

BIOLOGIE DE *PENAEUS DUORARUM NOTIALIS* EN COTE D'IVOIRE
V. - NOUVELLE ETUDE DE LA CROISSANCE

S. GARCIA *

R E S U M E

Les paramètres K , L_{∞} et t'_{0} de la courbe de croissance de Von Bertalanffy ont été estimés pour les femelles par analyse des progressions modales en utilisant la méthode des maximums successifs de GHENO et LE GUEN (1968) pour les décompositions des distributions polymodales de fréquences, et la méthode des moindres carrés de TOMLINSON et ABRAMSON (1961) pour le calcul des paramètres.

Pour les mâles nous avons utilisé une méthode originale pour obtenir une clé âge/longueur. Les paramètres ont ensuite été calculés par la méthode graphique de GULLAND (1969).

A B S T R A C T

The Von Bertalanffy's growth curve parameters K , L_{∞} and t'_{0} have been estimated for the females by modal progression analysis using the successive maximums method of GHENO and LE GUEN (1968) for the polymodal size frequency curves analysis and the TOMLINSON and ABRAMSON's least squares method for parameters computations.

For the mâles we have used an original method to get an âge/length key. The parameters have then been calculated by GULLAND's graphical method (1969).

1.- RECOLTE ET TRAITEMENT DES DONNEES

Nous résumons ici ce qui a été exposé en détail dans GARCIA et al. (1970). De mars 1966 à février 1967 une radiale perpendiculaire à la côte située sur le fond de pêche de Grand-Bassam par $3^{\circ}49'W$ a été prospectée systématiquement toutes les trois semaines à 8 immersions comprises entre 15 et 60 mètres. Les crevettes pêchées ont été mesurées de la pointe du rostre à l'extrémité des uropodes (Longueur totale LT) au demi-centimètre par défaut. De janvier 1969 à février 1970 la même radiale a été prospectée tous les mois à 8 immersions comprises entre 25 et 60 mètres. Les crevettes ont été mesurées du creux orbitaire à l'extrémité dorsale du céphalothorax (Longueur céphalothoracique LC) au millimètre par défaut.

Les échantillons mesurés ont été pondérés pour obtenir des distributions de fréquence des tailles correspondant à chaque immersion. Ces distributions ont ensuite été regroupées, affectées d'un coefficient de pondération proportionnel à l'écartement entre les stations pour obtenir une distribution globale. Cette dernière a été lissée par moyennes mobiles sur trois valeurs avant décomposition.

1.1.- DESCRIPTION DE LA METHODE DES MAXIMUMS SUCCESSIFS

Les méthodes de décomposition des courbes polymodales de fréquence sont nombreuses: il existe celle de CASSIE (1954), celle de TANAKA (1962) et celle plus récente de GHENO et LE GUEN (1968) reprise par DAGET et LE GUEN (à paraître). Les deux premières méthodes supposent que les distributions sont normales et utilisent cette propriété pour les décomposer soit sur du papier probit soit à l'aide d'abaques paraboliques. La dernière méthode est plus simple. Elle ne nécessite pas d'hypothèse sur la normalité des distributions. Elle suppose que dans un groupe d'individus de même âge, la distribution des tailles est symétrique par rapport à la moyenne.

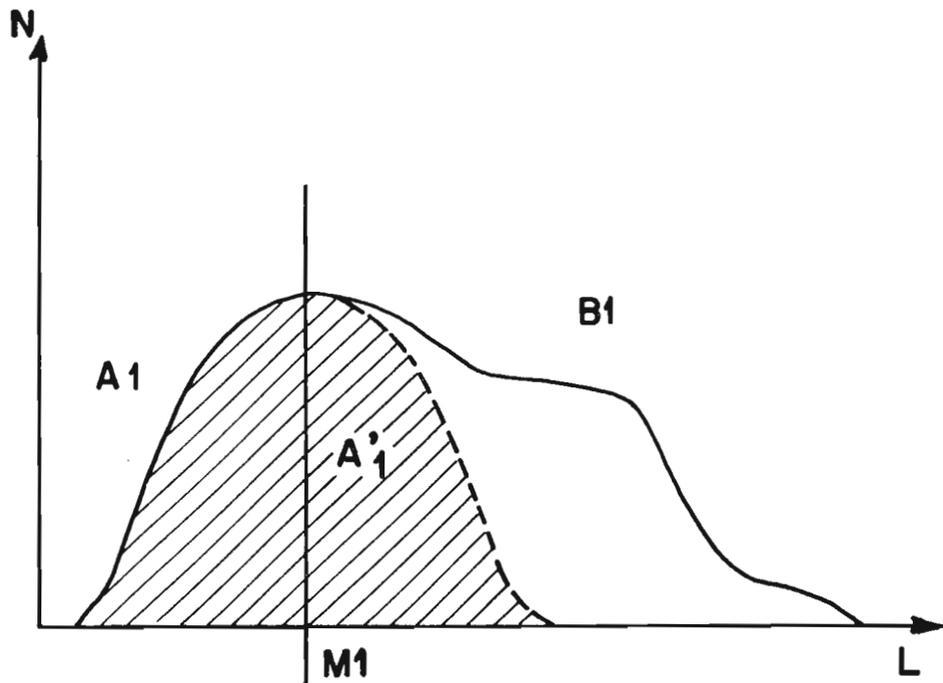


Fig.1 - Principe de decomposition d'une distribution polymodale en distributions unimodales successives.
(d'après GHENO et LEGUEN 1968)

On détermine le premier maximum M_1 de la courbe de fréquence (Fig.1). On considère la demi-distribution A_1 située au gauche de M_1 et on retranche de la distribution polymodale située à droite une demi-distribution $A_1' = A_1$. On obtient alors une distribution symétrique de mode M_1 et un résidu B_1 . Si celui-ci est unimodal la décomposition est terminée, si il est polymodal on répète l'opération. On obtient ainsi une série de distributions symétriques de valeurs modales connues.

