

(Jérusalem 12-19 Août 1968)



ETUDE DE LA SIMILITUDE ENTRE RELEVES D'UN PEUPLEMENT DE POISSONS  
D'UN MILIEU SAUMATRE TROPICAL POIKILOHALIN

J. R. DURAND

Chargé de Recherches  
de

l'Office de la Recherche Scientifique et Technique  
Outre Mer

Hydrobiologiste au Centre ORSTOM de FORT-LAMY

12 OCT. 1983

O. R. S. I. O. M. Fonds Documentaire

N° : 3319

Cote : B - ex1

ETUDE DE LA SIMILITUDE ENTRE RELEVÉS D'UN PEUPEMENT DE POISSONS  
D'UN MILIEU SAUMATRE TROPICAL POIKILOHALIN

J.R. DURAND\*

---

- Abstract -

De nombreux échantillonnages du peuplement de Poissons de la Baie de Cocody, en Côte d'Ivoire, ont été systématiquement effectués tout au long de l'année 1962. Les relevés mensuels ont été comparés en utilisant le coefficient de corrélation de Kendall. L'analyse factorielle de la matrice de similitude obtenue indique que le premier facteur bipolaire est étroitement lié à la salinité du milieu

---

**I. - Le milieu étudié.**

La lagune Ebrié, en Côte d'Ivoire, est en communication avec les eaux du Golfe de Guinée par le canal de Vridi essentiellement et reçoit d'autre part d'importants apports d'eau douce, surtout de la rivière Komoé (fig.1). La baie de Cocody est un diverticule de cette lagune ; sa superficie est de l'ordre de 130 à 140 hectares et sa profondeur n'excède pas quelques mètres. Aucun cours d'eau ne se jette dans cette baie où les variations de salinité sont importantes et en partie liées au régime des pluies (tabl. I et fig.2).

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Salinité	20,83	22,95	23,15	22,17	17,95	8,01	1,10	7,18	4,12	0,63	2,37	6,24
Précipitations	7	12	136	78	203	758	359	20	2	306	201	120

**Tableau I :** Variations de la salinité moyenne (g ClNa/litre) et des précipitations (hauteur totale en mm.) pour les 12 mois de l'année 1962 en baie de Cocody.

---

\* Chargé de recherches, Office de la Recherche Scientifique et Technique Outre-Mer, Centre de FORT-LAMY BP 65 (Tchad)

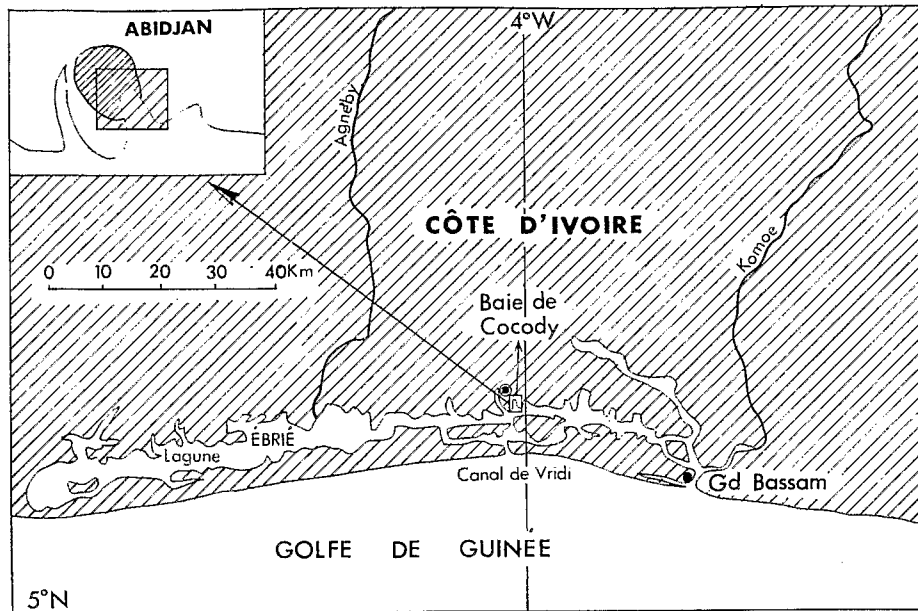


Fig.1 La lagune Ebré (Côte d'Ivoire)

