

CALANOIDES CARINATUS (COPÉPODE PLANCTONIQUE) SUR LE PLATEAU CONTINENTAL CONGOLAIS

II. Aspect de la variabilité « ponctuelle » de l'abondance des stades copépodites et des adultes.

Choix d'une transformation.

Comparaison des efficacités de capture de deux filets¹.

DIDIER PETIT

Océanographe biologiste O.R.S.T.O.M.
Antenne O.R.S.T.O.M., C.O.B., B.P. 337. 29273 Brest Cedex

RÉSUMÉ

Utilisant la méthode graphique décrite par FRONTIER (1971-73), on a recherché une transformation permettant de stabiliser les variances d'échantillons et de normaliser les distributions de fréquence des effectifs planctoniques. Dans les transformations envisagées, c'est la transformation $(\log(x+1))^2$ qui donne le meilleur résultat. Cependant le test de BARTLETT révèle qu'il subsiste une variabilité intrinsèque.

La comparaison des efficacités de capture de deux filets (WP2 classique et filet de 53 μm de vide de maille de même géométrie que le WP2 mais de 40 cm de diamètre d'ouverture) révèle que le filet de 53 μm , dans les conditions d'expérimentation adoptées, échantillonne mieux ou aussi bien que le WP2 classique, les divers stades larvaires et les adultes de *C. carinatus*, selon les conditions de milieu rencontrées.

SUMMARY

Calanoides carinatus (PLANKTONIC COPEPOD) ON THE CONTINENTAL SHELF OF THE CONGO. II. ASPECT OF THE "PUNCTUAL" VARIABILITY OF COPEPODITE STAGES AND ADULT ABUNDANCE. CHOICE OF A TRANSFORMATION. COMPARISON OF CATCH EFFICIENCY FOR TWO NETS

The purpose is to search a transformation of data stabilizing the variance of the samples and normalizing the frequency distributions of planktonic data. Influence of sampling method: size of apparatus, subsampling, have not been dissociated from the proper dispersal; the whole is collected into a "fundamental variability" taking also into account the environmental conditions in the field. It will be a reference in ecological investigations to cancel variations one thinks to be unable to consider.

The procedure used is that one stated by FRONTIER (1971-73). The selection of the transformation to do, has been effected by the graphic method in studying the best agreement between logarithmic relation mean/variance on not transformed data and the curve $\log \sigma^2 = 2 \log(\mu+1) - (p-1) \log \log(\mu+1)$ with $p = 1.5$ and 2. This equation is deduced from the transformation $g(x) = \int \frac{x dt}{\sqrt{t}(t)}$ that leads to independance the local means and variances, assuming that the transformation studied is in the form $(\log(x+1))^p$ (FRONTIER 1973).

(1) La première partie de cet article a paru dans le Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr., vol. XIV, n° 3, 1976 : 177-199.

Four paired series WP2—53 μm nets, plus a WP2 net serie, of ten tows each one were used. Every serie has been separated in two groups of five successive hauls. Thus, we have eighteen samples where seven organism classes (copepodite 1 to 5, female and male) have been counted, so that 120 mean/variance data (six points having too much nul values had been excluded). We observe (fig. 1) that for $m < 2$, the dots are very scattered: they are surrounding the representative curves of the Poisson law for the selected fractional parts (1/2 and 1/5). For $m > 2$, the $\log \sigma^2$ curve for $p = 2$, gives the best concordance with the distribution of dots. This curve have been tangentially plotted with Poisson law curve $y = x + 0.70$. But 22 % of the points are located outside the 5 % level confidence interval.

The mean/variance relation, after transformation of data, is produced in the fig 2. The stabilization is evident: the mean/variance correlation was 0.93; it falls at 0.33. Apparently, the $\log^{1.5}$ transformation would still improve this effect ($r = 0.04$); but the graphic distribution shows that this low coefficient is due to a vertical scatter diagram whose 38 % are out the confidence limits. Bartlett test applied to the 120 variances points out that some heterogeneity is still extant in the variance population. In spite of the stabilizing effect of the transformation \log^2 , it remains an intrinsic variability.

Admitting that local means deviations, on five successive hauls, belong to the same distribution, the normality of the latter has been tested on probit diagram that represents the cumulative frequencies of the local means deviations after transformation of data. The deviations are lineary distributed (fig. 3) and interval containing 95 % of the dots allows the graphically estimation of the common variance $s^2 = 0.4222$. This estimation will be usefull as ratio of progression for the composition of numerical scale in the patchiness representation of the species.

Vertical hauls 250 m-surface had been realised with paired nets. The purpose was to know if the net of 53 μm width mesh was better than the standard WP2 or not, for a quantitative survey of *C. carinatus* copepodite stages and adults. According to larval widths, we can thus suppose that the sampling is not right with the WP2 for the first larval stages. On the other hand, owing to its mesh size and opening diameter (40 cm) the 53 μm net performances risked to be reduced either clogging or escarpment.

Filtred volumes controled by flowmeters do not show any relative important variation as well as waters are overcast; no considerable clogging of a net with regard to other is appearing.

First, relative filtration efficiency is estimated for the whole of stages and hauls. The slope of the orthogonal regression line coupling the catches of the 53 μm net with the WP2 is 0.54 ($r = 0.90$) while the opening ration is 0.49 only. This is in favour of the 53 μm net.

Yet the previous relation is curvilinear (fig. 4): the exponential decreasing curve seems reveal a decline of the catch efficiency of the 53 μm net when the head of waters is high. Considering the relation between nets, by stage, we remark that the previous phenomenon meets again whatever the stage width. Then the comparisons of slope coefficients (orthogonal regression line) by mean value sampled does not show any significative difference, whatever the abundance of the hauls (fig. 5). It seems that the decline of the efficacy results more from the variability between hauls than from the behaviour of a stage towards the nets or its abundance.