1.2.- AVANTAGES ET INCONVENIENTS DE LA METHODE

Son utilisation pose en principe moins de problèmes que les deux autres. Dans notre cas particulier elle est la seule qui ait fourni des résultats exploitables. Ceci découle du fait qu'elle ne suppose pas normales des distributions qui ne le sont pas. L'hypothèse de symétrie est probablement plus généralisable que l'hypothèse de normalité et elle a l'avantage de la simplicité d'usage. Elle permet en particulier de conserver intactes des distributions en dômes issues du regroupement de cohortes rapprochées que la méthode de TANAKA aurait décomposées en une série de modes biologiquement peu justifiés. Le nombre total de modes obtenus pour chaque distribution polymodale est donc plus réduit avec la méthode que nous avons choisie et les filiations sont plus faciles à obtenir. La décomposition peut commencer par le dernier mode si il est plus net que le premier.

Le principal inconvénient de la méthode, qui est également celui de toutes les méthodes de décomposition dès que les modes sont un peu trop rapprochés est qu'elle devient nécessairement subjective. Lorsque les deux premiers modes sont un peu trop rapprochés par exemple, la position du premier doit être estimée par l'opérateur. Le seul critère possible est alors que l'enveloppe des distributions filiales doit être le plus proche de la distribution parentale.

Toutes les décompositions ont été effectuées par deux personnes indépendamment. Les résultats ont été similaires dans 95% des cas environ. Ceci n'est d'ailleurs pas une preuve de la fiabilité de la méthode de décomposition mais indique plutôt qu'en appliquant rigoureusement le processus il n'y a en général pas plusieurs solutions fondamentalement diffé-

rentes possibles. Les quelques différences d'interprétation que l'on a observées n'influent pratiquement pas sur le résultat final. En conclusion, nous considérons que si cette méthode n'est pas plus rigoureuse que les autres, elle représente cependant un artifice graphique précieux permettant d'obtenir une évaluation approchée des effectifs de chaque mode. Rappelons cependant que pour plus de sûreté, cette méthode, comme les autres doit toujours être appliquée séparément par deux opérateurs.

Les distributions de fréquence des femelles sont plus étendues que celles des mâles et les modes y sont moins emboîtés donc plus facilement décomposables. Les distributions de fréquence des mâles ayant été jugées indécomposables avec un minimum de sécurité la courbe de croissance correspondante sera calculée par une autre méthode.

2.- ETUDE DE LA CROISSANCE DES FEMELLES

Les décompositions interprétables ont été regroupées sur la figure 2. L'idée générale pour établir la filiation est la suivante: les distributions globales de fréquence pour 1969-70 sont constituées au départ (P1) par un petit nombre de recrues et une majorité d'adultes d'âge indéterminé. En P2 et P4 les nouvelles recrues dominent. A partir de P6 le recrutement 1969 est pratiquement terminé et le mode principal se décale régulièrement vers la droite jusqu'en P14 où apparaissent les nouvelles recrues 1970. Une filiation logique devrait donc conduire en diagonale les juveniles recrutés en 1969 jusqu'au groupe des adultes en un an. C'est le résultat que nous avons obtenu dans notre premier travail (GARCIA et al., 1970). Il était évident que nous retrouverions dans l'ensemble les mêmes filiations après décomposition, aussi le but recherché dans cette nouvelle étude n'était-il pas tellement de vérifier les résultats obtenus par la première étude que de calculer des intervalles de confiance pour les paramètres. En effet les calculs ont été effectués en utilisant non seulement, pour un âge donné, la valeur modale mais l'ensemble des longueurs constituant la distribution unimodale obtenue par décomposition. La méthode de TOMLINSON et ABRAMSON (1961) et le programme CIAT DQ5 rédigé par C.T. PSAROPOULOS permettent d'effectuer les calculs. Les sorties d'ordinateur

