

ÉVALUATION DES MORTALITÉS CHEZ LA CREVETTE ROSE *PENAEUS DUORARUM NOTIALIS* EN CÔTE D'IVOIRE : ANALYSE DES VARIATIONS SAISONNIÈRES DE CAPTURABILITÉ

SERGE GARCIA

Centre de Recherches Océanographiques de Dakar-Thiaroye. B.P. 2241, Dakar, Rép. du Sénégal.

RÉSUMÉ

L'utilisation de 3 courbes de fréquences des tailles des captures annuelles correspondant à des niveaux différents d'exploitation a permis de calculer par la méthode de Silliman une valeur moyenne de la mortalité naturelle ($M = 0,21$) et du coefficient de capturabilité ($q = 0,00063$).

Ces résultats corroborent les valeurs obtenues précédemment par marquage (GARCIA 1975) et qui sont $M = 0,25$ et $q = 0,00069$.

L'analyse des résultats du marquage réalisé pendant le 4^e trimestre de 1973 a permis de moduler cette valeur de q , globale, en différentes valeurs de q par groupes d'âge de 3 mois.

L'utilisation de ces valeurs de q et de M comme valeurs de départ a permis d'analyser le vecteur des captures (par trimestre) pour les 2 principales cohortes (représentant 70 % du recrutement) de l'année 1973. Cette analyse confirme l'existence de fluctuations saisonnières très importantes de la capturabilité dont l'origine est discutée.

ABSTRACT

Three annual lengths distributions of captures corresponding to three different exploitations levels were used to obtain by Silliman's method a mean value of the natural mortality ($M=0,21$) and of the catchability coefficient ($q= 0,00063$).

These results agree well the values obtained preceedingly from marking experiments (GARCIA, 1975) i.e. $M= 0,25$ and $q= 0,00069$.

The analysis of the marking experiment results during the 4th quarter of 1973 allowed to transform this value of q into age-specific ones by three months age strata.

These values of q and M have been used as starting ones in analyzing the 1973 age specific catch vector (by quarters) for the two main cohorts, representing 70 % of the total annual recruitment. The analysis supports the hypothesis of the occurrence of seasonal variations in catchability. Their origin is discussed.

1. INTRODUCTION

Des évaluations des mortalités naturelles et par pêche ont été obtenues par GARCIA (1975) à l'aide de techniques de marquage, pendant l'année 1973. La mortalité résiduelle assimilée en première

approximation à la mortalité naturelle a été estimée à 0,17 et 0,32 (0,24 en moyenne), la mortalité par pêche, pour la période d'observation à 0,15 et 0,16 (0,155 en moyenne), et le coefficient de capturabilité à 0,00069 par jour de pêche (standardisé, 250 cv) pour une superficie de 390 milles².

Une étude ultérieure (GARCIA, 1976) a suggéré l'existence de variations saisonnières du coefficient de capturabilité, en liaison avec les conditions hydrologiques et les changements qui en découlent dans le comportement apparent des crevettes.

Le présent travail a pour but de vérifier l'ordre de grandeur des mortalités obtenues par marquage (en particulier pour M) et de mettre en évidence les variations saisonnières de q, par l'analyse des structures démographiques.

2. ANALYSE DES COURBES ANNUELLES DE FRÉQUENCES DES TAILLES CAPTURÉES

2.1. Méthodes

Les femelles grandissent plus rapidement que les mâles et atteignent une taille maximale nettement plus élevée. On a donc analysé uniquement les histogrammes correspondant aux femelles, car les risques d'erreurs dus au découpage en strates d'âge étaient, a priori, plus faibles. On admettra que les valeurs trouvées pour les femelles sont également valables pour les mâles.

La décomposition d'un histogramme de fréquence de longueur global en histogrammes successifs correspondant à chaque classe d'âge, et l'assimilation des effectifs de ces classes d'âges à des effectifs successifs d'une même cohorte est une technique très couramment utilisée en dynamique des stocks exploités. Son utilisation implique que la population est en équilibre et en particulier que le recrutement et la mortalité totale sont restés constants pendant une durée au moins égale au nombre de classes d'âge présentes dans la population (RICKER, 1975).

Dans le cas des crevettes tropicales l'unité de temps généralement utilisée pour les études de croissance est le mois. L'histogramme annuel des fréquences de longueurs des captures n'étant pas décomposable en classes d'âge par les méthodes classiques de décomposition des courbes polymodales, elles ont été découpées en suivant les clés âge-longueur calculées par GARCIA (1975).

Pour éviter d'introduire des erreurs trop importantes, le découpage a été effectué par groupes d'âges de 4 mois (0-3, 4-7, 8-11 et 12-15). Pour les études de croissances en mer, l'âge 0 a été arbitrairement fixé à 18 mm de carapace, taille correspondant au premier mode généralement observé dans les distributions de fréquence.

Les coefficients de mortalité totale ont été calculés par :

$$Z = \text{Loge} \frac{N_t + 1}{N_t} \text{ pour chaque couple et la moyenne}$$

des valeurs considérée comme caractéristique de l'année. Les valeurs de Z ainsi obtenues correspondant à des niveaux d'exploitation différents M et q ont pu être calculés par la méthode de Silliman (RICKER 1975). Cette méthode est applicable lorsque l'on dispose dans l'histoire d'une pêcherie de 2 périodes correspondant à des niveaux d'effort stables pendant une période suffisamment longue pour que la pêcherie soit considérée à l'équilibre. Dans le cas présent l'équilibre est atteint après 18 mois (GARCIA 1976).