To examine the duplicating effect of the best performance of the 53 μm net, a *t*-test by paire on transformed values has been realised for every serie and stage (tab. A). The quantities caught by the 53 μm net are significantly less than those of the WP2 in two cases only. In other hand, when zooplankton and phytoplankton are abundant (August and September) the difference of catch between nets disappears. It is doubtless what is indicated by the deviation of the curve illustrating the global relation between catches towed simultaneously by the nets: its slope declines from 0.54 to 0.49 about; that is the opening diameter ratio.

Thus it seems that a mesh size of 53 μm is better to catch the species and owing to local richness of waters the reduction of opening surface does not reduce significantly the performances of the 53 μm net used with regard to the standard WP2.

1. INTRODUCTION

Au proche large du Congo, à l'occasion du refroidissement saisonnier, *C. carinatus* colonise peu à peu les eaux de la pente puis du plateau continental. En divers points de la côte ouest africaine il constituerait, durant la saison froide, des essais: BAINBRIDGE (1960), NETO et DE PAIVA (1966), MENSAH (1974), BINET et SUISSE DE SAINTE-CLAIRE (1975). Il a semblé intéressant dans le cadre de l'étude écologique entreprise en 1974 (PETIT et

COURTIES, 1976) d'étudier la dispersion de cet organisme. On a aussi tenté, au cours des campagnes, de comparer la capacité de capture de deux filets sur les divers stades, nauplii exceptés.

2. MODE D'ÉCHANTILLONNAGE

Afin d'avoir une notion quantitative de la « variabilité de base », quatre séries de traits verticaux successifs 250-0 m ont été réalisés au cours de la saison froide (juin 1 et 2, août, septembre). Les

pêches ont eu lieu au-dessus des fonds de 800 à 1 000 m, soit en dérive, soit en suivant une drogue immergée à 20 m. On a utilisé deux filets couplés par un cadre rigide; l'un est un filet WP2 classique (200 μ m); l'autre est un filet de 53 μ m de vide de maille, cylindroconique dans les mêmes proportions que la WP2, de même longueur et dont le diamètre d'ouverture (40 cm) a été déterminé de façon à obtenir le même rapport : surface d'ouverture / surface filtrante ouverte, que la WP2, soit 1/6.

Les volumes filtrés ont été contrôlés à l'aide de fluxmètres intérieurs et extérieurs aux filets. Chaque série de dix traits a été exécutée en trois ou quatre heures de nuit ou de jour (1).

3. VARIABILITÉ DE BASE; CHOIX D'UNE TRANSFORMATION

Cette étude est une application des travaux de FRONTIER (1971-1973). On sait que l'état surdispersé des organismes planctoniques ($\sigma^2 > \mu$) conduit à l'instabilité de la variance, celle-ci augmentant avec la moyenne. D'autre part les distributions de fréquence des effectifs planctoniques sont très éloignées de la normalité et ne permettent pas d'utiliser les tests d'hypothèse de la statistique. On est donc conduit à rechercher une transformation qui appliquée aux données permettra de stabiliser des variances d'échantillons et de normaliser les distributions.

Dans cette recherche on ne pourra pas dissocier l'incidence de la dispersion des organismes à proprement parler de l'influence du mode opératoire adopté pour l'échantillonnage. En effet la quantité de données disponibles est insuffisante pour étudier l'influence respective du type d'échantillonneur, qui se répercute sur la grandeur des effectifs (filets d'ouverture différente) et du degré de sous échantillonnage qui intervient sur la dispersion des points-récolte dans la relation moyenne-variance (40 échantillons au 1/2 les autres au 1/5^e).

L'ensemble de ces divers facteurs sera donc rassemblé dans une « variabilité de base » qui tient compte des conditions de terrain rencontrées puisque l'on regroupera les observations (série de cinq récoltes successives) sur un intervalle de temps (durée de l'expérience) et d'espace (dérive du

navire) (2). Elle servira de terme de référence dans les études écologiques pour éliminer des variations que l'on estime ne pas pouvoir prendre en considération.

Concrètement, le choix de la transformation stabilisant la variance a été effectuée en recherchant la meilleure concordance graphique existant entre la relation logarithmique moyenne/variance dans les échantillons non transformés et la relation : $\log \sigma^2 = 2 \log (\mu + 1) - (p-1) \log \log (\mu + 1)$ (3) selon la valeur attribuée au coefficient p. La détermination graphique a été appliquée aux cas où $p = 1 - 1,5 - 2$.

Neuf séries de 10 traits ont été utilisés pour la détermination de la transformation, soit quatre séries couplées filet WP2 - filet 53 et une série au WP2. Pour améliorer les conditions d'homogénéité entre traits, chaque série a été subdivisée en deux échantillons de 5 récoltes successives (durée 1 h 30 à 2 h). Dans les 18 groupes ainsi formés on a dénombré sept catégories d'organismes (5 stades copépodites, mâles, femelles). On dispose ainsi de 120 points-récolte, six résultats ayant trop d'effectifs nuls ont été éliminés.

Avant toute investigation, puisqu'on a utilisé deux systèmes d'échantillonneur il serait nécessaire de s'assurer que les deux échantillons de variances obtenus sont homogènes. Or l'application du test suppose que les populations parentes sont distribuées normalement : il n'est donc pas applicable (4). On fera l'hypothèse que les deux échantillons des variances proviennent d'une même population.

Sur le graphique moyenne-variance (fig. 1), les points-récolte montrent une forte dispersion pour les valeurs de m inférieures à 2. Cette région comprend les points provenant d'un fractionnement au 1/2 ou au 1/5^e des récoltes. En fait, ils se trouvent au voisinage des deux droites représentant les lois de Poisson $y = x + 0,30$ et $y = x + 0,70$ auxquelles obéissent les distributions de variables peu élevées pour les fractionnements réalisés. Pour les valeurs élevées de m, les points-récolte se disposent de part et d'autre de la courbe représentant la relation $\log \sigma^2$ précédente avec $p = 2$. Cette courbe a été tracée tangentiellement à la droite $y = x + 0,70$ (puisque la majorité des points-récolte concernés correspondent au fractionnement au 1/5^e).