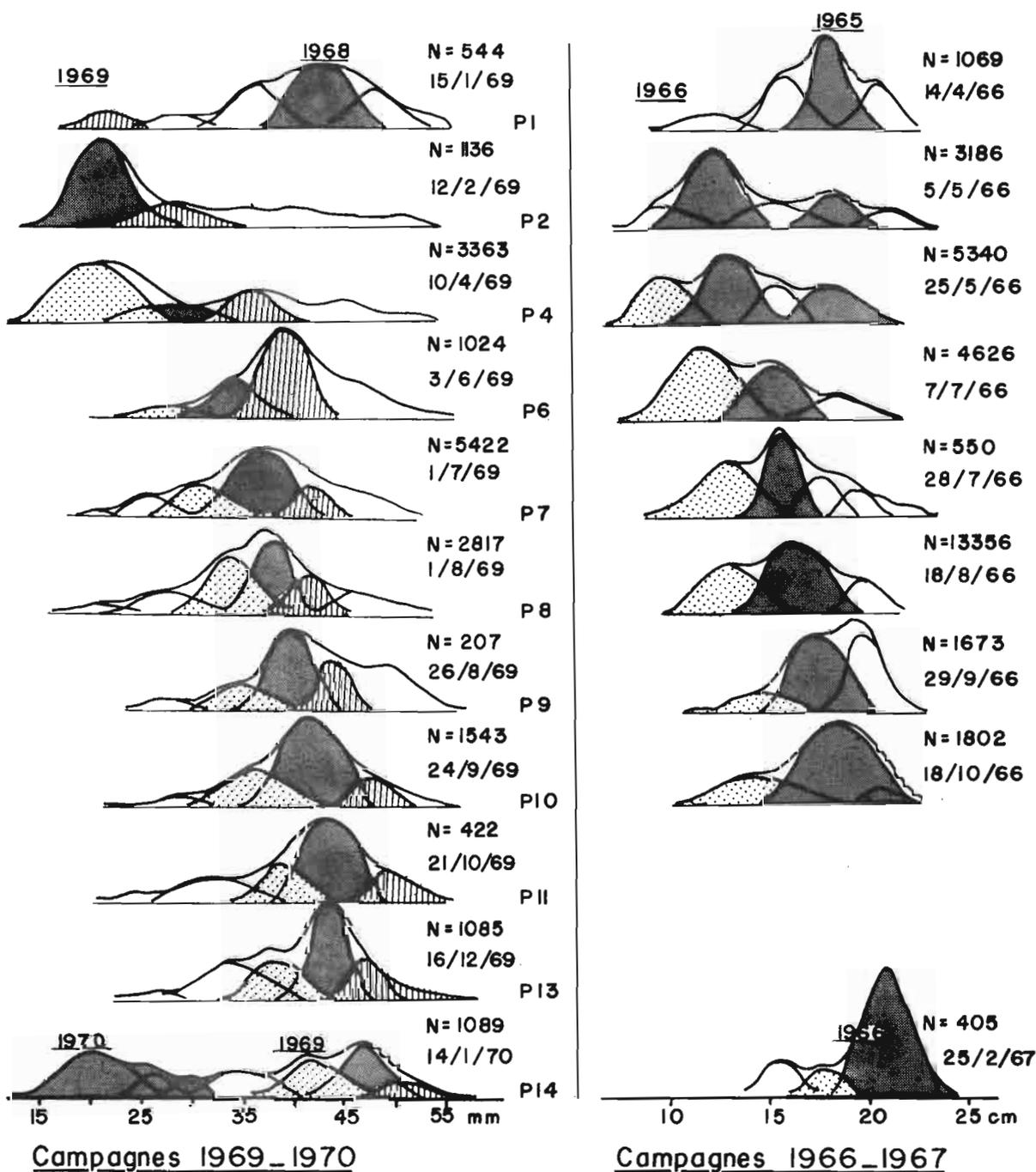


Fig. 2 : Decompositions et filiations modales.

(Les distributions illisibles ou celles dont l'effectif était inférieur à 200 ont été volontairement omises). Les distributions matérialisées par une trame ont été utilisées pour le calcul.

sont reproduites en annexe. Les résultats sont les suivants.

Femelles		Présente étude	GARCIA et al. (1970)
1966-67	K	$0,17 \pm 0,03$	0,19
	LT ∞	$21,7\text{cm} \pm 1,0$	21,5cm
	t'o	$-3,1 \text{ mois} \pm 0,7$	-3,1 mois
1969-70	K	$0,16 \pm 0,03$	0,17
	LC ∞	$51,6\text{mm} \pm 3,4$	48,9mm
	t'o	$-2,7 \text{ mois} \pm 0,5$	-2,7 mois

Les longueurs sont exprimées en centimètres ou en millimètres suivant que les mesures ont été faites en longueur totale (LT) ou en longueur céphalothoracique (LC), l'âge est exprimé en mois. L'âge 0 correspond arbitrairement à l'apparition du premier mode en mer dans les captures, c'est donc un âge relatif. La comparaison des valeurs de t'o est sans objet car seuls K et L ∞ définissent la forme de la courbe de croissance. t'o n'est qu'un paramètre dont la valeur dans notre cas précis dépend des hypothèses effectuées sur l'âge des animaux. En particulier dans le présent travail l'âge relatif 0 a été arbitrairement affecté au premier mode observé soit 18mm (LC) ou 9cm (LT). Dans notre première étude l'âge 0 correspondait à des crevettes de 20mm (LC) ou 10cm (LT) il y a donc un décalage de l'ordre de 0,5 mois entre les deux échelles temps de référence.

Les résultats donnés par la méthode de TOMLINSON et ABRAMSON pour les données 1966-67 et 1969-70 ne sont pas comparables entre eux car ils ne sont pas exprimés dans le même système de mesures. Les premiers sont en longueurs totales, les seconds sont en longueurs céphalothoraciques. On peut cependant transformer la clé âge relatif/LT obtenue pour 1966-67 en une clé âge relatif/LC en utilisant la relation LT-LC donnée par GARCIA (1970). Nous donnerons dans le même tableau les clés âge relatif/poids calculées. Les résultats ne sont pas différents.

Age relatif (mois)	1966-67			1969-70	
	LT (cm)	Conversion en LC (mm)	Poids (g)	LC (mm)	Poids (g)
0	8,9	18,5	6,0	18,1	5,7
1	10,9	22,2	9,6	23,1	10,5
2	12,6	25,5	13,7	27,4	16,2
3	14,0	28,8	18,7	31,0	22,4
4	15,2	31,9	24,3	34,1	28,4
5	16,2	34,7	30,2	36,7	34,3
6	17,1	37,4	36,6	38,9	40,2
7	17,8	39,6	42,3	40,8	45,4
8	18,4	41,6	48,0	42,4	50,1
9	18,9	43,1	52,6	43,8	54,5
10	19,4	44,8	58,0	44,9	58,0
11	19,7	45,6	60,7	45,9	61,4
12	20,0	46,5	63,9	46,8	64,6
13	20,3	47,4	67,0	47,5	67,1
14	20,5	48,0	69,3	48,1	69,6
15	20,7	48,5	71,1	48,7	71,9
16	20,9	49,3	74,2	49,1	73,4

Les courbes theoriques correspondantes sont tracées sur la figure 5.

