

ÉTUDE DE CERTAINS PEUPEMENTS ICHTYOLOGIQUES PAR DES PÊCHES AU POISON (2^e NOTE)*

par G. LOUBENS**

RÉSUMÉ

La structure de certains peuplements ichtyologiques du Bassin Tchadien en provenance de milieux voisins des rives est étudiée en considérant non seulement les effectifs spécifiques mais aussi les biomasses. Des modèles lognormaux tronqués représentent correctement les distributions des effectifs et, à un degré moindre, les distributions des biomasses. Celles-ci sont plus étalées que les distributions des effectifs. A l'échelle d'un petit biotope homogène, des modèles de Motomura sont convenables.

SUMMARY

The structure of certain Chad Basin ichthyological populations issued from some environments neighbouring the shores is studied by considering not only species numbers but also biomasses. Truncated lognormal models represent correctly numerical distributions and, to a smaller extent, ponderal distributions. These are more flattened than the distributions concerning species numbers. At the scale of a small homogeneous biotop, Motomura models are appropriate.

INTRODUCTION

Dans une première note (G. LOUBENS, 1969) sur les pêches au poison effectuées par le Centre O.R.S.T.O.M. de Fort-Lamy dans le bas réseau fluvial du Chari et le lac Tchad, nous avons décrit les milieux prospectés, la méthode d'échantillonnage, la composition numérique et pondérale des peuplements ; les résultats concernant les densités et les biomasses avaient été indiqués ; enfin nous avons abordé les problèmes de la similitude entre les relevés et des associations spécifiques. Nous nous proposons maintenant d'étudier la structure des peuplements en considérant non seulement les effectifs mais aussi les biomasses des différentes espèces.

* La 1^{re} partie de cette étude est parue dans les Cahiers O.R.S.T.O.M., sér. Hydrobiol., vol. III, n° 2, 1969, pp. 45-73.

** Hydrobiologiste. Centre O.R.S.T.O.M., B.P. 65, Fort-Lamy (Tchad).

1. MÉTHODES

1.1. Présentation mathématique des résultats.

Les travaux sur le terrain et les tris en laboratoire fournissent la liste des espèces, leurs effectifs et leurs poids. La composition par classe de longueur et par classe de poids des peuplements est également connue. Les listes obtenues sont généralement assez longues puisqu'elles comprennent de 25 à 72 espèces.

En ce qui concerne les effectifs, si on porte en abscisse les rangs des espèces en partant de la plus rare jusqu'à la plus abondante (1) et en ordonnée les effectifs correspondants, les graphiques obtenus (fig. 1, courbe 1) présentent toujours une branche presque droite, très faiblement montante, presque confondue avec l'axe des x et correspondant à la majeure partie des espèces. Les graphiques se poursuivent par une partie incurvée à concavité tournée vers le haut. Ils

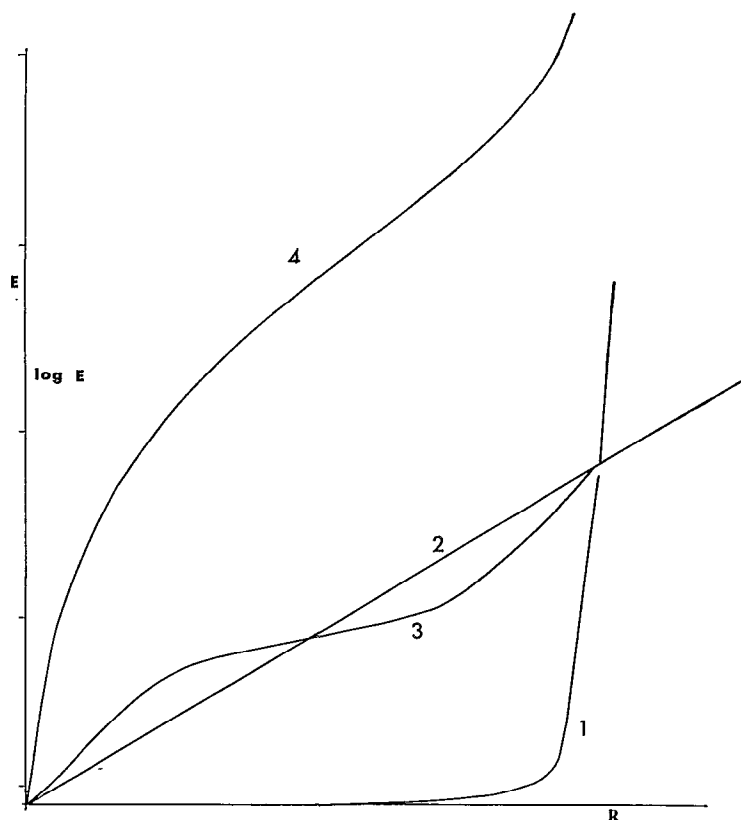


Fig. 1. — Courbe 1 : forme générale des distributions des effectifs avec en abscisse les rangs R des espèces dans l'ordre des effectifs croissants et en ordonnée les effectifs bruts E. — Courbes 2, 3 et 4 : formes des modèles de Motomura (courbe 2), lognormal (courbe 3) et de Mac Arthur (courbe 4) avec en abscisse les rangs des espèces R et en ordonnée les logarithmes décimaux des effectifs log E.

(1) Nous choisissons ce classement d'une part parce que c'est ainsi que l'on opère habituellement dans la recherche des modèles lognormaux, d'autre part parce qu'il conduit dans le cas d'un modèle de Motomura à des valeurs positives des pentes des droites de régression et des coefficients de corrélation, ce qui paraît préférable aux valeurs négatives habituelles.

s'achèvent par une branche à peu près droite également mais presque perpendiculaire à l'axe des x et correspondant à un très petit nombre d'espèces.

Il y a donc un grand nombre d'espèces à faible effectif, des espèces d'abondance moyenne et enfin quelques espèces extrêmement abondantes. Cette distribution des effectifs paraît assez générale, quel que soit le groupe zoologique ou le milieu considéré.

La forme des graphiques fait songer à une loi exponentielle. On utilise alors des coordonnées semi-logarithmiques avec la même abscisse (rang des espèces), mais avec en ordonnée les logarithmes des effectifs. Si la distribution des effectifs se rapproche d'une loi exponentielle de forme générale $y = a m^x$, dont la loi de progression géométrique de Motomura n'est qu'un cas particulier où x varie par valeurs entières, la transformation semi-logarithmique conduit à une droite d'équation $\log y = \log a + x \log m$ (fig. 1, courbe 2) (m est la constante de milieu de Motomura) ; s'il s'agit d'une loi lognormale, la courbe obtenue est une courbe sigmoïdale symétrique (fig. 1, courbe 3) ; s'il s'agit d'un modèle de Mac Arthur (1), la courbe est une courbe sigmoïdale fortement dissymétrique principalement constituée par une branche à concavité tournée vers le bas (fig. 1, courbe 4). Dès ce stade, il est possible de rejeter ce dernier modèle, les graphiques réels obtenus n'ayant jamais cet aspect (fig. 2).