Il est nécessaire de supposer que M, la mortalité naturelle reste la même pour les 2 niveaux d'effort correspondants et que F, la mortalité par pêche obéit à la relation classique $F = qf$. Dans ce cas, si les indices 1 et 2 désignent les 2 périodes considérées on aura :

$$\begin{aligned} F_1 + M &= Z_1 = -\log_e S_1 \\ F_2 + M &= Z_2 = -\log_e S_2 \\ \text{et } F_1/F_2 &= f_1/f_2 \end{aligned}$$

Si on connaît S_1 , S_2 , f_1 et f_2 , ce système d'équation peut être résolu pour obtenir M, q, F_1 et F_2 .

2.2. Données disponibles : (fig. 1 à 3)

On dispose de 3 courbes annuelles de fréquence des tailles aux périodes 1966-67, 1969-70 et 1973. Les deux premières ont été obtenues à partir de campagnes expérimentales de chalutage pendant 1 an, sur une radiale, sur le fond de pêche de Grand-Bassam. Les courbes de fréquence de tailles partielles obtenues à chaque immersion ont été regroupées après pondération pour former une courbe globale pour la campagne. Ces dernières ont été regroupées

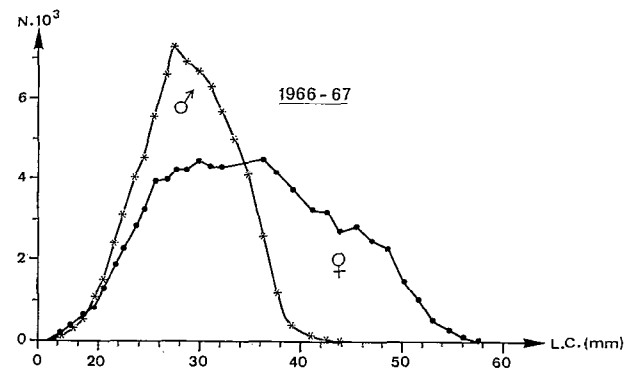


Fig. 1. — Polygone des fréquences des tailles des crevettes capturées sur le fond de pêche de Grand-Bassam en 1966-67 par le chalutier de recherches « Reine-Pokou » (Modifié d'après les données de TROADEC).

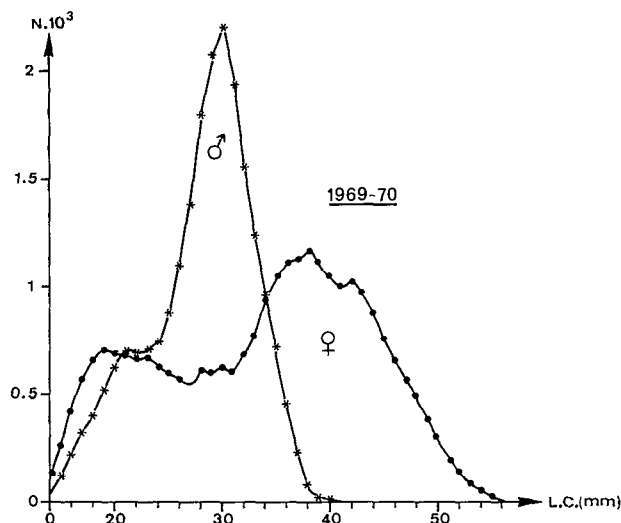


Fig. 2. -- Polygone des fréquences des tailles des crevettes capturées sur le fonds de pêche de Grand-Bassam en 1969-70 par le chalutier de recherches « Reine-Pokou ».

pour arriver à la courbe totale annuelle. Le processus complet d'échantillonnage et de traitement des données a été publié dans TROADEC, BARRO, BOUILLON (1969) pour les campagnes 1966-67 et GARCIA, PETIT et TROADEC (1970) pour les campagnes 1969-70.

La courbe de fréquence des tailles des captures totales des crevettiers d'Abidjan en 1973 a été

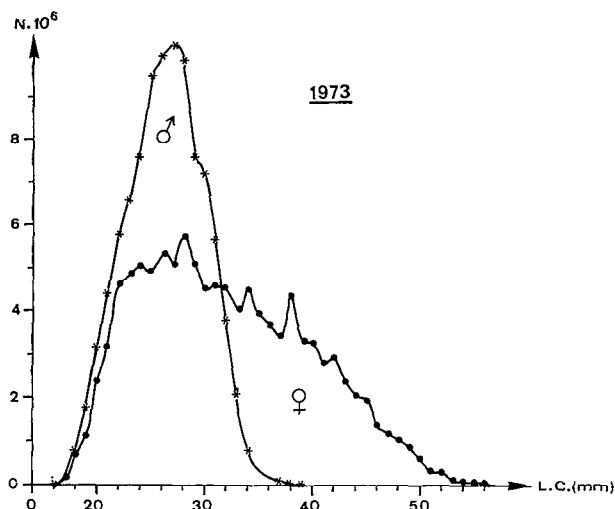


Fig. 3. -- Polygone des fréquences des tailles des crevettes capturées sur l'ensemble du plateau ivoirien par la flotille crevettière d'Abidjan en 1973.

obtenue grâce à un échantillonnage des captures des bateaux débarquant la crevette fraîche et entière avant le passage à la trieuse. De 3 à 10 échantillons ont été récoltés et traités tous les mois, suivant l'importance des débarquements.

La taille observée est la longueur céphalothoracique (LC) mesurée du creux post-orbitaire à l'extrémité médio-dorsale du céphalothorax.