3.- ETUDE DE LA CROISSANCE DES MALES

Les distributions de fréquence des tailles sont beaucoup moins étendues que celles des femelles ce qui rend les décompositions plus difficiles. Nous avons donc utilisé, pour corroborer les résultats obtenus précédemment (GARCIA et al., 1970), la méthode indirecte suivante: (GARCIA, 1974) a montré, qu'en Côte d'Ivoire, les mâles et les femelles avaient une répartition bathymétrique des tailles nette et similaire. Les immersions moyennes sont occupées par des individus de taille petite ou moyenne et les immersions extrêmes par des individus de grande taille. La grande similitude d'allure entre les distributions des deux sexes laisse supposer que les crevettes sont groupées par âges, c'est à dire qu'à une même immersion les crevettes des deux sexes ont le même âge en moyenne. Cette hypothèse est étayée par le fait que lorsqu'un coup de chalut à une profondeur donnée fournit des femelles âgées en majorité, il contient également une majorité de mâles âgés et inversement. Si on l'admet,

on peut donc établir une relation entre la taille moyenne des femelles et celle des mâles dans chaque échantillon pêché et il est alors possible de passer de la clé âge relatif/longueur établie pour les femelles à une clé âge relatif/longueur pour les mâles.

La relation entre la taille moyenne des femelles et celle des mâles n'est pas linéaire (Fig.3). En effet, pendant la période de vie lagunaire, on ne décèle pas de différence visible entre les deux sexes. A l'approche de la migration vers la mer, les tailles commencent à diverger légèrement (GARCIA, 1974, GALOIS, 1975). Nous avons donc choisi pour matérialiser la relation, la courbe, tracée à main levée, passant par les points moyens pour de courts intervalles de taille (1cm pour les données 1966-67 et 5mm pour celles de 1969-70). Pour faciliter le tracé de la courbe vers les petites tailles nous avons tenu compte du fait que la courbe se confondait avec la bissectrice à partir de 20mm (LC) et 10cm (LT). Les clés âge relatif/longueur obtenues pour les mâles sont les suivantes (celle qui correspond aux données 1966-67 a été également transformée en LC pour comparaison).

Age relatif (mois)	1966-67			1969-70	
	LT (cm)	Conversion en LC (mm)	Poids (g)	LC (mm)	Poids (g)
0	8,9	18,5	6,0	18,0	5,6
1	10,8	22,1	9,5	22,0	9,4
2	12,0	24,2	12,0	25,0	13,0
3	12,9	26,4	15,0	27,0	15,9
4	13,6	27,8	17,1	28,7	18,6
5	14,2	29,4	19,7	29,8	20,4
6	14,6	30,4	21,5	30,8	22,2
7	14,9	31,2	23,0	31,5	23,6
8	15,2	31,9	24,3	32,2	24,9
9	15,5	32,8	26,1	32,7	25,9
10	15,7	33,4	27,4	33,5	27,6
11	15,9	34,0	28,7	33,9	28,4
12				34,2	29,1
13				34,4	29,5
14				34,6	30,0
15				34,8	30,4
16					

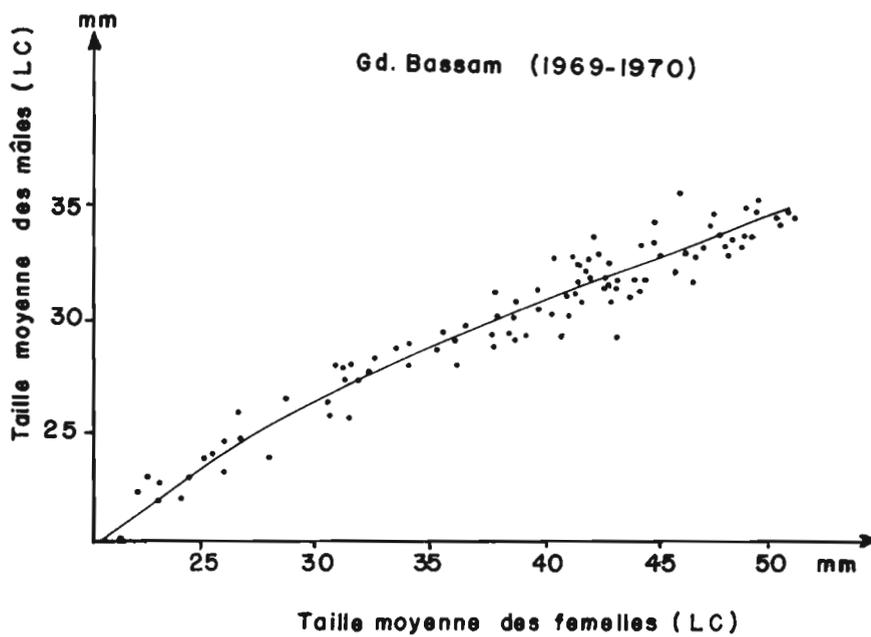
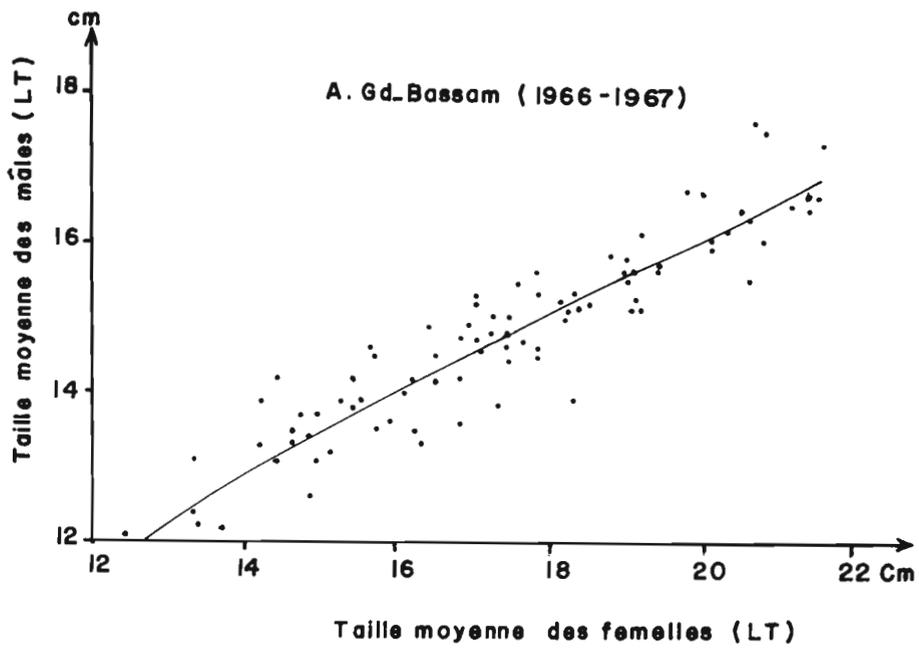