Pour un modèle de Motomura on peut calculer les coefficients de corrélation entre les logarithmes et les rangs (INAGAKI, 1967) ; il ne s'agit que d'un simple indice d'ajustement, non pas d'un véritable test. Pour un modèle lognormal, l'équation de la courbe sigmoïdale est complexe et l'ajustement est difficile à apprécier. Une autre transformation est nécessaire. Les effectifs sont placés en abscisse sous la forme d'intervalles logarithmiques égaux dans un système de logarithme de base 2 (2) ; l'unité est l'octave, intervalle dans lequel l'effectif double. En ordonnée se trouvent les nombres d'espèces dont les effectifs tombent à l'intérieur de chaque intervalle. Dans ce système de coordonnées le modèle lognormal est évidemment une courbe normale, le modèle de Motomura une droite parallèle à l'axe des x . L'ajustement à la courbe normale ou à la droite peut être testé par un χ^2 lorsque le nombre d'espèces est suffisant.

Une méthode analogue est suivie en ce qui concerne les poids.

1.2. Remarques écologiques.

Dans la recherche d'un modèle représentatif du peuplement d'une biocénose il n'y a pas lieu, semble-t-il, dans le cadre de nos recherches sur les poissons, de tenir compte des espèces représentées par un très petit nombre d'exemplaires pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les milieux ne sont pas strictement définis ; il existe entre deux milieux des zones de transition présentant des caractères intermédiaires avec des peuplements mixtes. Ensuite, même dans le cas où les limites sont nettes, il est souvent impossible d'isoler un milieu sans empiéter plus ou moins sur un autre ; il y aura donc très probablement quelques poissons originaires du ou des milieux limitrophes. Enfin, les barrières écologiques entre les différents milieux sont loin d'être infranchissables ; les poissons vivant de préférence dans un milieu peuvent pénétrer occasionnellement dans un autre. Pour toutes ces raisons, il faut s'attendre à ce que les octaves correspondant aux effectifs faibles soient plus fournies qu'elles ne le seraient dans le cas d'un échantillon issu d'un biotope homogène, correctement isolé des biotopes voisins et assez éloigné d'eux pour qu'il ne se soit pas produit avant la pêche d'intrusion d'éléments étrangers.

Le nombre d'espèces sera donc généralement surestimé, même en tenant compte du ramassage

(1) Mac Arthur a proposé plusieurs modèles. Il s'agit de celui qui suppose que les niches écologiques des différentes espèces se touchent mais ne se superposent pas.

(2) Ce système de logarithme a l'avantage de fournir des distributions correctement étalées. On pourrait prendre n'importe quel autre système de logarithme.

qui est forcément incomplet. Dans le cas par exemple d'un ramassage réalisé à 50 % et s'il s'agit d'un peuplement correspondant à peu près à un modèle lognormal canonique de 36 espèces comprenant 20.000 individus, les espèces dont la probabilité de capture est inférieure à $\frac{1}{10.000}$ ne se trouveront probablement pas dans la distribution observée. L'étude de ce modèle (DAGET, 1966) montre que ces espèces sont au nombre de 1. Ce nombre est sans doute très inférieur à celui des espèces étrangères à la biocénose mais cependant présentes dans l'échantillon pour les raisons que nous venons d'indiquer.

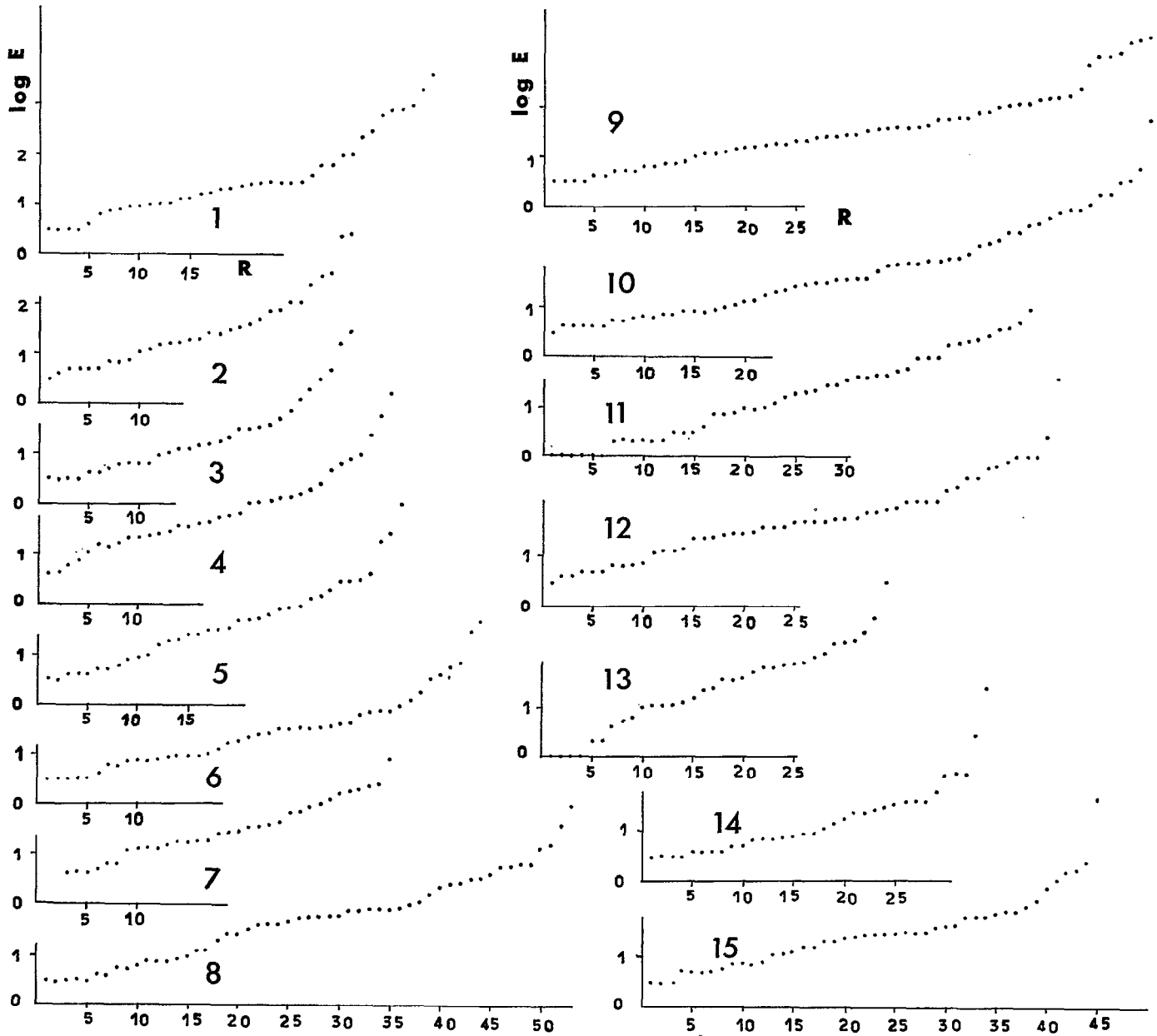


Fig 2. — Distributions des effectifs spécifiques. En abscisse, les rangs des espèces R dans l'ordre des effectifs croissants ; en ordonnée les logarithmes décimaux des effectifs log E. Les numéros sont les numéros des pêches.

A l'autre extrémité de la distribution, c'est-à-dire en ce qui concerne les espèces abondantes, la reproduction peut entraîner une pullulation provisoire des espèces à forte fécondité ; certaines d'entre elles, *Alestes baremoze* par exemple, peuvent produire plusieurs dizaines de milliers d'œufs par femelle. Les effectifs de ces espèces ne s'adapteront évidemment pas au modèle choisi quel qu'il soit puisqu'ils dépendront essentiellement, durant un court laps de temps au moins, de la fécondité et de la mortalité chez les œufs et les larves. On pourra alors ne pas tenir compte de ces jeunes. Toutes les autres causes provisoires de rupture d'équilibre entre les espèces (migrations, pêches exceptionnelles, variations brusques d'un facteur du milieu) devront donner lieu également à des corrections.