En 1966-67, les mesures ont porté sur la longueur totale (LT) (de la pointe du rostre à l'extrémité des uropodes). Le découpage de l'histogramme annuel a été réalisé à l'aide de la clé-âge-longueur totale obtenue pour cette année là (GARCIA 1975). Cependant, pour permettre une comparaison plus aisée des différents histogrammes annuels entre eux, les données ont été transposées en longueur céphalothoracique à l'aide de la relation LT-LC de GARCIA (1970) (fig. 1).

Les histogrammes 1969-70 et 1973 obtenus directement en longueur céphalothoracique ont été découpés à l'aide de la clé-âge-longueur obtenue par GARCIA (1975) pour l'année 1969-70.

Les effectifs calculés sont regroupés dans le tableau I. Les effectifs des groupes 0-3 mois, incomplètement recrutés n'ont pas été utilisés dans les calculs.

2.3. Résultats : (fig. 4 a à 4 d)

TABLEAU I

	Effectifs des groupes d'âges				Z/ mois	f/ mois
	0-3	4-7	8-11	12-15		
1966-67.	40 620	22 649	8 815	3 249	0,24	27
1969-70.	10 640	9 385	3 790	1 145	0,27	93
1973...	6 051 865	3 415 339	1 082 690	281 967	0,32	154

Ces valeurs de Z correspondent à des niveaux d'effort différents (GARCIA 1976). En 1966-67, la pêcherie était faible. L'effort y a été estimé à 10 j/mois en morte saison et 60 j/mois pendant la bonne saison (de juillet à octobre) ce qui donne une moyenne de 25 j/mois. La pêcherie a commencé à se développer réellement au début de 1969. L'effort moyen mensuel atteint 93 j/mois et en 1973, la pêcherie est pleinement développée et l'effort moyen est de 184 j/mois. Les efforts sont exprimés en jours de pêche d'un crevettier de 250 cv.

TABLEAU II

Période	M	q. 10 ⁻⁴
(1966-67) (1969-70).....	0,23	4,54
(1969-70)-1973.....	0,19	8,20
(1966-67)-1973.....	0,22	6,29
Moyenne.....	0,21	6,34
GARCIA (1975).....	0,25	6,90

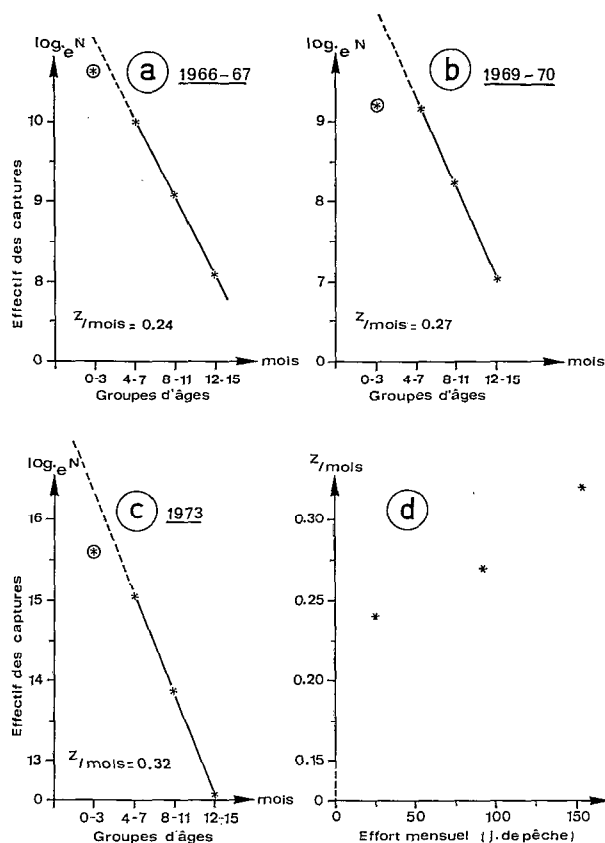


Fig. 4. — Évaluation de M et de q par la méthode des efforts de pêche variables. a et b = Campagnes expérimentales de chalutage. c = Exploitation industrielle.

L'astérisque cerclée indique les valeurs non utilisées dans les calculs. Les droites ont été tracées à main levée, à titre indicatif.

2.4. Discussion des résultats

Il est vraisemblable que les données disponibles ne répondent pas toujours exactement aux conditions d'application de la méthode utilisée. Il a été calculé par exemple une valeur de Z moyenne par année d'observation, ce qui revient à supposer que Z est constant avec l'âge, au moins dans l'intervalle de calcul de 4 à 15 mois. Les études réalisées par marquages ont suggéré que la capturabilité dimi-

nuait avec l'âge (GARCIA 1976). Elles ont suggéré également et cela sera vérifié au cours de ce travail l'existence de variations saisonnières de capturabilité. En ce qui concerne le gros du recrutement, ces 2 phénomènes ont tendance à s'annuler sans que l'on puisse à l'heure actuelle dire avec certitude qu'elle en est la résultante.

D'autre part, l'année 1969-70, année de début de développement rapide de la pêcherie, ne peut pas vraiment être considérée comme une période d'équilibre, même dans le cas d'animaux à vie courte comme les penaeïdes. Ceci pourrait expliquer la variabilité des résultats (sur q) lorsque l'on utilise, pour les calculs, les données de 1969-70 ainsi que la similitude des valeurs obtenues par marquage d'une part et à l'aide des 2 seuls couples que l'on peut vraiment considérer comme à l'équilibre (1966-67 et 1973) d'autre part.

La moyenne des résultats peut cependant être favorablement comparée aux résultats obtenus par marquage à l'aide des disques de Petersen (GARCIA 1976). La valeur de M obtenue dans le présent travail ($M = 0,21$) est inférieure à la valeur de X, la mortalité résiduelle ($X = 0,25$) obtenue par marquage. Cette dernière étant, à cause des aléas du marquage, très susceptible d'être surestimée nous considérons que la première valeur est préférable et nous l'utiliserons dans l'analyse des cohortes.