(1) On a ajouté à ces quatre séries une série de 10 traits exécutés avec le seul WP2.

(2) En septembre la dérive du navire a été estimée à 1 mille/heure.

(3) Cette relation a été établie à partir de la transformation $g(x) = \int \frac{x dt}{\sqrt{f(t)}}$ rendant indépendantes moyenne et variance locale en considérant que la transformation cherchée est de la forme $(\log(x+1))^p$ (FRONTIER 1973).

(4) On peut tout au plus constater qu'entre ces deux populations rapportées à des volumes filtrés analogues, le test de Wilcoxon ne décèle pas d'hétérogénéité; ce qui tendrait à supposer que les populations originelles ne diffèrent que par l'ordre de grandeur des variables.

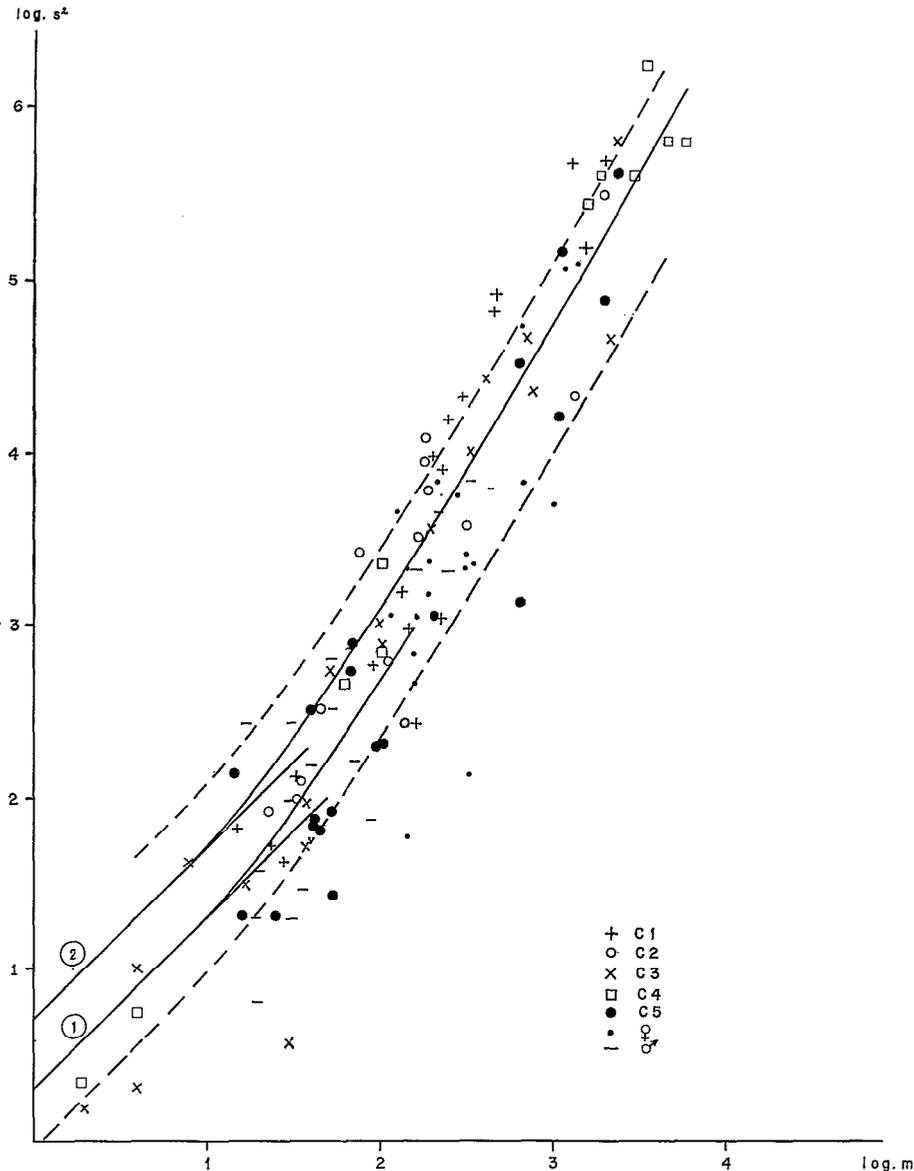


Fig. 1. — Relation moyenne-variance dans les séries de 5 récoltes successives. Loi de Poisson et loi $\log \sigma^2$ pour $p = 2$: 1 pour les séries fractionnées au $1/2$; 2 : pour les séries fractionnées au $1/5$; en tirets, les limites de confiance à cette loi au risque 5 % (séries fractionnées au $1/5$).

Mean variance relation in the series of 5 successive hauls. 1, 2 : Poisson law and $\log \sigma^2$ law with $p=2$ for the series subsampled at $1/2$, $1/5$. In dashes the confidence limits at 5 % level (series subsampled at $1/5$).

La courbe $\log \sigma^2$ passerait très nettement au-dessus de la bande de points, pour $p = 1$; pour $p = 1,5$, elle se situerait encore au-dessus de ceux-ci. Il semble donc que la relation $\log \sigma^2$ pour $p = 2$ représente le mieux la loi de distribution dans l'exemple considéré. Si l'on en trace les limites de confiance

au seuil 5 %, d'après les conditions d'expérience (1), 22 % des points se trouvent à l'extérieur de l'espace ainsi délimité (soit 20 % pour la loi se rapportant aux échantillons fractionnés au $1/2$; 23 % pour celle concernant les échantillons fractionnés au $1/5$).

(1) Les moyennes et les variances sont estimées à partir de 5 valeurs ; la quantité $4 s^2/f(m)$ est distribuée comme un χ^2 avec 4 degrés de liberté. Elle est comprise, au seuil 5 % dans l'intervalle 0.711 et 9.49. En logarithme on a $\log s^2$ compris entre $\log f(m) - 0.75$ et $\log f(m) + 0.38$.