2. MODÈLES APPLIQUÉS AUX EFFECTIFS

2.1. Premiers résultats.

Nous nous servirons des résultats de 15 pêches au poison ayant fourni chacune au moins une trentaine d'espèces « utilisables », c'est-à-dire dont l'effectif est au moins égal à 3. Les espèces représentées par un ou deux individus ont été éliminées pour les raisons exposées ci-dessus ; un certain nombre d'entre elles ne font probablement pas vraiment partie de la biocénose et pourraient fausser la forme du modèle ou le faire considérer comme mauvais. Toutefois lorsqu'il s'agit d'un milieu naturellement isolé, empoisonné totalement ou en grande partie, il n'y a pas lieu de faire cette élimination : c'est le cas des pêches 11 (mare résiduelle du Chari), 13 (mare de Mahé dans les yaérés) et 15 (Bouta Mbagou).

Les caractéristiques de ces 15 pêches sont données dans le tableau I (cf. figure 2).

N désigne le nombre total d'espèces observées, N' le nombre d'espèces « utilisables », Q le nombre total d'individus, q % l'effectif relatif toujours très faible des N-N' espèces laissées de côté.

TABLEAU I
Caractéristiques principales des 15 échantillonnages

n°	Lieux	Dates	N	N'	Q	q %
1	Matafo	26/11/65	45	39	10.567	0,10
2	—	7/2/66	41	30	6.845	0,20
3	—	24/2/67	40	32	6.132	0,18
4	—	1/5/66	46	35	29.802	0,06
5	—	11/8/68	45	36	16.713	0,08
6	Sangaria	16/10/65	49	43	10.444	0,10
7	Mailao	7/6/66	46	35	2.713	0,59
8	—	22/6/67	65	54	22.350	0,06
9	—	13/3/68	72	60	13.505	0,13
10	—	13/6/69	71	59	77.740	0,02
11	—	27/6/67	48	48	4.182	0,00
12	Senou	22/7/67	60	51	51.788	0,02
13	Mahé	18/6/66	34	34	5.769	0,00
14	Koudou Mechri	26/6/69	49	34	9.500	0,22
15	Bouta Mbagou	23/4/69	57	57	18.609	0,00

Les milieux indiqués ont déjà été décrits dans la première note, sauf ceux de Koudou Mechri et du Bouta Mbagou. La pêche de Koudou Mechri a été faite dans un bras intermittent du Chari à une quinzaine de kilomètres au sud de Mailao ; celle du Bouta Mbagou dans un bras de drainage, étroit, très long et sinueux, des zones inondées du Logone à l'est de Logone Birni.

Les courbes de la figure 2 se présentent toutes à peu près de la même façon : une partie, comprenant la majorité des espèces, à peu près rectiligne et peu inclinée sur l'axe des x ; une branche montante beaucoup plus courte et très inclinée sur cet axe. On peut penser, soit à une courbe sigmoïdale dont il manquerait la partie initiale et correspondant donc à un modèle lognormal tronqué, soit à deux segments de droite de pentes différentes correspondant à deux modèles de Motomura.

2.2. Modèles lognormaux.

L'ajustement à des modèles lognormaux a été étudié par PRESTON (1962) et DAGET (1966, 1967). Nous avons suivi le processus exposé par DAGET, sauf toutefois en ce qui concerne la détermination de la valeur approximative de la moyenne de la distribution lognormale complète correspondant à la distribution tronquée observée. La méthode de DAGET consiste à retrancher un certain nombre de logarithmes en commençant par les plus élevés jusqu'à ce que la moyenne calculée sur les logarithmes restants donne une distribution s'étendant sur le même nombre d'octaves de part et d'autre de l'octave médian. Étant donné les propriétés des courbes normales, nous avons préféré tenir compte aussi des fréquences des octaves de façon à obtenir de part et d'autre de l'octave médiane une distribution aussi symétrique que possible dans sa partie centrale. Quelle que soit la méthode utilisée il reste un choix arbitraire, celui de la position de l'origine ; ce choix influe sur l'histogramme et il faudrait le faire de façon à obtenir le meilleur ajustement. On arriverait ainsi à améliorer légèrement les ajustements et les valeurs correspondantes du χ^2 .

Remarquons que les fréquences des octaves correspondant aux effectifs faibles sont plus sujettes à variation que les autres, et donc plus irrégulières. Lorsque la probabilité de capture d'une espèce est voisine du pourcentage du peuplement prélevé par la pêche, l'espèce est, dans l'échantillon récolté, absente ou présente en un très petit nombre d'exemplaires ; elle change

TABLEAU II

Distributions des logarithmes de base 2 des effectifs spécifiques et valeurs des ajustements à des modèles lognormaux

Pêches	Lac						Réseau fluvial								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Fréquences des octaves	1	8	5	5	4	2	6	8	7	5	6	7	4	9	5
	5	3	3	6	5	4	5	3	5	7	6	2	2	6	7
	5	2	7	2	5	6	5	7	6	6	4	6	3	8	3
	3	7	5	2	4	6	3	8	8	10	6	4	5	7	9
	9	5	6	4	3	6	7	3	8	5	5	4	2	4	5
	9	5	5	5	6	8	6	5	10	7	7	10	5	5	11
	3	2	2	7	5	5	3	11	10	5	2	9	6	5	6
	2	4	2	5	4	5	5	6	6	9	4	6	3		4
	1	1	1	3	2	1	5	3	5	3	5	2	2	3	2
	1	2	2	1	4			6		4	2	4	1		2
	4			3		4	1	1	2	4	1	4		1	2
	1		1		1			2	3	3		1	1		
	1	2	1	1	1	1		1	2	2					
				1		1		1							1
					1							1			
					1				1						
N'	39	30	32	35	36	43	35	54	60	59	48	51	34	34	57
σ	3,57	3,62	3,76	3,60	3,54	3,67	2,34	3,93	3,19	4,03	3,47	3,31	3,00	3,46	3,68
v	4	1	1	2	1	4	2	5	5	6	3	5	1	2	6
χ^2	9,13	0,47	1,16	3,42	0,25	1,29	2,58	6,62	1,47	5,99	2,05	5,63	0,94	2,99	6,82
P %	6	50	30	18	62	86	28	25	91	42	56	34	33	22	32

donc très facilement d'octave contrairement aux espèces dont la probabilité de capture est bien supérieure à ce pourcentage et qui ne passent d'une octave à une autre que par de fortes variations d'effectifs. De plus les opérations matérielles accroissent aussi l'irrégularité des fréquences des basses octaves ; si on oublie quelques exemplaires d'une espèce très abondante cela n'a généralement aucune conséquence, l'espèce reste classée dans la même octave ; ce n'est pas le cas pour les espèces rares. Pour ces deux raisons il est préférable d'éliminer le plus possible d'espèces rares dans la mesure où le nombre des espèces restantes demeure compatible avec la recherche d'un modèle et l'application des tests.