3. ANALYSE DES COHORTES

Il a été récolté, de janvier 1973 à mars 1974 un très grand nombre d'échantillons de la pêcherie crevettière ivoirienne (3 à 10 échantillons par mois). Ces échantillons ont été regroupés pour obtenir les distributions de fréquences mensuelles des captures, élevées à la capture totale du mois. Les données ont ensuite été regroupées par trimestre pour les raisons suivantes :

— le découpage des histogrammes par classes d'âge trimestrielles nous a paru préférable à un découpage par classes d'âge mensuelles car il diminue les risques de biais.

— le découpage de l'année en trimestres permet de respecter la structure saisonnière du cycle de base. Le troisième trimestre correspond en effet à la saison froide et à l'upwelling. Les trois autres correspondent à la période chaude, le 2^e et le 4^e incluant les 2 saisons de pluies qui caractérisent le climat de la zone côtière en Côte d'Ivoire (fig. 5).

3.1. Courbes de croissances utilisées pour le découpage

Elles ont été calculées par marquage pendant l'année

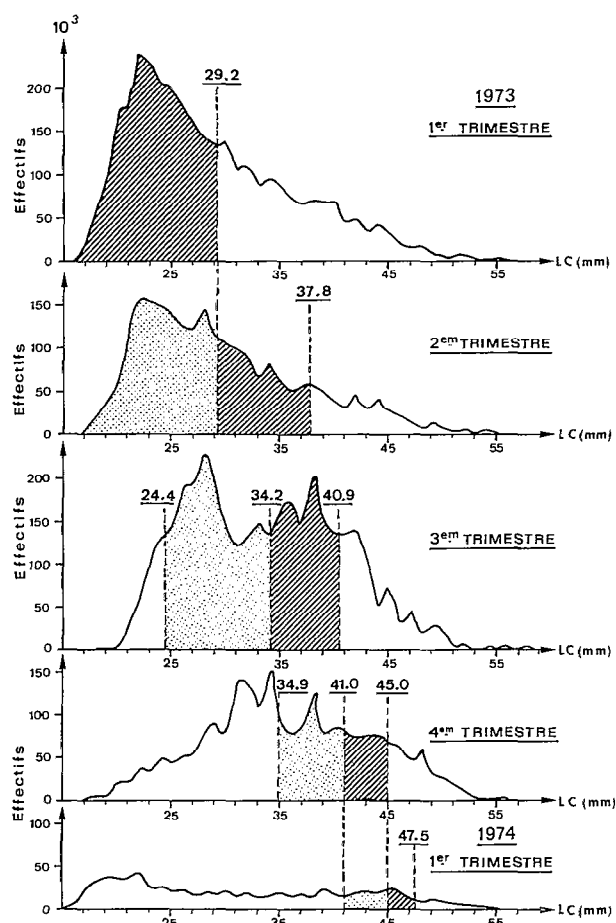


Fig. 5. — Distribution de fréquence de tailles des crevettes capturées de janvier 1973 à mars 1974.

LG	Δ LG
27,5	2,10
32,5	1,90
37,5	1,05
42,5	0,68
47,5	0,60

1973 sur laquelle porte précisément l'analyse des cohortes (GARCIA 1975). Les résultats du marquage réalisés en octobre 1973 ($K = 0,16$ et $LC_{\infty} = 51,9$ mm) ont été utilisés pour caractériser la croissance de saison chaude.

Les résultats du marquage d'août 1973 ont servi à calculer les paramètres de la courbe de croissance en saison froide. Les valeurs des accroissements observés (GARCIA 1975, fig. 4 A) étant relativement dispersées, elles ont été regroupées par intervalles

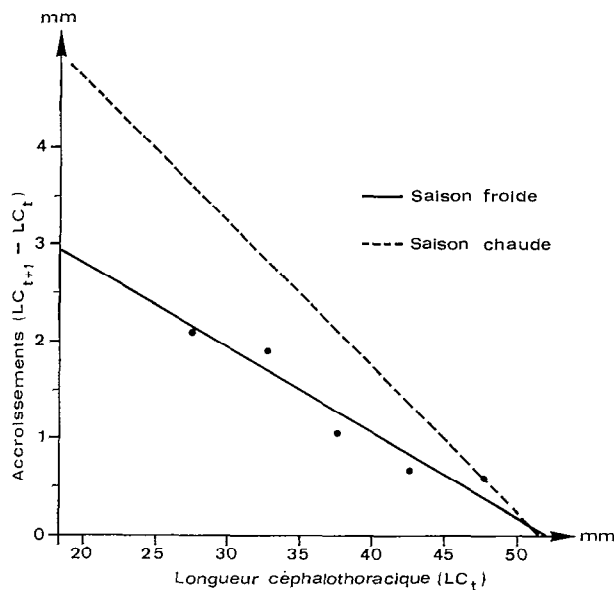


Fig. 6. — Croissance des femelles calculée par marquage (données GARCIA 1975).
 . = moyennes par classes de 5 mm.

de taille de 5 mm et portées sur la figure 6 en fonction du point central de la classe.

L'axe majeur réduit de la relation entre \overline{LC} et ΔLC permet de calculer selon la méthode des accroissements instantanés (DIAZ, E. L., 1963)

$$K = 0,092 \quad L_{\infty} = 51,9 \text{ mm}$$

Cette équation a été utilisée pour calculer la croissance en juillet, août et septembre, période d'upwelling. L'équation de saison chaude a été utilisée pour tous les autres mois.