Fig. 3 Relation entre les tailles moyennes des mâles et des femelles.

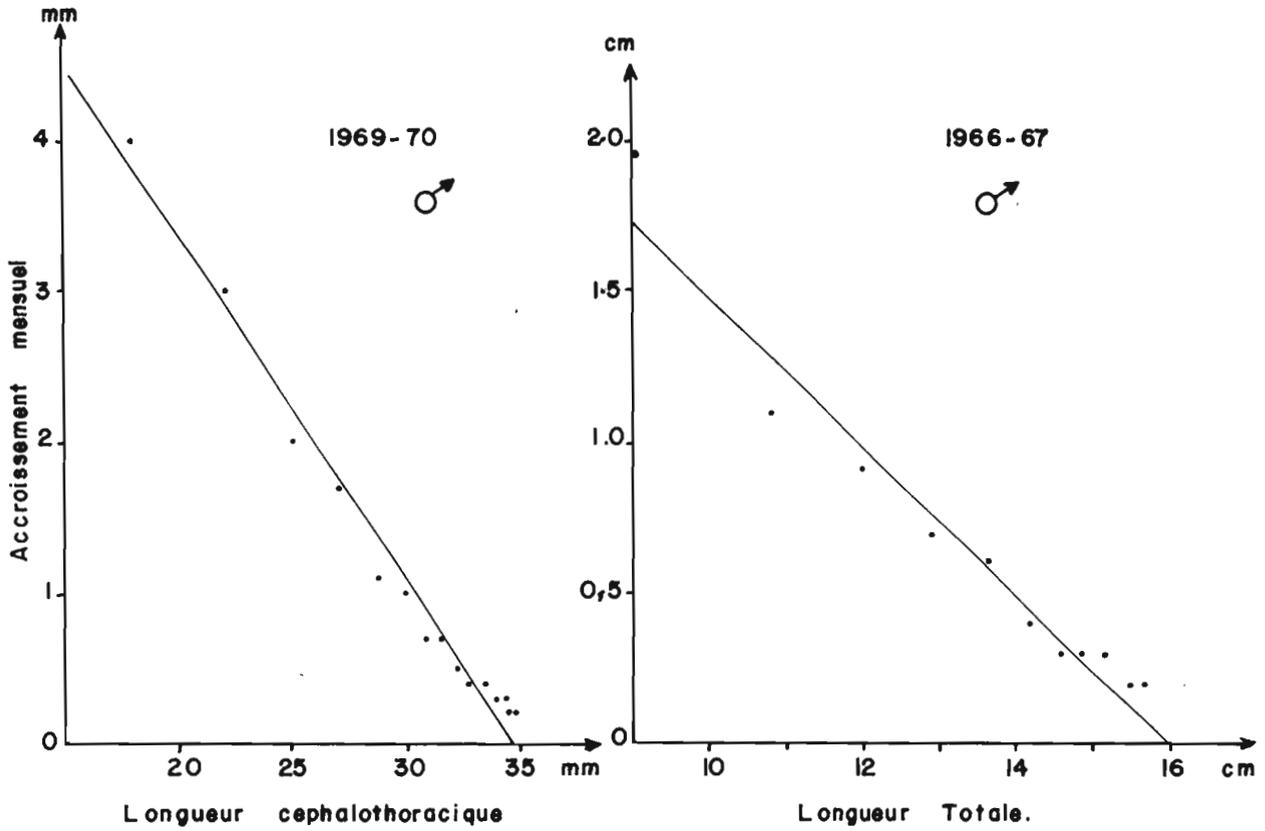


Fig.4 Relations $L(t+1) - L_t = f(L_t)$

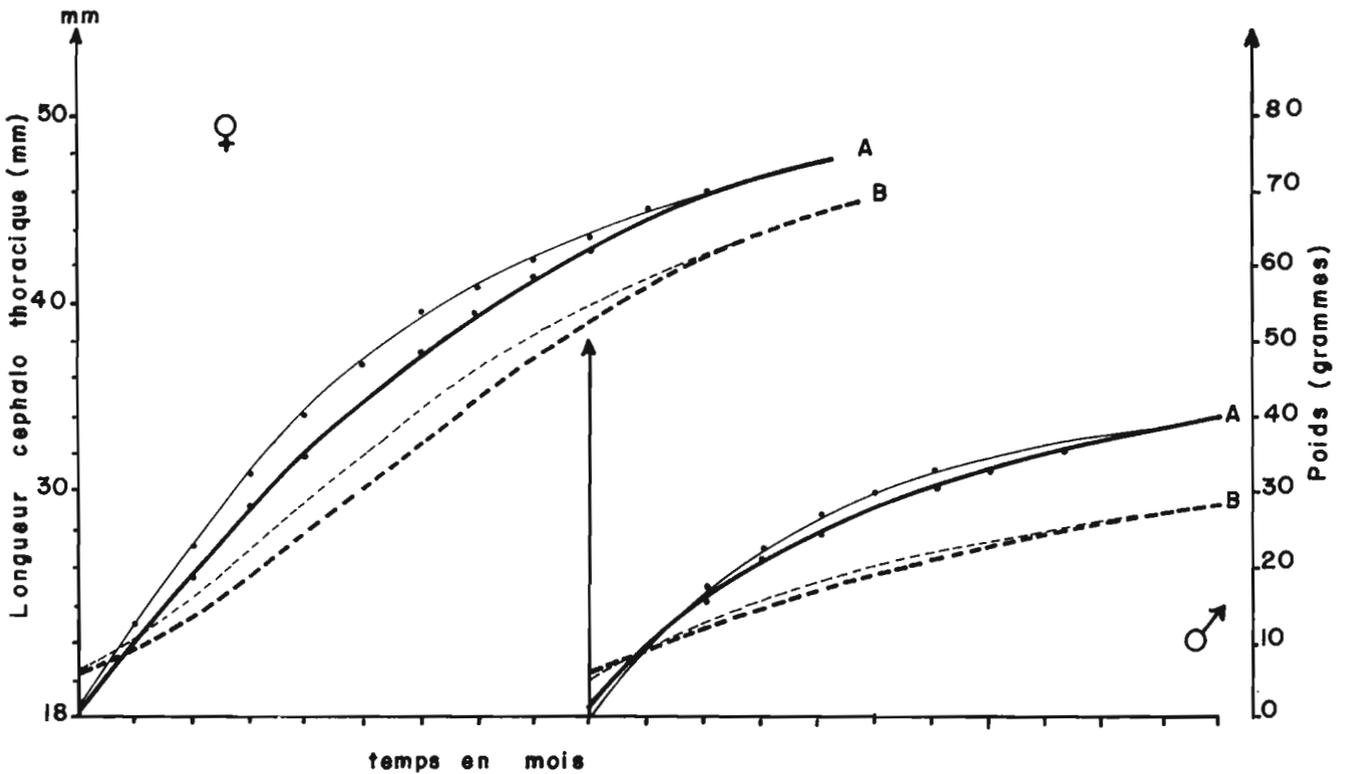


Fig.5 - Courbes théoriques de croissance en taille (trait plein) et en poids (trait interrompu) sur le fond de pêche de Grand_Bassam en Côte d'Ivoire
trait épais : 1966-67 , trait fin : 1969-70 .

Les paramètres K , L_{∞} et t'_{0} peuvent ensuite être estimés par les méthodes graphiques préconisées par GULLAND (1969). La relation entre $L(t+1) - L(t)$ et $L(t)$ permet de calculer K et L_{∞} et la relation entre $\text{Log}(L_{\infty} - L_t)$ et t permet de calculer t'_{0} . Dans les deux cas nous avons utilisé l'axe majeur réduit comme droite d'ajustement (Fig.4). Les résultats sont les suivants.

Mâles		Présente étude	GARCIA et al. (1970)
1966-67	K	0,28	0,26
	L_{∞}	16,1 cm	16,4 cm
	t'_{0}	-2,7 mois	-4,1 mois
1969-70	K	0,26	0,25
	L_{∞}	34,4 mm	34,4 mm
	t'_{0}	-3,3 mois	-3,9 mois

Les courbes correspondantes ont été tracées sur la figure 5

L'excellente concordance des résultats obtenus par ces deux méthodes totalement indépendantes permet d'affirmer

- d'une part que l'hypothèse de base utilisée dans la deuxième méthode est vérifiée, c'est à dire que l'évolution bathymétrique des tailles correspond bien à une ségrégation par âge.

- d'autre part que les paramètres calculés par la première méthode étaient exacts malgré la difficulté rencontrée à établir des filiations modales.

4.- L'AGE MAXIMUM

C'est également une donnée importante à connaître. Il avait été estimé par GARCIA et al (1970) à 19-21 mois pour les femelles et 13-15 mois pour les mâles en considérant que les derniers modes observés représentaient la taille maximale moyenne. En réalité, si cette approximation