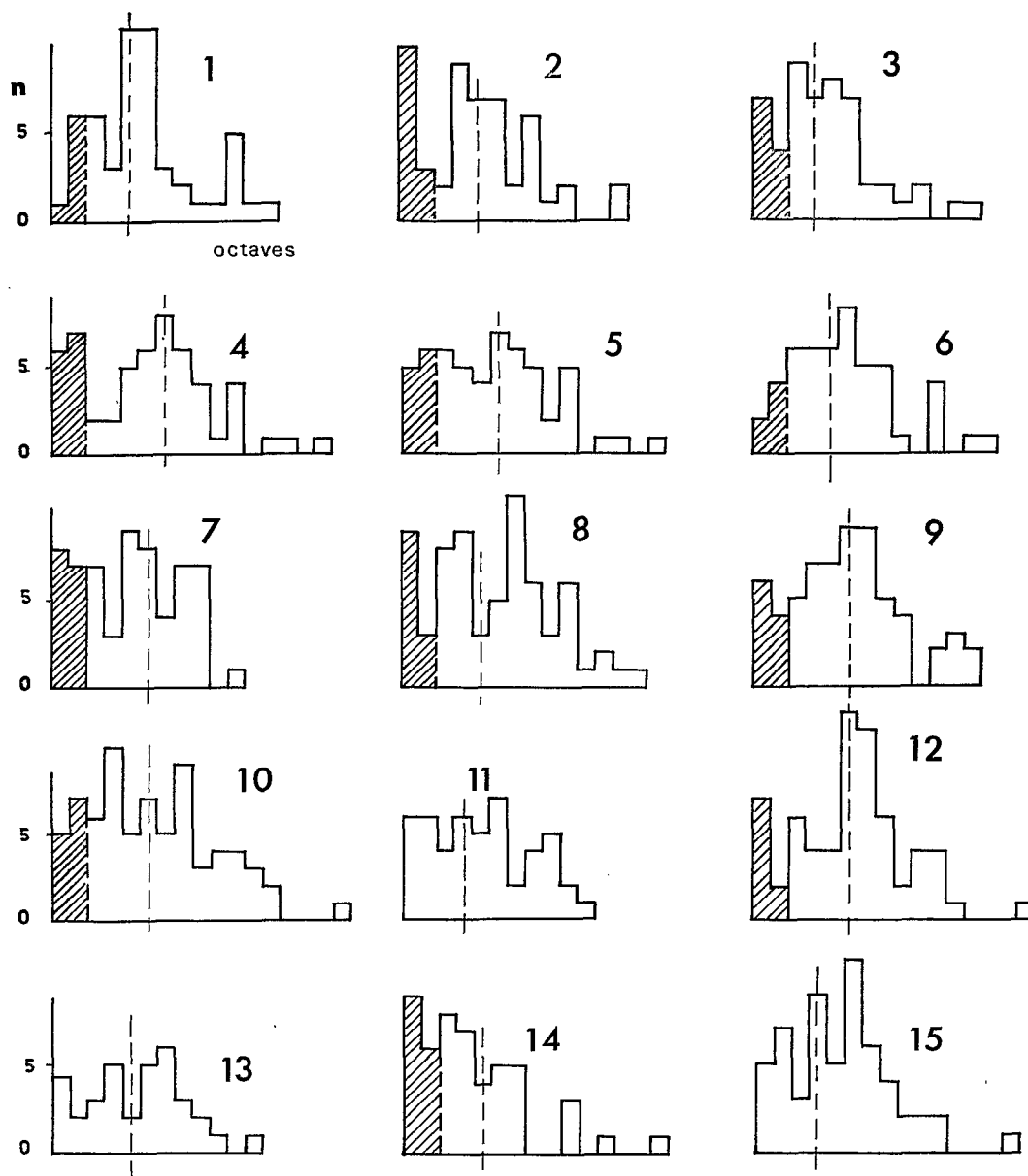


Fig. 3. — Nombres d'espèces n dont les effectifs tombent dans les différentes octaves. Les parties hachurées correspondent aux espèces qui ont été laissées de côté. Les numéros sont les numéros des pêches. Les axes tirés indiquent la position des moyennes.

Le tableau II, illustré par la figure 3, indique pour chaque pêche les nombres d'espèces (fréquences) dont les effectifs tombent à l'intérieur des différentes octaves en commençant par l'octave d'effectif 1, les nombres N' d'espèces utilisés pour les ajustements (espèces d'effectif au moins égal à 3, sauf dans le cas des pêches 11, 13 et 15 où toutes les espèces ont été employées), les écarts-types des distributions complètes correspondantes, les nombres de degré de liberté ν , les valeurs de χ^2 et enfin les probabilités P % d'obtenir de telles valeurs. Dans le cas où $\nu = 1$, la correction de Yates a été faite.

D'après HELLER (1968), le test du χ^2 est utilisable en toute sécurité si l'effectif total est d'au moins 50 et l'effectif de chaque classe d'au moins 10. Le test est encore applicable quoiqu'avec prudence si l'effectif total est compris entre 30 et 50 et l'effectif de chaque classe entre 5 et 10. Nous nous trouvons toujours dans ce dernier cas ; de plus, il nous a fallu cumuler les fréquences de plusieurs classes aux bornes des distributions pour avoir des effectifs au moins égaux à 5, ce qui fait perdre de sa sensibilité au test. Il faudra donc considérer les valeurs des probabilités du tableau II comme des indices plutôt que comme des preuves absolues de bon ou de mauvais ajustement.

Ces réserves faites, les valeurs des probabilités montrent que l'ajustement à un modèle lognormal tronqué n'est jamais inacceptable, qu'il est même souvent très admissible. PRESTON (1962), après avoir fait la théorie des modèles lognormaux, a donné des exemples concernant surtout des oiseaux et pour des superficies assez vastes. DAGET (1966) a montré ensuite que ce genre de modèle pouvait représenter correctement la distribution des effectifs des poissons peuplant les plaines inondées de la Bénoué à la hauteur de Garoua. Il en est de même pour nos distributions relatives à des milieux aquatiques variés, riches en espèces de poissons, mais peu étendus (1 hectare au maximum).

La comparaison des écarts-types calculés à partir des valeurs observées et des écarts-types des modèles canoniques correspondants σ_c est faite dans le tableau III.

TABLEAU III

Comparaison des écarts-types calculés à partir des valeurs observées et des écarts-types des modèles canoniques correspondants σ_c

Pêches	σ	σ_c	Pêches	σ	σ_c	Pêches	σ	σ_c
1	3,57	3,41	6	3,67	3,42	11	3,47	3,48
2	3,62	3,20	7	2,34	3,16	12	3,31	3,33
3	3,76	3,30	8	3,93	3,56	13	3,00	3,19
4	3,60	3,20	9	3,19	3,49	14	3,46	3,35
5	3,54	3,26	10	4,03	3,54	15	3,68	3,56

Les six valeurs de σ pour les pêches lacustres (1 à 6) sont très voisines les unes des autres (de 3,54 à 3,76) et supérieures aux valeurs de σ_c . La courbe des individus observée se termine toujours avant son sommet théorique. Dans le cas du réseau fluvial, tous les cas sont représentés, σ étant inférieur, égal ou supérieur à σ_c ; les écarts sont plus considérables (2,34 à 4,03) et traduisent les fluctuations des peuplements et leur variété.

2.3. Modèles de Motomura.

Il est possible d'interpréter d'une autre façon les courbes de la figure 2, compte tenu des observations faites dans la nature.