3.2. Choix des cohortes

Les variations saisonnières du recrutement ont été étudiées par GARCIA (1976) en analysant les statistiques de la pêche artisanale qui exploite, en lagune, les juvéniles pendant leur migration vers la mer. Le cycle saisonnier est le suivant (en %) :

J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
11,9	13,9	13,6	13,3	7,9	7,3	4,6	2,0	3,3	8,9	8,3	5,0

Il apparaît que 39,4 et 28,5 % du recrutement sont obtenus respectivement pendant le 1^{er} et le 2^e trimestre de l'année soit près de 70 % dans le premier semestre. Les 2 cohortes recrutées de janvier à mars (J.F.M.) et d'avril à juin (A.M.J.) sont à

l'origine de la plus grande partie des captures réalisées dans l'année, elles constitueront donc le matériel de base de l'analyse.

Les effectifs des captures par groupe d'âges obtenus sont les suivants :

Cohortes (/trimestre)	J.F.M.	A.M.J.	Effort total (J. de pêche)
1973 (I).....	1.904.800	—	662
1973 (II).....	675.900	1.033.500	263
1973 (III).....	1.076.200	1.603.300	475
1973 (IV).....	295.000	548.200	446
1974 (I).....	47.200	69.200	200

3.3. Recherche d'une valeur de F de départ

NEAL (1967) a utilisé les techniques d'analyse des populations virtuelles pour la pêche de *Penaeus duorarum duorarum* du golfe du Mexique. L'analyse des cohortes, dérivée de l'analyse des populations virtuelles (FRY 1949) consiste à calculer à partir d'un vecteur de captures par strates d'âges, le vecteur des mortalités par pêche correspondant et les populations sous-jacentes, si l'on connaît la mortalité naturelle et la valeur de la mortalité par pêche ou la population sous-jacente pour l'une des strates d'âge.

Cette méthode a été utilisée par de nombreux auteurs dont MURPHY (1965), GULLAND (1965), TOMLINSON (1970). Plus récemment FONTENEAU et LENARTZ (1973) l'ont appliquée à la pêche d'Albacores de l'Atlantique. CADIMA (1976) a fait une revue des différents aspects de ces méthodes.

Dans le présent travail on dispose d'une valeur de $M = 0,21$ /mois calculée au paragraphe 2.

On dispose également d'une valeur de F pour le 4^e trimestre 1973. En effet, GARCIA (1975) a effectué un marquage en août 1973.

Les recaptures obtenues de la mi-septembre à la fin décembre ont permis de calculer une valeur de $q = 0,00069$.

Cette valeur concerne l'ensemble de la population exploitée. L'auteur ayant suggéré l'existence de variations du coefficient de capturabilité avec l'âge, apparentes surtout dans le premier mois suivant le marquage, il était nécessaire de vérifier si cette valeur de q pouvait être généralisée à toutes les strates d'âge au moins pour la période considérée (4^e trimestre 1973). Les données ayant permis de la calculer ont donc été reprises et l'évolution du taux de recapture (assimilable au taux d'exploitation de RICKER) avec l'âge au moment du marquage a été analysée.

Les recaptures réalisées dans le premier mois après le marquage ayant été éliminées pour diverses raisons (GARCIA 1975), la courbe de fréquence des tailles des crevettes marquées, encore en vie après le premier mois (N'_0) a été estimée en retranchant à la distribution d'origine, pour chaque taille, le nombre de recaptures dans le premier mois en faisant intervenir une mortalité naturelle de 0,25 par mois (valeur calculée pour la période après le premier mois).

Les distributions de fréquences des crevettes marquées encore en vie à la fin du premier mois, et des crevettes recapturées (après le premier mois = R_2) ont été découpées en strates d'âge en utilisant la clé-âge-longueur de GARCIA (1975), pour calculer le taux de recapture en fonction de l'âge au moment du marquage (par groupes d'âges de 3 mois) (Annexe I).

Si l'on admet que la mortalité naturelle est la même pour tous les groupes d'âge, il est possible de calculer une valeur de F/âge en faisant pour chaque âge :

$$\frac{R_2}{N'_0} = \frac{F}{F+M} \left\{ 1 - e^{-(F+M) T} \right\}$$

où R_2/N'_0 est le taux de recapture et T la durée de la période d'observation.

Les résultats des calculs sont donnés en annexe I. A partir de ces valeurs de F/âge il est possible de calculer une valeur de q/âge connaissant l'effort moyen mensuel appliqué au fond de pêche concerné (34,4 jours/mois). Les valeurs de q ainsi obtenues correspondent à la mortalité par pêche par unité d'effort sur le fond de pêche de Grand-Bassam où a eu lieu l'expérience, et dont la superficie est de 60 milles². Pour extrapoler à l'ensemble du plateau ivoirien d'une superficie de 390 milles², il faut effectuer une correction. Les résultats sont les suivants :

Âges	R_2/N'_0	F Bassam /mois	Q_{Bassam}	$Q_{\text{Côte d'Ivoire}}$	Effort total
0-2	0,46	0,25	0,00727	0,00112	662
3-5	0,32	0,15	0,00436	0,00067	263
6-8	0,32	0,15	0,00436	0,00067	475
9-11	0,27	0,12	0,00349	0,00054	446
12-14	0,44	0,24	0,00698	0,00107	200

Les hypothèses permettant d'effectuer cette extrapolation ont été discutées dans un précédent travail (GARCIA 1975).