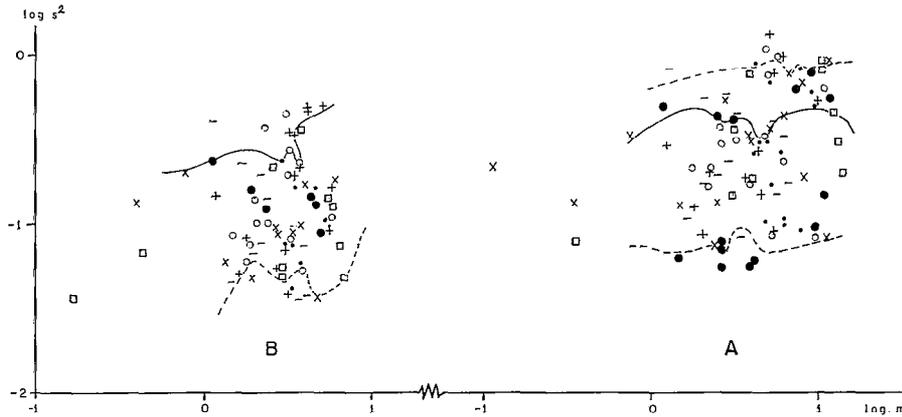


Fig. 2. — Relation moyenne variance après transformation des variables. A. transformation \log^2 ; B. transformation $\log^{1.5}$. En dehors de l'intervalle de confiance (seuil 5 %), seuls les points récolte au voisinage des limites sont indiqués.

Mean variance relation after transformation of data. A. \log^2 transformation B. $\log^{1.5}$ transformation. Out of the confidence interval (5 % level) only the values near the limits are shown.

3.1. Effet stabilisant de la transformation

Au vue de la recherche graphique précédente, on a donc choisi la transformation $(\log(x+1))^2$, comme type de transformation des variables aléatoires. La fig. 2 représente la relation moyenne variance après transformation. Son effet stabilisant est net. La corrélation moyenne-variance qui était précédemment de 0.93 est désormais 0.33. La transformation $\log^{1.5}$ améliore encore l'effet, $r = 0.04$ mais la relation $\log \sigma^2$ pour $p = 1.5$ laisse 38 % des points hors de l'intervalle de confiance; après transformation des variables, la relation moyenne variance (fig. 2) montre que le faible coefficient trouvé traduit un étirement vertical du nuage de points; les points extérieurs à l'intervalle de confiance se trouvent répartis au-dessous de la limite inférieure de cet intervalle. On admettra donc que la transformation \log^2 a un effet plus stabilisant de la variance dans l'intervalle des valeurs dont on dispose. Le test de Bartlett appliqué aux 120 variances donne $\chi^2_{119} = 276$. En admettant que $2\chi^2$ est distribué normalement avec une moyenne $\sqrt{2(n-1)}$ et une variance égale à 1, la limite supérieure au seuil 5 % est 17.07 avec $n = 120$ soit une valeur nettement inférieure à celle trouvée $2\sqrt{\chi^2_{119}} = 23$. Il persiste donc une certaine hétérogénéité dans la population de variance. La transformation a eu pour effet d'estomper la variabilité liée à la moyenne, il subsiste une variabilité « intrinsèque ».

3.2. Effet normalisant de la transformation

Supposant que les écarts aux moyennes locales (ensemble de 5 récoltes) appartiennent à une même

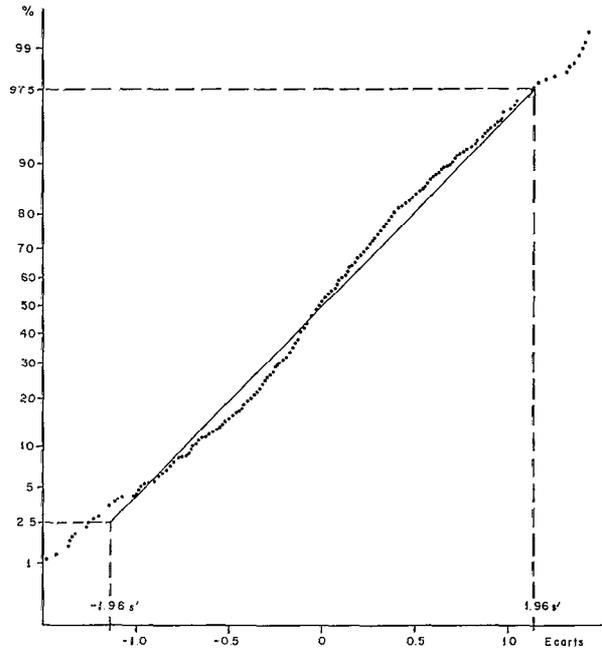


Fig. 3. -- Distribution de fréquence cumulée des écarts aux moyennes locales (échelle probit).

Cumulative frequency distribution of local means deviations (diagram probit).

distribution, on teste la normalité de cette distribution sur un diagramme probit représentant les fréquences cumulées des écarts aux moyennes après transformation des valeurs (fig. 3). Les écarts sont distribués sensiblement linéairement en échelle probit. L'intervalle (2.5 %, 97.5 %) contenant 95 % des points permet d'estimer graphiquement la

variance commune. Il correspond à $m \pm 1.96 s'$; d'où par lecture graphique $1.96 s' = 1.14$ et $s'^2 = 0.3383$ compte non tenu du nombre de degrés de liberté. Les 600 valeurs utilisées correspondent à 120 groupes de 5 récoltes sur lesquels ont été calculés les moyennes locales et les écarts. La variance estimée graphiquement doit donc être multipliée par le facteur 599/480, ce qui donne $s^2 = 0.4222$. A l'occasion cette valeur pourrait servir de référence pour la constitution d'une échelle d'abondance pour la représentation spatiale des variations quantitatives de l'espèce.