2.3.1. Cas de la crique de Matafo.

On peut distinguer très nettement dans ce milieu deux sortes de biotopes : des herbiers immergés où dominent les cératophylles et les potamots, plus ou moins serrés mais sans zones

dégagées importantes entre les touffes (au maximum quelques m²) ; des zones d'eaux libres constituant la plus grande partie de la superficie totale, sans abris sauf peut-être au voisinage immédiat du fond. Dans les herbiers, l'observation directe et des pêches spéciales montrent une pullulation extraordinaire de petits poissons appartenant surtout aux espèces suivantes : *Alestes baremoze*, *A. dentex*, *A. dageti*, *Micralestes acutidens*, *Petersius intermedius*, *Paradistichodus dimidiatus*, *Neolebias unifasciatus*, *Distichodus rostratus*, *Barbus pleuropholis*, *B. leonensis*, *B. callipterus*, *Lates niloticus*, *Hemichromis fasciatus*, *H. bimaculatus*, *Haplochromis wingatii*. Pour *Alestes baremoze*, *A. dentex*, *Distichodus rostratus*, *Lates niloticus* il ne s'agit que de jeunes individus qui quittent les herbiers pour les eaux libres à partir d'une certaine taille.

En ce qui concerne *A. baremoze*, les pêches au poison montrent que les individus de 1 à 4-5 cm se tiennent dans les herbiers ou près de la rive ; par contre, des filets maillants dormants à petites mailles placés au large capturent des individus de 7 à 10 cm. Nous choisirons 6 cm comme taille approximative au-dessus de laquelle les *A. baremoze* quittent les zones d'abri pour les eaux libres.

Chaque distribution peut donc être décomposée en deux distributions correspondant l'une à un peuplement des herbiers, l'autre à un peuplement des eaux libres (1). Certaines espèces figurent parfois dans les deux distributions, les très jeunes exemplaires dans la distribution relative aux herbiers, et les individus plus âgés dans celle relative aux eaux libres. Cette bipartition des individus d'une même espèce implique la connaissance exacte de la taille au-dessus de laquelle les poissons quittent les herbiers, taille parfois difficile à préciser. De plus les incursions d'un milieu à l'autre sont sans doute fréquentes. Cependant, globalement les deux peuplements paraissent bien différents et indépendants l'un de l'autre car la plupart des espèces d'herbiers, et notamment les plus abondantes, sont absentes des eaux libres.

Nous donnons à titre d'exemple (tabl. IV) les deux distributions obtenues à partir de la pêche 5 (Matafo 11/8/68). On peut remarquer au passage que le peuplement des herbiers est beaucoup plus dense compte tenu des superficies respectives, mais comprend presque uniquement des petits poissons (longueur standard inférieure à 10 cm) contrairement au peuplement des eaux libres.

La figure 4 représente les distributions dans un système semi-logarithmique (rangs en abscisse, logarithmes de base 10 des effectifs en ordonnée). Les points sont approximativement alignés. L'ajustement à une loi de Motomura est apprécié par le calcul des coefficients de corrélation r entre les rangs et les logarithmes des effectifs (tabl. V).

D'après l'échelle d'appréciation adoptée par INAGAKI (1967), puis DAGET et LÉVÊQUE (1969), la loi est toujours assez bien vérifiée (r supérieur à 0,96) sauf dans un cas, et parfois même elle l'est rigoureusement (r supérieur ou égal à 0,99).

Les équations des droites de régression des logarithmes des effectifs dans les rangs sont les suivantes :

$$\begin{array}{l} \text{Herbiers} \\ \text{Eaux libres} \end{array} \left\{ \begin{array}{l} \text{pêche 1} \quad y = 0,167 \quad x + 0,417 \\ \text{— 2} \quad y = 0,207 \quad x + 0,160 \\ \text{— 3} \quad y = 0,262 \quad x + 0,203 \\ \text{— 4} \quad y = 0,204 \quad x + 0,345 \\ \text{— 5} \quad y = 0,159 \quad x + 0,264 \\ \text{pêche 1} \quad y = 0,067 \quad x + 0,333 \\ \text{— 2} \quad y = 0,086 \quad x + 0,421 \\ \text{— 3} \quad y = 0,072 \quad x + 0,221 \\ \text{— 4} \quad y = 0,077 \quad x + 0,689 \\ \text{— 5} \quad y = 0,087 \quad x + 0,245 \end{array} \right.$$

(1) Il ne s'agit évidemment que des zones d'eaux libres abritées, peu étendues et jouxtant les rives qui ont fait l'objet des pêches au poison. Le peuplement des vastes zones d'eaux libres situées hors de la ligne générale du rivage est sans doute assez différent.

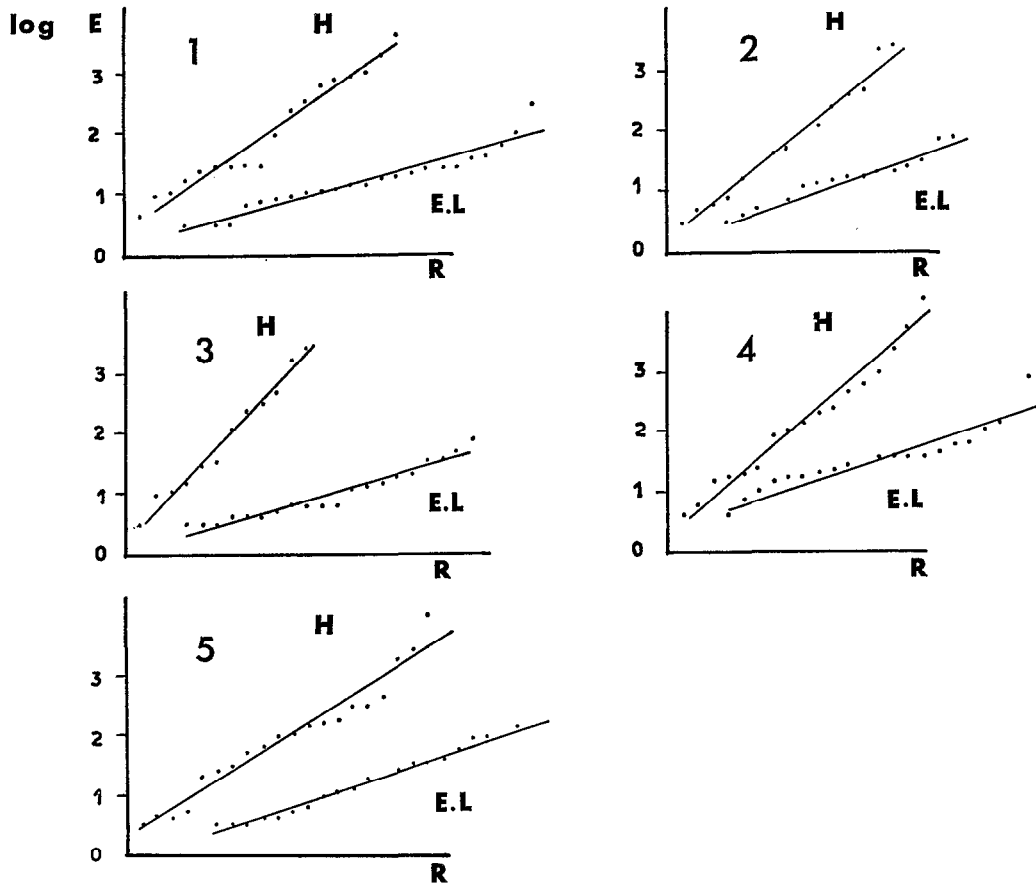


Fig. 4. — Bipartition des distributions des effectifs observés à Matafo. H : herbier ; E.L. : eaux libres. Les numéros sont les numéros des pêches. En abscisse les rangs des espèces ; en ordonnée, les logarithmes décimaux des effectifs $\log E$. Les graphiques relatifs aux peuplements d'eaux libres ont été décalés vers la droite.