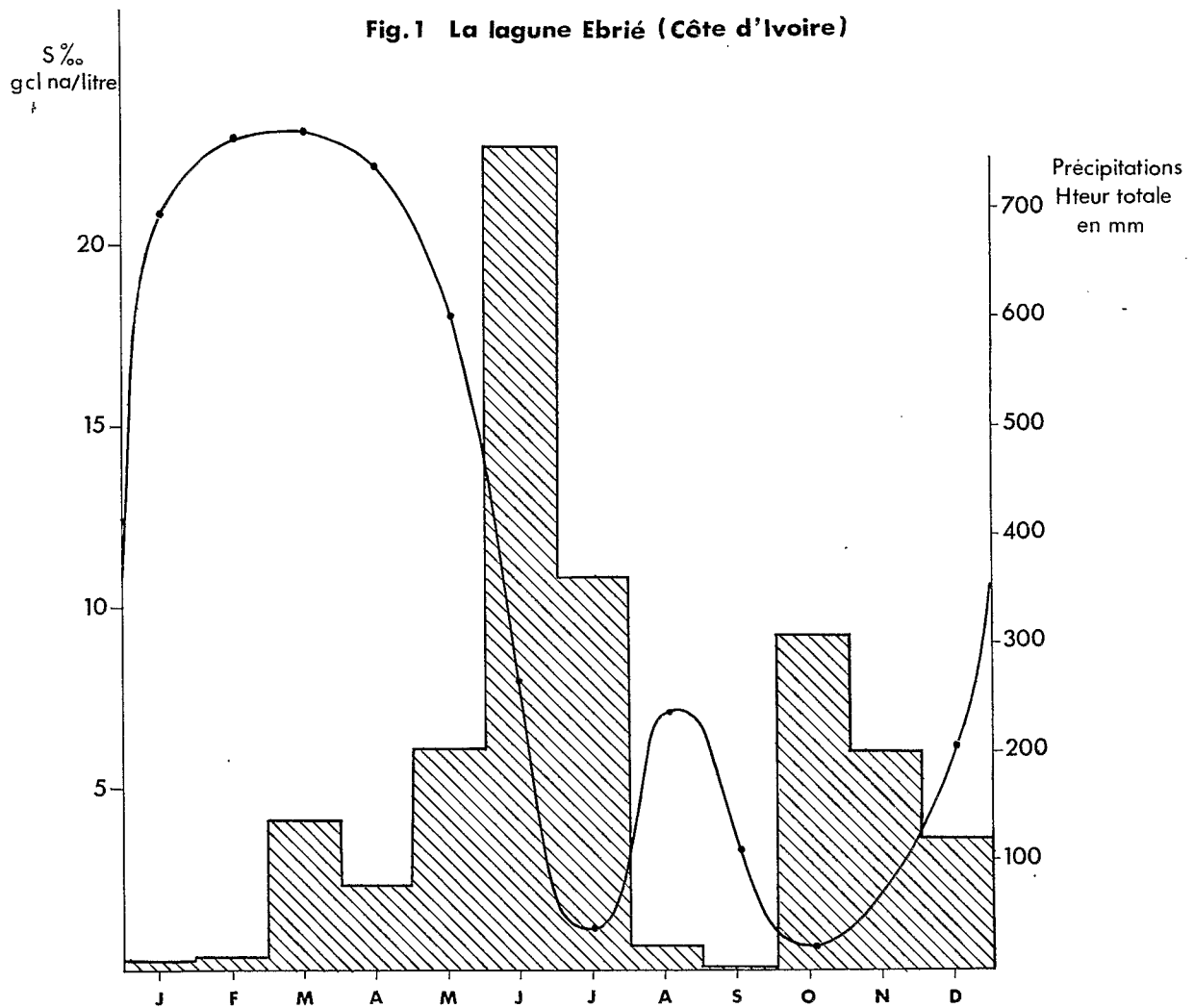


Fig.2 Variations de la salinité moyenne et des précipitations en baie de Cocody 1962

Durant les quatre premiers mois, relativement secs, les eaux de la Baie de Cocody sont restées mixopolyhalines, avec en mars un maximum absolu de salinité de 24,6 g, de ClNa par litre. Dès le début de la saison des pluies en mai, la salinité a décreu rapidement et les eaux sont devenues mixomésohalines puis mixooligohalines vers la mi-juin. La petite saison sèche en août-septembre a fait légèrement remonter la salinité et les eaux sont redevenues mixomésohalines.

Il convient de signaler que dès le mois de septembre et jusqu'à la fin de l'année, les variations de salinité sont dues à la crue du Komoé beaucoup plus qu'aux précipitations locales.

Cette crue se fait sentir dans toute la lagune Ebrié dont le niveau moyen remonte alors de 30 à 50 cm. En conséquence, les eaux de la Baie de Cocody sont restées mixooligohalines durant trois mois à partir de la mi-septembre et sont redevenues mixomésohalines dans le courant de décembre.

Les variations du pH suivent d'assez près celles de la salinité, les eaux d'origine marine étant basiques et les eaux de pluie ou d'origine continentales étant acides.

## 2 - Le peuplement de Poissons échantillonné.

Dans la Baie de Cocody, la capture de 69 espèces différentes de Poissons a été signalée (Daget et Iltis, 1965), mais toutes n'y sont pas présentes de façon constante. Le milieu est en effet ouvert et le peuplement varie non seulement quantitativement mais aussi qualitativement au cours de l'année. Certaines espèces, venant de la mer par le canal de Vridi, n'y pénètrent qu'à la faveur d'une salinité élevée alors que d'autres, venant des cours d'eau qui se jettent dans la lagune Ebrié, ne rentrent dans la Baie de Cocody qu'à l'époque où les eaux de la lagune sont mixooligohalines.