Nous avons posé au départ, l'hypothèse que les deux échantillons de variance (points-récolte relatifs au filet WP2 d'une part, au filet 53 μm d'autre part) provenaient d'une même population. La méthode de l'erreur-standard sur les variances permet de délimiter approximativement les intervalles de confiance de ces deux échantillons. Pour un degré de confiance de 95 %, on trouve les limites : 1.48 ± 0.57 pour le filet 53 μm
 1.68 ± 0.56 pour le WP2

On peut donc effectivement considérer que les deux échantillons de variance sont homogènes ce qui autorise leur association pour la recherche d'une transformation.

4. COMPARAISON DES CAPTURES EFFEC-TUÉES SIMULTANÉMENT AVEC DEUX FILETS :

Le but poursuivi dans la réalisation des traits avec filets couplés (200 μm et 53 μm) (1) était de savoir si le filet de 53 μm par sa maille n'était pas plus approprié que le WP2 pour suivre les variations quantitatives des stades copépodites et des adultes de *C. carinatus*. En effet, l'intervalle des tailles de ces stades s'étend de 190 μm à environ 600 μm . On doit donc s'attendre à ce que le filet WP2 échantillonne mal les premiers stades. Par contre, du fait de son maillage et de son diamètre d'ouverture (40 cm), le filet 53 μm risquait de voir ses performances amoindries soit par colmatage, soit en raison de l'évitement.

En effet les eaux du plateau continental congolais et de ses abords sont l'objet de blooms phytoplanctoniques importants en saison froide (PETIT 1977). D'autre part les manipulations sur le vivant (TOMASINI et PETIT 1977) nous ont permis d'apprécier la vagilité des stades CV et des adultes.

Quatre séries de dix traits verticaux consécutifs ont ainsi été réalisés en trois périodes hivernales : juin (deux séries), début de saison froide où l'abon-

dance phytoplanctonique n'était pas encore considérable; août et septembre où l'on a assisté à de fortes poussées phyto et zooplanctoniques. Les vitesses de traits ont varié entre 1,3 et 2 m/s. Les filets étaient équipés de fluxmètres TSK disposés de façon excentrique (UNESCO 1968) et d'un fluxmètre extérieur. Ces appareils n'ayant pas été réétalonnés, nous ne disposons que d'estimations relatives des volumes réellement filtrés. D'après les nombres de tours et les trajets, on doit admettre que les deux filets avaient bien des coefficients de filtration de l'ordre de 100 %, même en période de charge importante des eaux. Plus intéressantes sont les variations relatives enregistrées au cours des traits. Les volumes moyens varient de $\pm 1,6$ % (juin) à $\pm 2,9$ et $4,6$ % (septembre et août) pour le WP2; ils sont du même ordre de grandeur pour le filet 53 μm (1,4-1,6 juin; 2,9 et 4,7 septembre et août). Au vu des enregistrements on n'a donc pas décelé de colmatage notable même en période de grande richesse planctonique.

4.1. Aspect de la relation globale entre captures

La comparaison des efficacités de capture de deux filets pose diverses difficultés; les données disponibles sont généralement en nombre insuffisant pour porter un jugement au niveau statistique; la considération de populations d'échantillons aux ordres de grandeurs trop différents rend la comparaison hasardeuse; les observations se rapportent à un éventail restreint des conditions de milieu que l'on est susceptible de rencontrer, ce qui limite le champ d'application des conclusions auxquelles on parvient. Ces résultats auront évidemment un caractère relatif puisqu'ils se réfèrent à la combinaison des variations inhérentes aux deux types d'échantillonneurs.

Sur les 280 paires de valeurs nous en avons retenu 260 après rejet de deux séries comportant trop de valeurs nulles. L'efficacité relative des deux filets peut d'abord s'estimer au niveau global par la relation existant entre effectifs simultanément capturés par les deux filets. La pente de la droite (moindres rectangles) reliant les captures filet 53 μm /WP2 est de 0.54 ($r = 0.90$) pour l'ensemble des séries et des stades (copépodites, mâles, femelles). Ceci indique que sur l'intervalle numérique étudié, le filet 53 μm pêche davantage que pourrait le laisser prévoir sa géométrie : le rapport d'ouverture des deux filets est en effet de 0.49.

La question se pose de savoir si la relation est linéaire. Cette propriété ne peut être vérifiée mais la corrélation calculée à partir des données trans-

(1) Étant donné les différentes qualités de nylon trouvées dans le commerce il est sans doute bon de préciser que les filets ont été réalisés en NYTAL 7P pour le 200 μm , HC pour le 53 μm (Schweiss Gazenfabrik Thal St Gallen, Suisse).