tient pour les femelles où l'éventail des tailles est suffisamment large, elle ne tient pas pour les mâles où les derniers modes sont superposés et difficilement discernables. La différence observée provient du fait que chez les mâles la croissance n'est plus perceptible chez les adultes âgés par la méthode des filiations modales quand elle l'est encore chez les femelles. Il est d'ailleurs possible de montrer que les mâles vivent probablement aussi longtemps que les femelles. En effet, il a été confirmé paragraphe 3 que la structure bathymétrique de la population correspondait à une ségrégation par âges. Les sexes de même âge vivent et sont capturés ensemble. Pour chaque échantillon, correspondant à un coup de chalut à une profondeur donnée nous avons calculé le sex-ratio. On dispose donc pour chaque échantillon, du sex-ratio global et de la taille moyenne des individus mâles et femelles. Si l'on choisit les femelles, car leur échelle des tailles est plus étalée, on peut établir une relation entre le sex-ratio global et la taille moyenne des femelles pour l'ensemble des échantillons récoltés. Une simple modification de l'axe des abscisses en utilisant la clé âge relatif/longueur des femelles permet de la transformer en une relation entre le sex-ratio global et l'âge moyen des crevettes femelles dans l'échantillon, cet âge moyen étant également celui des mâles (Fig.6). On voit que les valeurs observées se distribuent autour de la moyenne générale sans tendance nette. Le sex-ratio n'évolue donc apparemment pas avec l'âge et nous admettrons en conséquence que la durée de vie des mâles est la même que celle des femelles. On notera que la variance augmente avec l'âge. Ce phénomène découle de la répartition bathymétrique du sex-ratio. GARCIA (1974) a montré que les crevettes d'âge moyen occupaient les immersions moyennes et que leur sex-ratio était toujours proche de 50%. En grandissant, les crevettes se ségrègent. Certaines se rapprochent de la côte et les femelles y dominent, d'autres gagnent les profondeurs les plus élevées, et les mâles y dominent. La conséquence est que le sex-ratio est stable et proche de 50% pour les jeunes avec une variance faible. Pour les crevettes plus âgées le sex-ratio dépend de la profondeur où a été effectué le trait de chalut, la variance est donc plus forte.