Les pentes des droites de régression relatives aux peuplements des herbiers sont 2 à 3 fois plus élevées que celles relatives aux peuplements des eaux libres, traduisant une plus grande variabilité des abondances spécifiques. En même temps, les nombres d'espèces y sont un peu plus faibles ; la moyenne est de 16,4 pour les herbiers et 20,4 pour les eaux libres.

Les valeurs de ces pentes sont également des indices de diversité des peuplements ; plus ces valeurs sont fortes, et plus la diversité du peuplement est faible. A cet égard, le peuplement des herbiers a une faible diversité par rapport à celui des eaux libres. Il semble de plus y avoir, dans le cas des herbiers, un cycle de diversité, celle-ci s'élevant de novembre à février et mai, puis s'abaissant en août à un niveau comparable à celui de novembre.

2.3.2. Autres milieux.

L'existence dans les milieux aquatiques présentant de nombreux abris (herbiers immergés ou semi-immergés, arbres morts, banc d'*Aeltheria*, etc.) d'un peuplement très différent du peuplement des eaux libres voisines nous paraît très général. Ce peuplement comprend surtout des petites espèces propres à ces milieux auxquelles s'ajoutent, en fonction des époques de reproduction et donc de façon généralement rythmique, les jeunes de certaines espèces de grande ou moyenne taille.

Pour les pêches de la région de Maïlao, il n'a pas été possible de décomposer les distributions obtenues, car nous avons opéré aux basses eaux dans des zones presque sans abris où les deux peuplements sont provisoirement mélangés. Dans les mares, on pourrait tenter cette décomposition dans la mesure où des pêches préliminaires portant sur un microbiotope homogène permettraient de préciser les habitats des poissons en fonction de l'espèce et de la taille.

Nos résultats relatifs aux distributions des effectifs spécifiques semblent indiquer que des échantillonnages portant sur des milieux hétérogènes (cas de nos pêches considérées globalement) fournissent des distributions se rapprochant de modèles lognormaux ; par contre en opérant sur un milieu homogène, on obtiendrait des distributions voisines d'un modèle de Motomura.

3. MODÈLES LOGNORMAUX APPLIQUÉS AUX POIDS

Les courbes de la figure 5 représentent les logarithmes des biomasses spécifiques en fonction du rang des espèces placées dans l'ordre des biomasses croissantes. Comme pour les effectifs et pour les mêmes raisons, les espèces représentées par 1 ou 2 individus ont été laissées de côté. Ces courbes sont grossièrement sigmoïdales avec une partie incurvée initiale assez développée, une partie centrale rectiligne très longue et une troisième portion incurvée souvent réduite, parfois même presque inexistante (cas des pêches 6 et 11). Elles diffèrent des courbes relatives aux effectifs principalement par la première partie pratiquement absente dans le cas des effectifs.

On est donc amené à rechercher une représentation lognormale pour ces différentes distributions. Le tableau VI illustré par la figure 6 indique pour chaque pêche les nombres d'espèces (fréquences) dont les biomasses tombent à l'intérieur des différentes octaves, les nombres N'

TABLEAU VI
Distributions des logarithmes de base 2 des biomasses spécifiques et valeurs des ajustements à des modèles lognormaux

Pêches	Lac						Réseau fluvial									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	
Fréquences des octaves	1	1	2	1	1	3	3	1	3	1	1	1	2	1	1	
	2	1	1	1					1	2		2			1	
			1	1		1		2	4		2		1	3	1	
	2		1			3	1	1	3	1			1	3	2	
		3	2		1	1			1	1		2	2	3	1	
	6	3	1	2	1	5	2	1			1	1	5	3	2	
	5	6	1	1	4	2	4	2	3		4	2	4	1	2	
	6	3	5	3	5	5	2	2	3	1	5	4	3	1	6	
	2	2	6	3	2	1	1	3	3	3	5	6	4	5	5	
	4	2	1	3	5	4		1	2	2	4	4	4	5	1	4
	1	4	4	6	2	4			4	10	3	5	7	3	1	5
	5	2	3	2	4	4		2	2	13	6	3	3		2	4
	2	1	1	5	1	2		4	5	5	7	5	4	1	5	3
	1	2	1	3	5	1		5	5	7	7	2	7	1	5	4
	1		2	1	3	2		3	4	2	12	5	6			2
1			2	1	3		3	3		4	3	2			1	
					1		3	9		3	3	1			1	
				1	1			6		1		1				
								1		3						
								2								
N'	39	30	32	35	36	43	35	54	60	59	48	51	34	34	57	
σ	3,72	3,39	4,41	4,45	3,65	4,60	3,88	5,27	5,08	5,10	4,24	3,95	3,59	4,81	4,03	
ν	2	1	2	2	2	3	2	4	6	5	3	4	1	2	3	
χ^2	1,70	1,32	5,92	2,41	3,49	1,59	14,33	2,48	26,43	14,31	4,33	5,61	0,67	7,64	1,62	
P %	44	27	5	31	18	66	<0,25	65	<0,25	2	23	23	41	3	66	