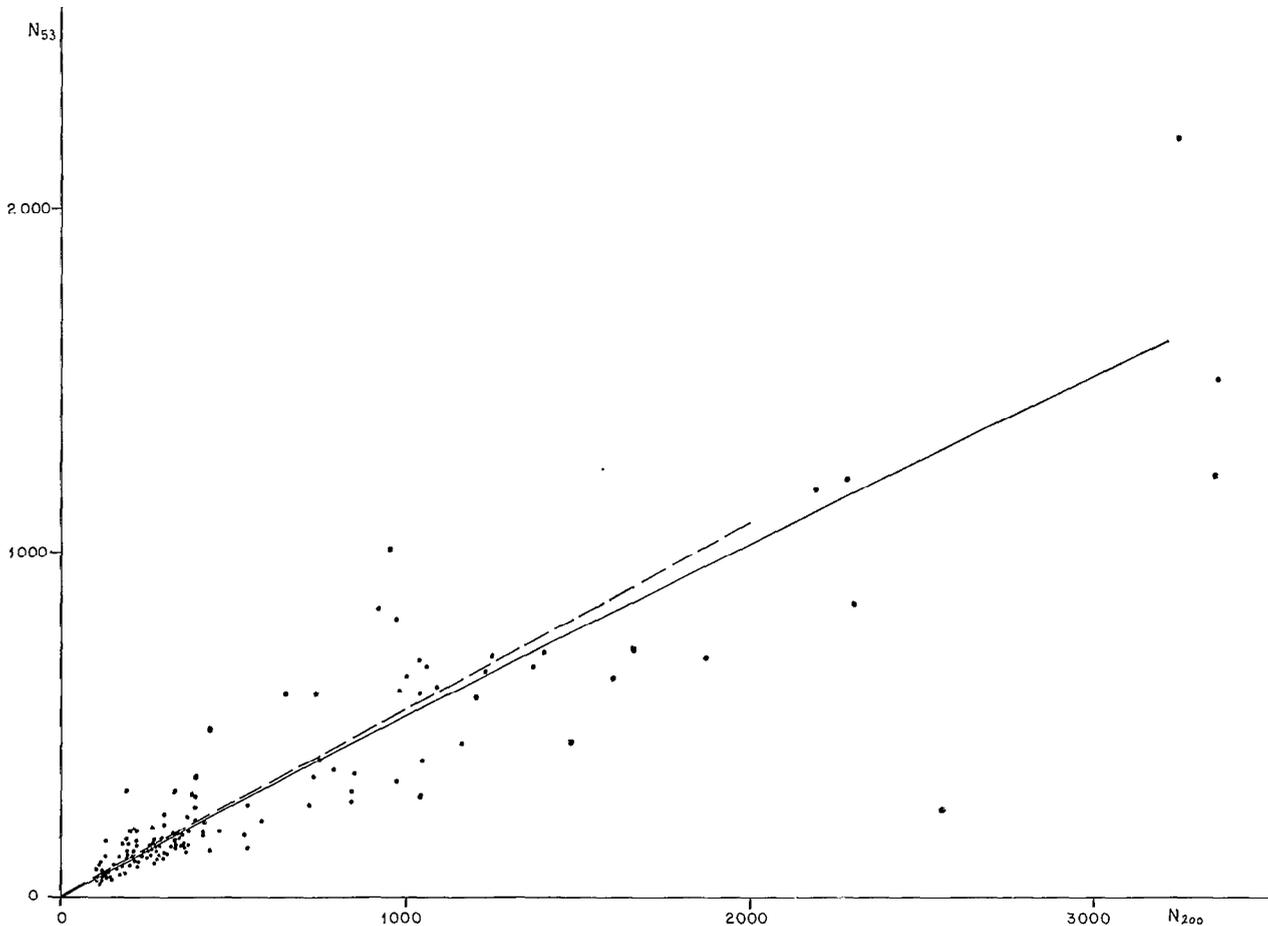


Fig. 4. — Régression entre couples de récoltes Filet 53 μ m - Filet WP2 (effectifs supérieurs à 100). En tirets, la courbe $y_{53} = 0.54x_{200}$.
Regression curve between paired samples 53 μ m net-WP2 net (data superior to 100). In dashes, the curve $y_{53} = 0.54x_{200}$.

formées (\log^2) donne un coefficient de 0.96; on peut donc admettre qu'une courbe exponentielle décroissante représente mieux l'efficacité de capture relative du filet 53 μ m. En valeurs transformées la relation est : $Y_{53} = 0.87X_{200} - 0.43$.

En revenant aux variables initiales, la relation (qui n'est définie que pour des effectifs supérieurs à 5) est représentée par une courbe peu différente de la droite des moindres rectangles $y = 0.54x$ pour des effectifs inférieurs à 1000 (fig. 4). Si l'on considère l'efficacité de capture relative de chaque stade pris séparément, les pentes des courbes ne montrent pas de différence significative les unes par rapport aux autres; la forme de la relation est donc la même quel que soit le stade considéré.

D'après les abondances observées durant le cycle saisonnier de 1974, on peut considérer que la relation précédente recouvre assez bien l'intervalle des valeurs numériques que l'on est susceptible de rencontrer chez cette espèce dans la région.

4.2. Variations locales

La forme exponentielle décroissante de la relation entre abondances récoltées par les filets dénote une évolution dans l'efficacité de capture. L'infléchissement est le signe d'une réduction de la capacité de capture du filet 53 μ m vis-à-vis du WP2, lorsque la richesse planctonique s'accroît. Le phénomène peut aussi bien être dû au zooplancton qu'au phytoplancton. En considérant le phénomène non plus dans son ensemble mais selon l'effectif moyen pêché est-il possible de déceler cette baisse de rendement ? Pour chaque série et chaque stade, on a calculé le coefficient de pente (droite des moindres rectangles) (fig. 5). Dans l'intervalle de grandeur des échantillons, la répartition de ces coefficients en fonction de l'abondance moyenne des récoltes ne fait pas apparaître de tendance particulière. Il semble donc que la baisse d'efficacité constatée soit beaucoup plus due à une variabilité entre traits (elle-même liée à la richesse phytoplanctonique du milieu ?), qu'au