La longévité des crevettes peut être reestimée à partir des plus récents résultats. Les derniers modes nets sont observés vers 21cm (LT) ou

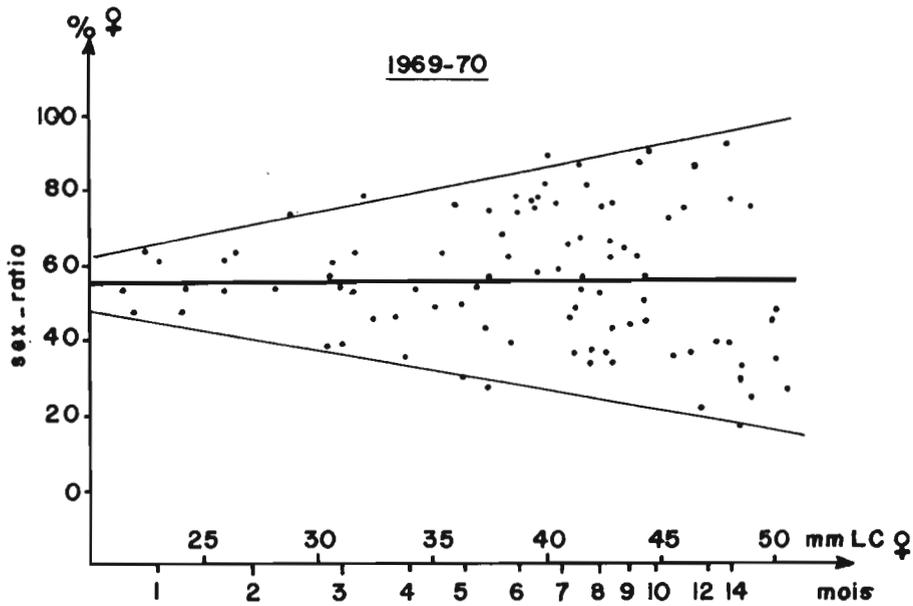
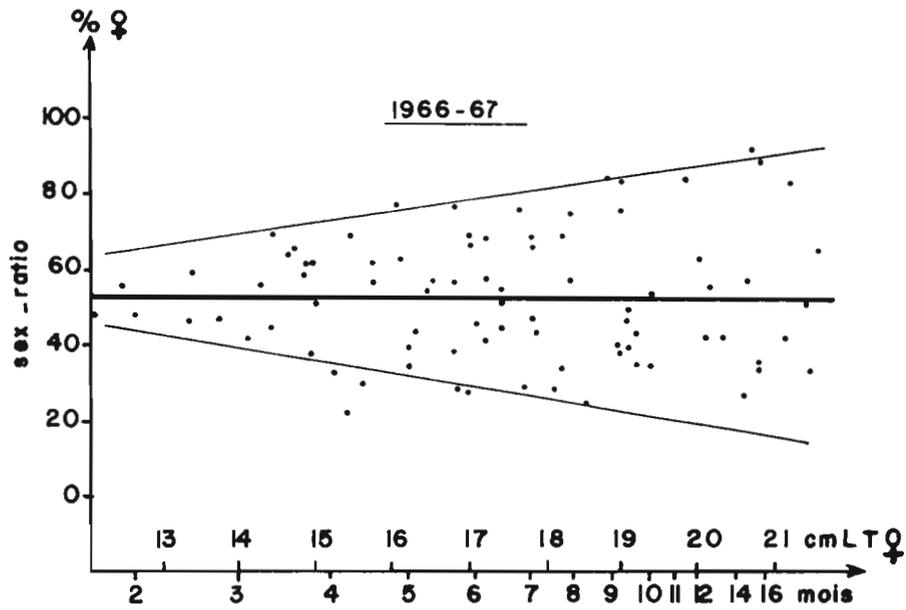


Fig. 6 Relation âge - sex_ratio.

50mm (LC). Si l'on assimile cette taille à la taille maximale moyenne d'une génération, l'âge relatif correspondant est 16-17 mois (1966-67) et 19 mois (1969-70). Cette deuxième valeur est la meilleure car les mesures effectuées en LC sont plus précises et permettent de mieux discriminer les modes âgés. L'âge relatif $\bar{0}$ correspond, rappelons-le, à une taille de 18mm (LC). GALOIS (1974) a montré que le temps nécessaire pour atteindre cette taille était de 2 mois environ. L'âge maximal moyen d'une génération serait donc de 21 mois (84 semaines).

Cette estimation devra être revue quand la chronologie des migrations sera mieux connue mais il est probable que les corrections éventuelles seront faibles. En Floride l'âge maximum a été estimé à 83 semaines (KUTKUHN, 1965).

5.- D I S C U S S I O N

La présente estimation de la croissance de P. duorarum notialis doit être considérée comme la meilleure actuellement disponible sur la côte ouest africaine. Les intervalles de confiance obtenus pour les femelles permettent de montrer qu'il n'y a pas de différence entre les croissances observées en 1966-67 et 1969-70 en Côte d'Ivoire. Il y a tout lieu de supposer qu'il en est de même pour les mâles bien que nous n'ayons pas pu calculer d'intervalles de confiance. De même, la courbe de croissance que nous avons calculée pour le Sénégal (GARCIA, 1970) et dont les paramètres étaient les suivants,

	Mâles	Femelles
K	0,22	0,18
LT _∞	15,0 cm	20,0 cm

n'est pas significativement différent pour les femelles. On peut supposer qu'elle ne l'est pas non plus pour les mâles.