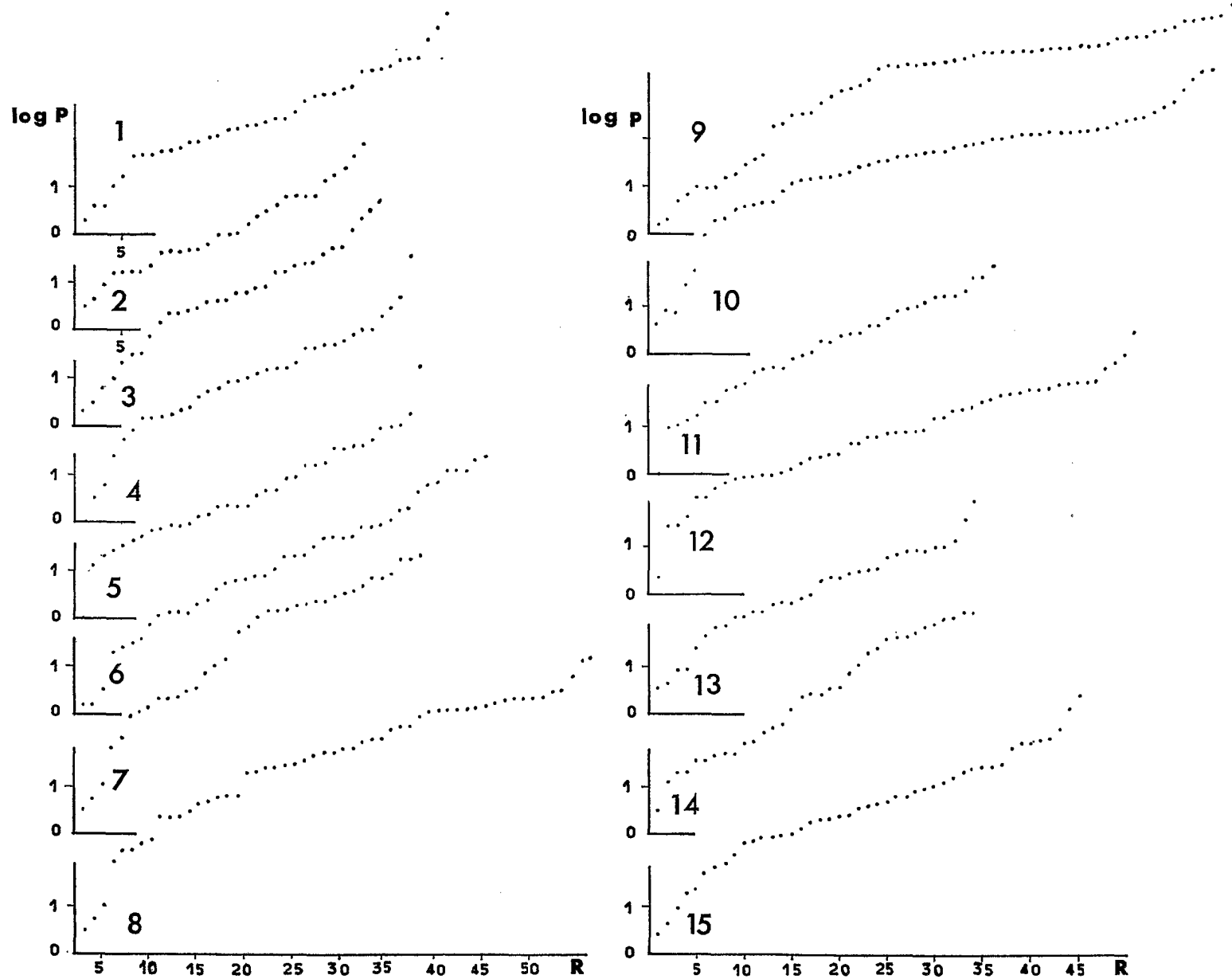


Fig. 5. — Distributions des biomasses spécifiques. En abscisse, les rangs des espèces R dans l'ordre des biomasses croissantes ; en ordonnée, les logarithmes décimaux des biomasses log P (en gramme ou en décigramme). Les numéros sont les numéros des pêches.

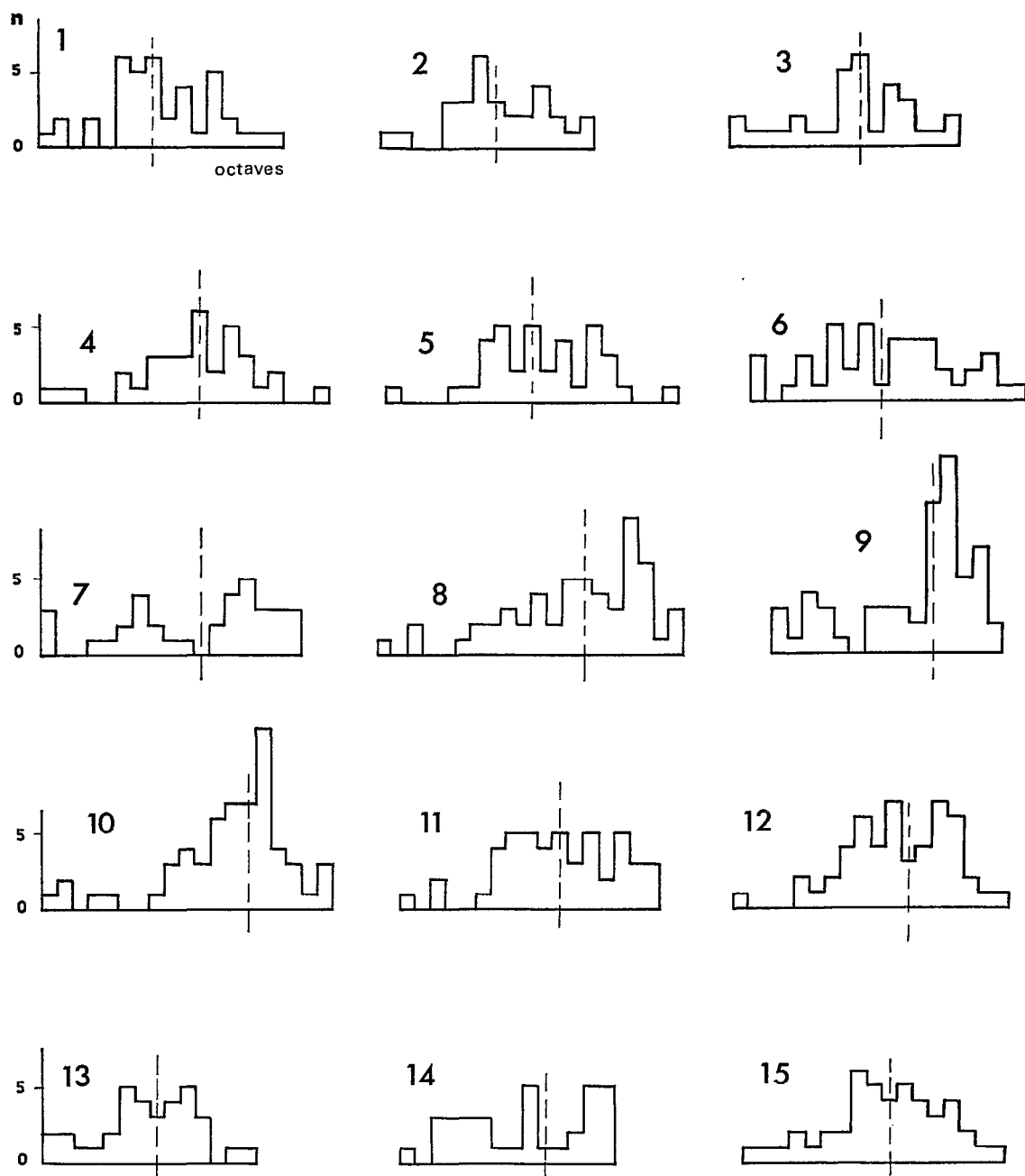


Fig. 6. — Nombres d'espèces n dont les biomasses tombent dans les différents octaves. Les numéros sont les numéros des pêches. Les axes tiretés indiquent la position des moyennes.

d'espèces utilisées pour les ajustements, les écarts-types σ des distributions complètes correspondantes, les nombres de degré de liberté ν , les valeurs de χ^2 et enfin les probabilités $P\%$ d'obtenir de telles valeurs.

Dans le cas des six relevés lacustres un modèle lognormal reste admissible puisque les probabilités varient de 5 à 66 %. Les écarts-types sont généralement plus élevés que pour les effectifs, traduisant l'étalement plus important des distributions : la moyenne des écarts-types est de

4,04 pour les poids contre 3,63 pour les effectifs. Les probabilités moyennes d'obtention des différentes valeurs du χ^2 sont comparables pour les effectifs (42 %) et les poids (32 %).

Si on considère les relevés du réseau fluvial, l'ajustement est à rejeter 4 fois sur 9 (pêches 7, 9, 10, 14). Dans ces 4 cas, la forme des distributions est très irrégulière et on ne voit pas de modèle susceptible d'en rendre compte. Les distributions pondérales sont encore nettement plus étalées que les distributions d'effectifs ; la moyenne des écarts-types est de 3,38 pour les effectifs et de 4,44 pour les poids.

Les distributions pondérales peuvent donc souvent être considérées comme approximativement lognormales. Les distributions lognormales obtenues par ajustement sont plus étalées que dans le cas des effectifs et elles sont souvent tronquées pour les octaves correspondant aux biomasses élevées. Cela correspond à la forme réelle du modèle car les espèces de forte biomasse n'ont pu échapper à l'échantillonnage.

