multigr.
- KNIGHT (W.), 1968. — Asymptotic growth : an example of nonsense disguised as mathematics. *J. Fish. Res. Board, Canada*, 25, 6, pp. 1303-1307.
- LONGHURST (A. R.), 1957. — Food of the demersal fish of a west African estuary. *J. anim. Ecol.*, 26, pp. 369-387.
- LONGHURST (A. R.), 1958. — An ecological survey of the west African marine benthos. *Fish. publ.*, London, 11, pp. 1-101.
- LONGHURST (A. R.), 1959. — Prediction of selection factors in a tropical trawl fishery. *Nature*, London, 184, p. 1170.
- LONGHURST (A. R.), 1960. — A summary survey of the food of W. A. demersal fish. *Bull. Inst. fr. Afr. Noire*, 22, sér. A, pp. 276-282.
- LONGHURST (A. R.), 1963. — The bionomics of the fisheries resources of the eastern tropical atlantic. *Fish. Publ.*, London, 20, 65 p.
- LONGHURST (A. R.), 1966. — Synopsis of Biological data on west African Croakers. *F.A.O. fish. Synopsis*, 35.
- MEULENBERGH (J.), 1968. — Diffusion des eaux du fleuve Congo dans les eaux de l'Atlantique sud. *Acad. r. Sci. Outre-Mer*, XVI, n° 6, 149 p.
- MITSCHERLICH (E. A.), 1930. — Die Bestimmung des Dungerbedürfnisses des Bodens. *Paul Parey*, Berlin, 3<sup>e</sup> éd.
- PAULIK (G. J.) et BAYLIFF (W. F.), 1967. — A generalized computer program for the Ricker model of equilibrium yield per recrutement. *J. Fish. Res. Board, Canada*, 24, 2, pp. 249-259.
- PERES (J. M.), 1961. — Océanographie biologique et biologie marine. P.U.F. *La vie Benthique*, vol. I, pp. 252-286.
- PIMENTEL-GOMES (F.), 1953. — The use of Mitscherlich's regression law in the analysis of experiments with fertilizers. *Biometrics*, 9, 4, pp. 498-516.
- PIMENTEL-GOMES (F.) et MALAVOLTA (E.), 1949. — Aspectos matematicas e estatisticas de Lei de Mitscherlich. *An. Esc. sup. Agric. « Luiz de Queiroz »*, 6, Bras., pp. 193-229.
- POINSARD (F.), 1966. — La pêche au chalut à Pointe-Noire. *Actes du symposium sur l'océanographie et les ressources halieutiques de l'Atlantique tropical*, Abidjan, 20-28 octobre. Rapports de synthèse et communications, pp. 381-390.
- POINSARD (F.) et TROADEC (J. P.), 1966. — Détermination de l'âge par la lecture des otolithes chez deux espèces de Sciaenidae ouest africains (*Pseudotolithus senegalensis*. C. et V. et *Pseudotolithus typus* Blkr.). *J. Cons. Internation. Explor. Mer*, 30, 3, pp. 291-307.
- POLL (M.), 1954. — Teleostéens Acanthopterygiens (Première partie). *Expédition océanographique belge dans les eaux côtières africaines de l'Atlantique sud (1948-1949)*, IV, 3 A, 390 p.
- PSAROPULOS (C. T.), 1966. — Computer program manual. *IATTC Internal Rep.*, 1, 59 p.
- RICKER (W. E.), 1958. — Handbook of computation for biological statistics of fish population. *Bull. Fish. Res. Board, Canada*, 119, 300 p.
- SNEDECOR (G. W.), 1956. — Statistical methods. *Iowa State University Press*, 5<sup>e</sup> éd. 534 p.
- TOMLINSON (P. K.) et ABRAMSON (N. J.), 1961. — Fitting a von Bertalanffy growth curve by least squares. *California Dept. Fish. Game, Fish. Bull.*, 116, 69 p.
- TROADEC (J. P.), 1968. — Observations sur la biologie et la dynamique des *Pseudotolithus senegalensis* dans la région de Pointe-Noire (Congo). *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, VI, n° 1, pp. 43-94.
- WATTS (J. C. D.), 1958. — The hydrology of a tropical west African estuary. *Bull. Inst. fr. Afr. Noire*, 20, sér. A, n° 3, pp. 697-752.
- WILIMOVSKY (N. J.) et WICKLUND (E. C.), 1963. — Tables of the incomplete Beta function for the calculation of fish population yield. *Vancouver, University of British Columbia, Inst. Fish.*, 291 p.