On dispose donc pour les 2 principales cohortes définies au paragraphe 3.2. d'une valeur de q pour

le 4^e trimestre de l'année 1973. L'effort total appliqué aux fonds de pêche pendant cette période étant connu on peut calculer les valeurs de F correspondantes. L'analyse des vecteurs de capture doit permettre alors d'estimer les variations de F et q.

3.4. Méthode de calcul (CADIMA, 1976)

Si N_n est l'effectif d'une cohorte au début d'un intervalle quelconque

N̄_n son effectif moyen pendant l'intervalle.

D_n, le nombre de morts dans l'intervalle.

C_n, les captures dans l'intervalle.

M, F_n, Z_n, S_n, les mortalités et le taux de survie, suivant la nomenclature classique, on peut écrire :

$$Z_n = F_n + M \tag{1}$$

$$S_n = e^{-Z_n} \tag{2}$$

$$\bar{N}_n = \frac{C_n}{F_n} \tag{3}$$

$$D_n = \bar{N}_n \cdot Z_n \tag{4}$$

$$\bar{N}_n = \frac{D_n}{1 - S_n} \tag{5}$$

$$\frac{C_{n-1}}{N_n} = \frac{F_{n-1}}{F_{n-1} + M} \cdot \frac{1 - e^{-(F_{n-1} + M)}}{e^{-(F_{n-1} + M)}} \tag{6}$$

La résolution de l'équation (6) par itérations successives permet d'obtenir F_{n-1}. L'introduction de cette valeur à la place de F_n dans l'équation (1) permet de recommencer la séquence des calculs jusqu'à obtention de F_{n-2} etc.

De plus F_{n+1} peut être estimé de la façon suivante :

$$N_{n+1} = N_n \cdot S_n \tag{7}$$

$$\frac{C_{n+2}}{N_{n+1}} = \frac{F_{n+1}}{(F_{n+1} + M)} \cdot \frac{1 - e^{-(F_{n+1} + M)}}{e^{-(F_{n+1} + M)}} \tag{8}$$

L'équation (8) est également résolue par itérations successives.

3.5. Résultats

Les résultats obtenus sont les suivants :

	Trimestres				
	73 (1)	73 (2)	73 (3)	73 (4)	74 (1)
J.F.M. F	0,127	0,086	0,346	0,240	0,085
q.10 ⁻⁵	29	33	73	54	30
N _i	21,5.10 ⁶				
A.M.J. F	—	0,095	0,338	0,300	0,087
q.10 ⁻⁵	—	36	71	67	44
N _i	15,0.10 ⁶				

Pour les deux cohortes, q augmente du 2^e au 3^e trimestre puis décroît à nouveau dans le 4^e trimestre.

GARCIA (1976) a suggéré l'existence de variations de q liées à l'âge et émis l'hypothèse de l'existence de variations saisonnières importantes. Les variations observées ici seraient en fait la résultante de ces 2 phénomènes indissociablement liés. Les résultats obtenus suggèrent les commentaires suivants :

(a) la diminution de q avec l'âge qui apparaît dans l'analyse des marquages sur de courtes périodes inférieures à 1 mois (GARCIA 1975, 1976), n'est pas décelable ici.

(b) les valeurs faibles de q observées au 1^e trimestre 1973 puis à nouveau en 1974 suggèrent un cycle saisonnier dont les valeurs moyennes de q seraient les suivantes :

Mois	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
q. 10 ⁵	34	34	34	34	34	34	72	72	72	60	60	60

(c) On doit alors considérer que les variations liées à l'âge sont masquées par les variations saisonnières plus importantes.

3.6. Hypothèses sur les causes de variations de q

Il n'est pas question de faire ici l'inventaire de toutes les causes possibles des variations saisonnières de q mais plutôt de rappeler à la lumière des connaissances actuelles sur la biologie des crevettes les causes les plus vraisemblables. On distinguera pour la facilité de l'exposé les causes externes

(liées à l'environnement) des causes internes (liées à la population et à son évolution).

3.6.1. CAUSES EXTERNES : ce sont les variations de q liées aux variations des conditions hydrologiques.

Les penaeïdes côtiers, de par leur habitat sont confrontés à des fortes variations des conditions ambiantes auxquelles ils répondent par des changements de distribution ou des changements de comportement. Il est vraisemblable que ces variations sont d'autant plus fortes que la distribution est plus côtière parce que les conditions y sont plus contrastées.

3.6.1.1. Changements apparents de distribution bathymétrique

GARCIA (1974) a étudié l'écologie de l'espèce en Côte d'Ivoire. *Penaeus duorarum notialis* est un penaeïde très littoral, vivant entre 20 et 60 mètres sur les fonds de vase sableuse. Les abondances les plus importantes sont observées en moyenne, dans l'année entre 30 et 45 mètres.

La distribution bathymétrique subit des variations saisonnières importantes liées au changement de conditions hydrologiques et plus particulièrement aux mouvements de la thermocline. La zone d'abondance maximale, recherchée par les crevettiers, oscille dans l'année entre 25 et 55 mètres.

Ces oscillations sont surtout importantes de janvier à mai et rendent la localisation des concentrations plus difficile qu'en saison froide (ou les oscillations cessent) ou en période de crues (novembre) où la thermocline ayant atteint la profondeur la plus élevée les crevettes repoussées par les eaux dessalées superficielles ne sont plus capturées que dans une frange étroite dans les eaux infrathermoclineales entre 45-50 et 60 mètres.

La pêche à la crevette n'est pas une pêche au hasard. Les bateaux équipés du système « floridien » utilisent un chalut d'essai (testing net) pour repérer les fortes concentrations et s'y maintenir. Lorsque les changements de distribution sont très fréquents, les concentrations sont plus difficiles à suivre et les patrons de pêche d'Abidjan savent qu'elles sont instables et très mobiles en saison chaude (novembre à mai) alors que pendant la saison froide (juillet à septembre) et la crue (oct.-novembre) elles sont stables.