Remerciements:

Je tiens à remercier vivement P. CAYRE et M. SLEPOUKHA pour leur collaboration à ce travail et à exprimer toute ma gratitude à J.C. LE GUEN qui a supervisé la rédaction du manuscrit.

BIBLIOGRAPHIE

- CASSIE (R.M.), 1954.- Some uses of probability paper in the analysis of size frequency distributions.
Aust. J. Mar. Freshw. Res., 5, pp. 513-522
- DAGET (J.), LE GUEN (J.C.), (sous presse).- L'âge des poissons. in: La dynamique des populations de vertébrés. Problèmes d'écologie. Masson et Cie. Ed. Paris.
- GALOIS (R.), 1974.- Biologie, écologie et dynamique de la phase lagunaire de Penaeus duorarum en Côte d'Ivoire. Biométrie et Croissance.
Doc. Scient. - C.R.O. Abidjan, vol.V, (1-2): 53-71
- GALOIS (R.), 1975.- Biologie, écologie et dynamique de la phase lagunaire de Penaeus duorarum en Côte d'Ivoire. Thèse de Doctorat de Spécialité. Université de Luminy, Marseille, Août 1975, 120 pp.
- GARCIA (S.), PETIT (P.), TROADEC (J.P.), 1970.- Biologie de Penaeus duorarum en Côte d'Ivoire: Croissance.
Doc. Scient. - C.R.O. Abidjan, vol.I (2): 17-48
- GARCIA (S.), 1974.- Biologie de Penaeus duorarum notialis en Côte d'Ivoire. IV/ Relation entre la répartition et les conditions du milieu. Etude des variations du sex-ratio.
Doc. Scient. - C.R.O. Abidjan, vol.III (3-4): 1-39
- GHENO (Y.), 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., vol.VI (2): 69-82
- GULLAND (J.A.), 1969.- Manuel des méthodes d'évaluation des stocks d'animaux aquatiques. Première partie: Analyse des populations. Manuel F.A.O. de Science Halieutique n°4, 160 pp.
- TANAKA (S.), 1962.- A method of analysing a polymodal frequency distribution and its application to the length distribution of the Porgy Taïus Tumifrons (T. and S.)
J. Fish. Res. Bd. Canada, 19 (6): 1143-1159

TOMLINSON (P.K.), ABRAMSON (N.J.), 1961.- Fitting a Von Bertalanffy growth curve by least squares.
Calif. Dept. Fish and Game, Fish. Bull., n°116, 69 pp.

*

* *

ANNEXE I

COURBE DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY
 RADIALES BASSAM 1966-1967 - FEMELLES
 ESTIMATION DES PARAMETRES ET ERREURS STANDARDS

	L _∞	K	t' ₀
PARAMETRES	217.45 cm	0.169639	-3.1124 mois
ERREUR STANDARD	5.53	0.016510	0.336477

Age	Longueur calculée (cm)	Longueur moyenne observée	Erreur standard	Effectif de l'échantillon
0,0	89,20	Pas d'échantillon pour cet âge		
1,00	109,21	Pas d'échantillon pour cet âge		
1,50	118,01	120,00	1,450	58
2,25	129,89	127,50	1,130	86
3,00	140,35	145,00	4,564	9
3,75	149,56	150,00	1,336	58
4,50	157,67	155,00	2,887	10
5,25	164,82	165,00	0,738	192
6,75	176,64	175,00	2,100	35
7,50	181,52	185,00	2,236	50
9,00	189,59	185,00	5,774	15
9,75	192,92	190,00	4,082	7
10,50	195,85	187,50	5,590	14
11,25	198,43	197,50	4,787	10
12,00	200,70	207,50	3,467	14

Echantillons au-délà de l'âge 12 non disponibles.

MATRICE DE VARIANCE-COVARIANCE

	L _∞	K	t' ₀
L _∞	0.30570618E 02	-0.88062763E-01	-0.15798140E 01
K	-0.88062763E-01	0.27258648E-03	0.52951947E-02
t' ₀	-0.15798140E 01	0.52951984E-02	0.11321706E 00

Erreur Standard de l'Estimation 12.9317

ANNEXE II

COURBE DE CROISSANCE DE VON BERTALANFFY
 RADIALES BASSAM 1969-1970 - FEMELLES
 ESTIMATION DES PARAMETRES ET ERREURS STANDARDS

	L_{∞}	K	t'_{0}
PARAMETRES	51.56 mm	0.161823	-2.6787 mois
ERREUR STANDARD	1.70	0.017034	0.262755

Age	Longueur calculée (mm)	Longueur moyenne observée	Erreur standard	Effectif de l'échantillon
0.0	18.13	18.95	0.564	19
1.0	23.13	21.23	0.626	26
2.0	27.38	28.88	0.618	17
3.0	30.99	35.50	0.764	6
4.0	34.06	31.50	0.687	10
5.0	36.68	37.17	0.485	41
6.0	38.90	39.50	0.645	16
7.0	40.79	39.50	0.957	10
8.0	42.40	42.00	0.913	9
9.0	43.77	45.00	0.816	7
10.0	44.93	41.50	0.957	10
11.0	45.92	44.50	0.764	6
12.0	46.76	47.50	0.645	4
13.0	47.48	51.00	0.535	7

Echantillons au-delà de l'âge 13 non disponibles.

MATRICE DE VARIANCE-COVARIANCE

	L_{∞}	K	t'_{0}
L_{∞}	0.28781300E 01	0.27548451E-01	-0.34376323E 00
K	-0.27548388E-01	0.29016961E-03	0.40638670E-02
t'_{0}	-0.34376132E 00	0.40638596E-02	0.69040000E-01

Erreur Standard de l'Estimation 3.2017