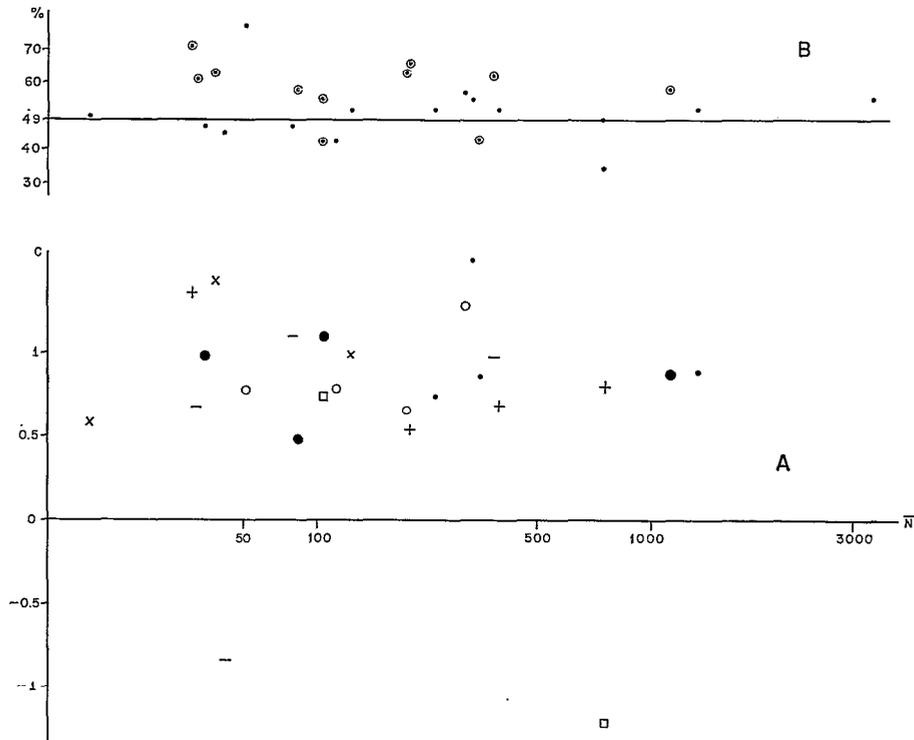


Fig. 5. — A : distribution des coefficients de pente (droites des moindres rectangles) par série et par stade. Captures filet 53 μm /WP2 ; en abscisse l'effectif moyen transformé (\log^2). Même légende que pour la fig. 1. B : évolution du pourcentage de capture moyenne (Filets 53 μm /WP2). Les cercles indiquent les séries pour lesquelles le test par paire donne une différence significative de capture entre les deux filets, au seuil 5 %.

A : Distribution of the slope coefficients (orthogonal regression lines) by serie and stage. Samples 53 μm net/WP2 ; in absciss, the mean values transformed (\log^2). Legend as the fig. 1. B : Percentage of mean catch (53 μm net/WP2). The circles point out the series where the test by paire shows a significative difference at 5 % level between the samples caught by every net.

comportement d'un stade vis-à-vis du filet ou qu'à l'abondance de l'espèce étudiée. On doit cependant rester très circonspect sur les conclusions étant donné le peu de séries où l'abondance moyenne est élevée.

D'un point de vue quantitatif, la considération des pourcentages moyens par stade capturé par le filet 53 μm par rapport au WP2, révèle que dans 73 % des séries le nombre moyen de capture dépasse la valeur théorique que laisse prévoir les rapports d'ouverture des filets, et les pourcentages sont encore supérieurs à 49 % pour les récoltes les plus riches.

Il reste à savoir si la meilleure performance relative du filet 53 μm se retrouve bien d'une pêche à la suivante. Un test par paires sur valeurs transformées a été réalisé pour chaque série en ramenant les récoltes du filet 53 μm au volume échantillonné par le filet WP2 (effectifs multipliés par 2,04). Les résultats sont présentés dans le tableau I.

TABLEAU I

Résultats des tests par paires au seuil 5 %
0 : pas de différence significative de capture entre les deux filets ; + Différence en faveur du filet 53 μm ; — en faveur du WP2

Test by paire. 0 : no significative difference at the 5 % level between catch of nets ; + Difference favouring the 53 μm net ; — favouring the WP2 net

STADES	JUIN 1 JOUR	JUIN 2 NUIT	AOUT NUIT	SEPT. JOUR
C1	+	+	0	0
C2	+	+	0	0
C3	0	+	0	0
C4			0	+
C5	—	+	+	0
♀	—	0	0	0
♂	0	+	+	0

Dans deux cas seulement les effectifs corrigés du filet 53 μm sont significativement inférieurs à ceux du WP2. Il est d'autre part intéressant de constater que lorsque le milieu contient une charge phyto et zooplanctonique importante (août et septembre) la différence de capture entre les deux filets s'estompe considérablement : les deux filets pêchent alors aussi bien... ou aussi mal. C'est ce que traduit sans doute l'infléchissement de la courbe représentant la relation globale entre effectifs capturés simultanément par les deux filets, dont la pente décroît de 0.54 à environ 0.49 dans l'intervalle d'abondance considéré.

5. CONCLUSION

Simulant sur ordinateur des pêches planctoniques dans un système de « taches » de différentes tailles et densités, WIEBE (1971) parvient à la conclusion que la dimension du filet intervient peu sur la précision de l'échantillon. Nos observations portant sur des séries de traits verticaux couplés, avec des densités dans l'espèce considérée allant jusqu'à environ 150/m³, sont en accord avec ces résultats. Un test F appliqué aux variances des différentes séries ne fait pas apparaître de différence significative entre les dispersions des effectifs pêchés respectivement par les deux filets. Le résultat n'est pas modifié si l'on rapporte les valeurs au même volume échantillonné ce qui revient à multiplier les variances relatives au filet 53 μm par un facteur de l'ordre de 4. Ce résultat plaide en faveur de ce dernier filet si l'on considère le phénomène de l'échappement qui semble bien avoir lieu avec le filet WP2 en juin (tabl. I). BERNHARD *et al* (1973) constatent en effet que pour obtenir la rétention à peu près totale d'un type d'organisme, un filet doit avoir un vide de maille n'excédant pas les 3/4 de sa largeur. Il n'est donc pas surprenant que le filet 53 μm échantillonne beaucoup mieux les stades G1 et G2 qui ont respectivement de l'ordre de 190 μm et 260 μm . Cette situation n'est cependant pas permanente; les résultats du tableau A montrent combien les caractéristiques d'un filet peuvent être modifiées en raison des conditions du milieu. Sans pouvoir leur attribuer un degré d'importance, on est en droit de supposer que le colmatage et l'évitement sont intervenus pour modifier l'efficacité de capture

relative, à certaines époques. En août et septembre, bien qu'aucune mesure globale n'ait été réalisée, on sait que les eaux étaient riches en phytoplancton (teinte verte des filets à la remontée). Aucune baisse notable de filtration n'a été constatée au niveau des fluxmètres, cependant il est vraisemblable que la porosité des filets se soit trouvée diminuée. La conséquence en aura été plus marquée pour le filet WP2 où la réduction du maillage par colmatage a dû avoir pour effet de permettre une meilleure rétention des premiers stades.