3.6.1.2. Changements de comportement

GARCIA, PETIT et FONTENEAU (1973) ont étudié les rythmes d'activité des crevettes, leur influence sur les rendements des crevettiers professionnels, et fait le point sur les connaissances en la matière dans le golfe de Guinée. Ils ont noté que les meilleures

captures avec le système de pêche actuel sont réalisées de jour le plus souvent mais qu'à certaines saisons le rythme d'activité « apparent » s'inverse ou devient instable.

Le phénomène a été relié aux variations de turbidité des eaux.

Les périodes où le comportement apparent est diurne sont les périodes où l'abondance apparente est la plus élevée... Le passage d'un comportement apparent diurne à un comportement apparent nocturne... se traduit par une baisse du rendement horaire de la journée et... correspond à une chute de la biomasse apparente exprimée par la p.u.e. Les variations rapides de la biomasse apparente correspondent en fait à des variations de la vulnérabilité des crevettes.

« Entre avril et septembre-octobre les rendements de jour sont dans l'ensemble, beaucoup plus importants que les rendements de nuit. L'écart y est plus stable. Entre novembre et mars s'étend une période caractérisée par son instabilité. Les rendements de jour et les rythmes y sont fugaces ».

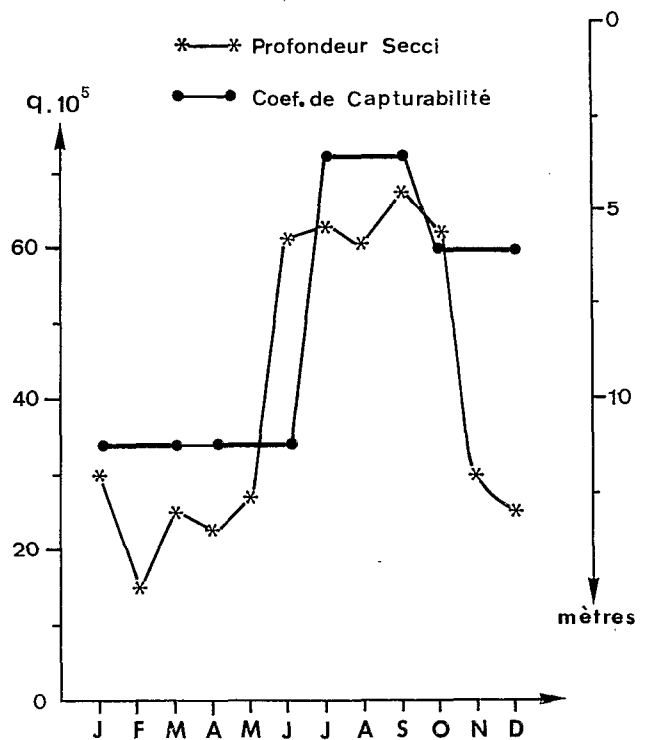


Fig. 7. — Relation entre les variations de q et celles de la turbidité.

Ces types de phénomènes sont de nature à provoquer des variations saisonnières importantes de q , variations qui ont été comparées sur la figure 7, à celles de la turbidité.

3.6.2. CAUSES INTERNES

On peut opposer aux changements induits directement par les conditions de milieu, les changements

liés aux propriétés intrinsèques de la population et en particulier à la structure démographique.

Les variations de capturabilité d'une cohorte avec l'âge, en liaison avec le phénomène de sélectivité sont connues de longue date. Les courbes d'évolution sont en général de type sigmoïde, symétriques ou non. Dans le cas d'animaux à vie longue où la classe en cours de recrutement ne représente qu'une faible part du stock exploité ce phénomène n'a pas d'incidence saisonnière.

Dans le cas d'animaux à vie courte, comme les penaeïdes, dont la durée de vie dans la pêche est souvent inférieure à 1 an, la structure démographique du stock total est sujette à de fortes variations saisonnières de structure liées au mécanisme de recrutement (GARCIA, 1976). Sur un tel stock, les phénomènes de sélectivité et de recrutement combinés, entraînent des variations saisonnières de q globalement, pour l'ensemble de la population. Dans le cas précis qui nous intéresse, le recrutement dure toute l'année mais la majeure partie a lieu de janvier à juin. L'âge moyen de la population est donc minimal à cette période. Dès le mois de juillet l'âge moyen augmente pour diminuer à nouveau dès octobre. On peut donc supposer qu'il existe des variations saisonnières de la vulnérabilité globale de la population qui serait minimale pendant les 6 premiers mois et maximale en dehors de la période de recrutement (en juillet-août-septembre).

3.6.3. CONCLUSIONS

Dans la pratique, les valeurs de q obtenues par l'analyse des cohortes sont la résultante de l'ensemble de ces phénomènes saisonniers ou liés à l'âge sans que les données actuelles permettent d'étudier ou de séparer les diverses composantes.

L'utilisation de techniques de simulation sur un modèle de RICKER a conduit à montrer que la prise en compte des variations liées à l'âge d'une cohorte était insuffisante pour obtenir une bonne reproduction théorique des évolutions saisonnières des P.U.E. (GARCIA, 1976).

Il est plus probable que l'utilisation des valeurs de q trouvées dans le présent travail, résultantes de l'ensemble des phénomènes, caractéristiques des 2 principales cohortes représentant 70 % du recrutement, permettra d'obtenir une meilleure cohérence

entre les résultats observés et simulés — les résultats de cette étude en voie d'achèvement seront publiés dans un travail ultérieur.