4. MODÈLES LOGNORMAUX APPLIQUÉS A UN ENSEMBLE DE RELEVÉS

Le peuplement d'une biocénose évolue selon un cycle annuel, ce qui se traduit par des variations saisonnières dans les distributions spécifiques numériques et pondérales. Dans le cas où les états par où passe la biocénose ne sont pas trop différents les uns des autres, on peut chercher quelle est la composition moyenne du peuplement en regroupant des relevés étalés sur une année entière. Les distributions ainsi obtenues correspondent à un état virtuel qui peut être cependant plus caractéristique de la biocénose que les distributions partielles représentant les diverses structures instantanées d'un peuplement en équilibre dynamique.

C'est ce que nous avons fait dans le cas de la crique lacustre de la région de Matafo. Nous disposons pour cette crique de 5 relevés relatifs aux mois de février, mai, août et novembre. La similitude entre les quatre premiers relevés est toujours forte (LOUBENS, 1969). Les coefficients de corrélation de rang de Kendall entre ces quatre relevés et le cinquième sont du même ordre de grandeur ; ils varient de 0,472 à 0,612, le seuil de signification se situant à environ 0,180 pour un effectif de 66 et un groupe de 20 à 25 espèces absentes. Nous avons affaire à un peuplement relativement stable dont nous allons chercher à représenter la structure.

Le regroupement des 5 relevés fournit une liste de 66 espèces correspondant à un effectif de 70.000 poissons et à une biomasse de 1.206 kg. Sur ces 66 espèces, 23 ne sont présentes qu'une ou deux fois sur 5 et ont des effectifs et des biomasses très faibles. Ensemble, elles ne représentent que 0,1 % de l'effectif total et 3,7 % de la biomasse totale. Leur biomasse totale relative, nettement plus élevée que leur effectif relatif, provient du fait qu'il s'agit souvent de grands individus vivant habituellement au large et pénétrant occasionnellement dans les criques, comme par exemple un *Heterobranchus bidorsalis* de 26 kg capturé en août 68.

Les distributions des logarithmes de base 2 relatives aux effectifs et aux poids, ainsi que les valeurs des ajustements à des modèles lognormaux, sont indiqués dans le tableau 7.

La distribution concernant les effectifs (fig. 7, histogramme 1) est nettement bimodale. Mais si on enlève les 23 espèces dont nous avons parlé précédemment (partie hachurée de l'histogramme), on obtient une distribution qui peut être assimilée à une distribution lognormale tronquée, comme le montre la valeur correspondante du χ^2 . Pour les biomasses (fig. 7, histogramme 2) cette valeur est plus élevée pour un même degré de liberté mais reste acceptable.

On retrouve pour ces distributions globales ce qui avait déjà été mis en évidence pour les distributions partielles : ajustement à un modèle lognormal tronqué possible, surtout pour les effectifs ; classes manquantes dans les bas octaves pour les effectifs et dans les hauts octaves pour les poids ; écart-type plus élevé pour les poids. Enfin le modèle relatif aux effectifs est très voisin du modèle canonique dont l'écart-type est de 3,28.

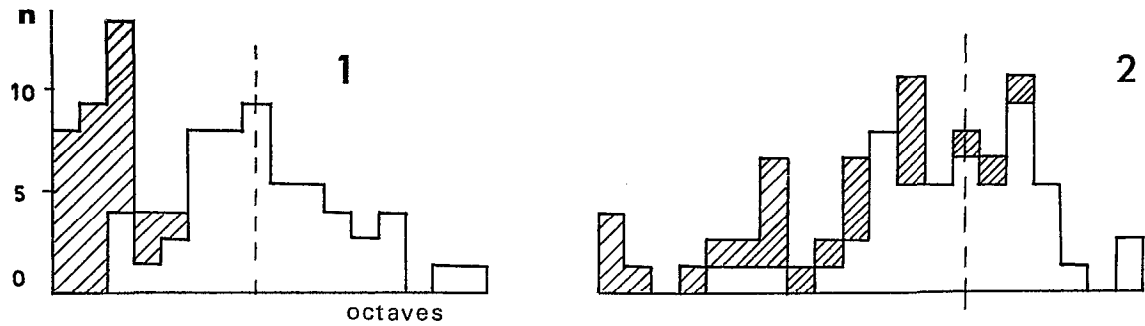


Fig. 7. — Distributions relatives à l'ensemble des cinq relevés de la crique de Matafo : nombres d'espèces n dont les effectifs tombent dans les différents octaves (histogramme 1), dont les biomasses tombent dans les différents octaves (histogramme 2). Les hachures correspondent aux espèces présentes une ou deux fois sur les cinq possibles.

TABLEAU VII

Distributions des logarithmes de base 2 relatives à l'ensemble des cinq pêches effectuées dans la crique de Matafo et valeurs des ajustements à des modèles lognormaux

	Effectifs		Poids	
	Toutes espèces	Espèces présentes au moins 3 fois	Toutes espèces	Espèces présentes au moins 3 fois
Fréquences des octaves	6		3	
	7		1	
	10	3		
	3	1	1	
	3	2	2	1
	6	6	2	1
	6	6	5	1
	7	7	1	
	4	4	2	1
	4	4	5	2
	3	3	6	6
	2	2	8	4
	3	3	4	4
			6	5
		5	4	
		8	7	
		4	4	
		1	1	
		2	2	
	66	43	66	43
σ		3,40		3,83
v		3		3
χ^2		2,11		3,88
P %		55		28

CONCLUSION

Des modèles lognormaux sont acceptables dans la représentation des distributions des effectifs spécifiques des poissons appartenant à des milieux hétérogènes voisins des rives ; pour les biomasses, l'ajustement est moins satisfaisant quoique souvent encore admissible. A l'échelle réduite d'un microbiotope homogène, une loi de Motomura rend compte correctement de ces

distributions. On voit donc maintenant comment on peut normaliser approximativement les données, ce qui rend possible l'utilisation correcte du coefficient de corrélation de Bravais-Pearson et de toutes les méthodes statistiques relatives aux distributions normales.

Manuscrit reçu le 20 avril 1970.

BIBLIOGRAPHIE

- CANCELA DA FONSECA (J. P.), 1969. — L'outil statistique en biologie du sol. — V. Indices de diversité spécifique. *Rev. Écol. Biol. Sol*, 6, 1, 1-30.
- DAGET (J.), 1966. — Abondance relative des poissons dans les plaines inondées par la Bénoué à hauteur de Garoua (Cameroun). *Bull. I.F.A.N.*, 28, sér. A, 1, 247-258.
- DAGET (J.), 1967. — Les modèles mathématiques en Écologie. Conférences au D.F.A. d'Écologie, Faculté des Sciences, Paris, 57 p. multigr.
- DAGET (J.), LÉVÈQUE (C.), 1969. — Application de la loi de Motomura aux mollusques du lac Tchad. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Hydrobiol.*, III, 2, 81-85.
- HELLER (R.), 1968. — Manuel de statistique biologique. Gauthier-Villars, Paris, 296 p.
- INAGAKI (H.), 1967. — Mise au point de la loi de Motomura et essai d'une écologie évolutive. *Vie et milieu*, sér. B, 18, 1, 153-166.
- LOUBENS (G.), 1969. — Étude de certains peuplements ichthyologiques par des pêches au poison. 1^{re} note. *Cah. O.R.S.T.O.M., sér. Hydrobiol.*, III, 2, 45-73.
- PRESTON (F. W.), 1962. — The canonical distribution of commonness and rarity. *Ecology*, 43, 185-215 et 410-432.