Chez les stades âgés (CV et adultes) les résultats, différents selon l'exécution des pêches soit le jour soit la nuit mettent en évidence le rôle de l'évitement. Les deux situations significativement défavorables au filet 53 μm correspondent à une série diurne, alors que les situations qui lui sont favorables se rapportent à des séries nocturnes. Cependant au niveau de ces stades, l'abondance planctonique joue encore sur l'efficacité des captures relatives des deux filets. En période riche et de jour, la différence entre les deux types de récoltes n'apparaît plus. FLEMINGER et CLUTTER (1965) avaient estimé que l'augmentation de densité planctonique, en accroissant sans doute les interactions entre organismes (attractions et répulsions), conduisait à diminuer leur capacité à éviter les filets. On peut penser que les mêmes phénomènes ont joué dans nos observations. Rien n'explique cependant la meilleure performance du filet 53 μm la nuit.

Pour l'espèce considérée il semble donc que le filet de 53 μm soit mieux adapté que le filet WP2 classique. Il serait bien sûr préférable de lui attribuer les mêmes dimensions d'ouverture pour diminuer les risques d'évitement observés. Aucun échantillonneur n'étant idéal, le choix est toujours un compromis et dans les divers impératifs à considérer la maniabilité ne doit pas être sous-estimée.

En ce qui concerne la dispersion, FRONTIER (1973) avait conclu à la pertinence de la transformation \log^2 , en étudiant diverses espèces néritiques du plateau continental malgache. Nous parvenons à la même conclusion pour *C. carinalus*, bien que cette espèce ait la réputation d'être notablement surdispersée, ce qui *a priori* aurait pu laisser supposer qu'une transformation logarithmique lui aurait été mieux appropriée.

Manuscrit reçu au Service des Publications de l'O.R.S.T.O.M.
le 21 février 1979.

BIBLIOGRAPHIE

- BAINBRIDGE (V.), 1960. — Occurrence of *C. carinatus* (Krøyer) in the plankton of the Gulf of Guinea. *Nature*, 188 : 932-933.
- BERNHARD (M.), MULLER (F.), NASSOGNE (A.), ZATTERA (A.), 1973. — Influence of pore size of plankton and towing speed on the sampling performance of two highspeed samplers (DELFINO I and II) and its consequences of the measurement of plankton populations. *Mar. Biol.* 20 (2) : 109-137.
- BINET (D.), SUISSÉ DE SAINTE CLAIRE (E.), 1975. — Le copépode planctonique *C. carinatus*. Répartition et cycle biologique au large de la Côte d'Ivoire. *Cah. O.R.S.T.O.M. Sér. Océanogr.*, vol. XIII, n° 1 : 15-30.
- FLEMINGER (A.), CLUTTER (R.), 1965. — Avoidances of towed nets by zooplankton. *Limnol. Oceanogr.*, 10 (1) : 96-105.
- FRONTIER (S.), 1971. — V. Étude statistique de la microdispersion : 55-88, in : Zooplankton d'une baie eutrophique tropicale. Doc. Scient. Centre O.R.S.T.O.M. Nosy Bé n° 24, 95 p.
- FRONTIER (S.), 1973. — Étude statistique de la dispersion du zooplankton. *J. Exp. Mar. Biol. Ecol.*, 12 : 229-262.
- MENSAH (M. A.), 1974. — The occurrence of the marine copepod *C. carinatus* (Krøyer) in Ghanaian waters. *Ghana Journ. Sci.*, 14 (2) : 147-166.
- NETO (T. S.), DE PAIVA (I.), 1966. — Ciclo annual do zooplankton cobhido ma Baia Farta em 1960. *Notas Mimeogr. Centro Biol. Aquat. Trop Lisboa*, 2 : 61 p.
- PETIT (D.), 1977. — Structure thermique, courantométrie, teneur en pigments en saison froide 1976 devant Pointe Noire (République Populaire du Congo). Doc. Scient. Centre O.R.S.T.O.M. Pointe Noire, 52 N.S.
- PETIT (D.), COURTIÉS (C.), 1976. — *C. carinatus* (copépode pélagique) sur le plateau continental congolais. Aperçu sur la répartition bathymétrique, géographique et biométrique des stades ; génération durant la saison froide 1974. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Océanogr.*, vol. XIV n° 3 : 177-199.
- TOMASINI (J. A.), PETIT (D.), 1977. — Temps de développement des œufs, durée de vie des copépodites IV, V et des adultes de *Calanoides carinatus* (copépode planctonique). Doc. Scient. Centre O.R.S.T.O.M. Pointe Noire, 48 N.S.
- UNESCO, 1968. — Zooplankton Sampling. Monographs on oceanographic methodology, 174 p.
- WIEBE (P. M.), 1970. — Small scale spatial distribution in oceanic zooplankton. *Limnol. Oceanogr.*, 15 (2) : 205-217.
- 1971. — A computer model study of zooplankton patchiness and its effects on sampling error. *Limnol. Oceanogr.*, 16 (1) : 29-38.
- 1972. — A field investigation of the relationship between length of tow size of net and sampling error. *Jour. Cons.* 34 (2) : 268-276.
- WIEBE (P. M.), HOLLAND (W. R.), 1968. — Plankton patchiness : effects on repeated net tows. *Limnol. Oceanogr.*, 13 (2) : 315-322.