Manuscrit reçu au Service des Publications le 19 septembre 1977.

ANNEXE I

Calcul du taux de recapture en fonction de la taille et de l'âge au marquage (dernier trimestre 1973)

LGmm	N_0	R_1	$N_0 - R_1$	N'_0	R_2
20					
—	2	2	0	0	0
—	2	2	0	0	0
—	6	1	5	4	0
—	13	5	8	6	2
25	34	19	15	12	2
—	32	11	21	16	6
—	41	22	19	15	8
—	30	11	19	15	12
—	24	11	13	10	2
30	19	4	15	12	2
—	24	7	17	13	3
—	24	11	13	10	3
—	20	7	13	10	2
—	25	9	16	12	3
35	19	13	6	5	4
—	27	10	17	13	7
—	24	6	18	14	5
—	23	11	12	9	2
—	32	10	22	17	6
40	26	13	13	10	8
—	30	3	27	21	3
—	21	6	15	12	3
—	21	9	12	9	2
—	14	5	9	7	1
45	13	10	3	2	1
—	12	5	7	5	3
—	3	1	2	2	0
—	7	1	6	5	3
—	3	2	1	0	1
50	3	1	2	2	0
—	—	—	—	—	—
—	—	—	—	—	—
—	—	—	—	—	—
—	—	—	—	—	—
55	—	—	—	—	—
—	1	1	—	—	—

BIBLIOGRAPHIE

- CADIMA (E.), 1976. — L'analyse des cohortes. *Doc. multigr. stage F.A.O.* — CNEXO de Brest (France), 16 p.
- DIAZ (E. L.), 1963. — An increment technique for estimating growth parameters of tropical tunas as applied to yellowfin tuna. *I.A.T.T.C. Bull.*, 8, n° 7 : 383-416.
- FONTENEAU (A.) et LENARTZ (W.), 1973. — Cohort analysis of the eastern atlantic fishery for yellowfin tuna. *Doc. I.C.C.A.T., SCRS/73/61* : 57-77.
- FRY (F. E. J.), 1949. — Statistics of a lake trout fishery, *Biometrics*, 5 : 27-67.
- GARCIA (S.), PETIT (P.) et FONTENEAU (A.), 1973. — Biologie de *Penaeus duorarum* en Côte d'Ivoire. III/Étude des variations quotidiennes des rendements et de leur relation avec l'hydroclimat. Essai de généralisation au golfe de Guinée. *Doc. Scient. Centre de Rech. Océanogr. Abidjan*, 4 (2) : 71-104.
- GARCIA (S.), PETIT (P.) et TROADEC (J. P.), 1970. — Biologie de *Penaeus duorarum* (Burkenroad) en Côte d'Ivoire : croissance. *Doc. Scient. Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 1 (2) : 17-48.
- GARCIA (S.), 1974. — Biologie de *Penaeus duorarum notialis* en Côte d'Ivoire : IV/Relations entre la répartition et les conditions du milieu. Étude des variations du sex-ratio. *Doc. Scient. Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 5 (3-4) : 1-39.
- GARCIA (S.), 1975 a. — Biologie de *Penaeus duorarum notialis* en Côte d'Ivoire : V/Nouvelle étude de la croissance. *Doc. Scient. Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 6 (1) : 1-19.
- GARCIA (S.), 1975 b. — Marquages de *Penaeus duorarum notialis* en Côte d'Ivoire : II/Migrations et mortalités. *Doc. Scient. Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 6 (1) : 21-44.
- GARCIA (S.), 1975 c. — Marquages de *Penaeus duorarum notialis* en Côte d'Ivoire : III/Croissance. *Doc. Scient. Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 6 (1) : 45-66.
- GARCIA (S.), 1976. — Biologie et dynamique des populations de crevettes roses (*Penaeus duorarum notialis*, Perez-Farfante, 1967) en Côte d'Ivoire. *Thèse de Doctorat ès-science naturelles*, Aix-Marseille, in *Coll. Trav. et Doc. de l'O.R.S.T.O.M.* n° 79, Paris, 1977.
- GULLAND (J. A.), 1965. — Estimation of mortality rates. Annex to Arctic Fisheries Working group report (Hambourg, janvier 1965) ICES/CM 1965, Doc. n° 3 (multigr.).
- GULLAND (J. A.), 1969. — Manuel des méthodes d'évaluation des stocks d'animaux aquatiques. I/Analyse des populations. *Manuel F.A.O. de Science halieutique* n° 4, 160 p.
- MURPHY (G. I.), 1965. — A solution of the catch equation. *J. Fish. Res. Board Canada*, 22 : 131-202.
- MURPHY (G. I.), 1966. — Population biology of the pacific sardine. (*Sardinops caerulea*). *Proc. Calif. Acad. Sci.*, 34, 84 p.
- NEAL (R.), 1967. — An application of the virtual population technique to penaeid shrimps. *Proceedings 21 st. Ann. Conference Southeastern Assoc. Game and Fish. com.* : 264-272.
- RICKER (W. E.), 1975. — Computations and interpretations of biological statistics of fish populations. *Fish. Res. Board Canada, Bull.*, 191, 382 p.
- TOMLINSON (P. K.), 1970. — A generalization of the Murphy catch equation *J. Fish. Res. Board Canada*, 27 (4) : 821-825.
- TROADEC (J. P.), BARRO (M.) et BOUILLON, 1969. — Pêches au chalut sur la radiale de Grand-Bassam (Côte d'Ivoire) (mars 1966-février 1967). *Doc. Scient. Prov., Centre Rech. Océanogr. Abidjan*, 33, 14 p., 57 Tabl. H. T.