Le tableau II résume les résultats d'une série d'échantillonnages effectués systématiquement tout au long de l'année 1962. Les chiffres qui figurent dans les colonnes de ce tableau ont été obtenus en additionnant les nombres d'individus de chaque espèce capturés lors de pêches expérimentales au filet tournant, effectuées chaque mois à quelques jours d'intervalle en divers points de la baie. Au total 41.035 poissons ont été capturés, appartenant à 45 espèces. En fait le tableau II ne comporte que 42 lignes car, lors

Espèces	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
Urogymnus africanus	I	0	0	0	0	0	0	0	10	0	0	0
Dasyatis margarita	I	I	2	0	4	0	0	2	0	0	0	0
Elops lacerta	86	46	20	22	36	18	43	107	73	119	71	20
Ethmalosa fimbriata	I396	II84	I336	I965	3542	6420	2376	368	2939	I223	387	2034
Ilisha africana	I	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Sardinella eba	II	II	5	4	I	0	0	0	0	0	0	0
Pellonula afzeliusi	557	0	28	274	7	I36	113	354	641	414	172	235
Lagocephalus laevigatus	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Hepsetus odce	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	I	I
Chrysichthys spp.	346	331	160	43	103	16	20	8	210	119	35	65
Eutropius mentalis	0	0	0	0	0	I	3	0	0	0	I	0
Strongylura senegalensis	69	25	10	32	15	5	0	12	8	6	4	8
Hyporamphus sp.	0	0	0	0	0	3	0	3	47	32	0	I
Aplocheilichthys spilauchen	24	9	7	26	11	15	8	3	8	1	0	4
Sphyræna piscatorum	27	12	8	20	32	24	18	10	3	5	I	0
Liza falcipinnis	25	32	115	85	91	33	4	129	25	49	57	92
Polydactylus quadrifilis	125	31	12	0	0	0	2	2	3	9	0	0
Galeoides decadactylus	59	43	9	2	3	0	0	2	11	0	0	0
Epinephelus aeneus	5	10	9	12	12	4	0	0	0	0	0	0
Lutjanus goreensis	15	13	9	19	12	3	4	3	3	6	2	1
Pomadourus jubelini	58	15	21	29	17	28	25	6	9	31	42	4
Gerres spp.	498	652	428	516	510	461	66	197	243	433	92	84
Pseudotolithus senegalensis	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Corvina nigrita	43	0	2	0	0	0	2	0	I	6	0	0
Caranx senegalus	52	27	24	31	55	3	0	13	2	0	0	1
Caranx hippos	27	11	1	11	12	8	1	3	14	7	13	3
Vomer setapinnis	24	21	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
Scyris alexandrinus	16	5	3	4	4	0	0	0	0	0	0	1
Hypacanthus amia	6	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
Caesiomorus glaucus	31	68	8	7	4	0	0	0	0	0	0	0
Chloroscombrus chrysurus	478	411	122	25	23	5	0	0	I	0	0	0
Trachinotus falcatus	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
Monodactylus sebae	10	12	19	13	3	7	8	3	9	9	6	2
Hemichromis fasciatus	84	71	42	39	25	10	12	5	17	11	6	50
Tylochromis jentinki	0	3	2	2	7	1	2	0	0	3	5	8
Tilapia spp.	123	120	200	90	328	108	148	309	204	163	40	92
Cybiurn tritor	13	0	1	17	4	0	0	1	0	0	0	1
Trichiurus lepturus	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Bathygobius soporator	0	0	0	0	1	0	1	0	2	0	0	0
Citharichthys stampflii	14	25	19	36	24	43	14	40	45	29	13	7
Synaptura lusitanica	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
Cynoglossus senegalensis	10	11	11	5	5	9	4	15	11	10	14	2
<b>Total</b>	<b>4241</b>	<b>3203</b>	<b>2633</b>	<b>3330</b>	<b>4982</b>	<b>7362</b>	<b>2874</b>	<b>1595</b>	<b>4530</b>	<b>2685</b>	<b>962</b>	<b>2748</b>

Tableau II - Effectifs des diverses espèces figurant dans les échantillonnages effectués en baie de Cocody au cours des douze mois de l'année 1962.

des tris, Chrysichthys nigrodigitatus et C. walkeri, Gerres melanopterus et G. nigri, Tilapia heudelotii macrocephala et T. guineensis n'ont pu être distinguées avec certitude et, comme ces espèces sont deux à deux écologiquement très voisines et presque toujours mélangées, on a jugé préférable de les laisser groupées.

En réalité les échantillonnages n'ont pas porté sur la totalité des Poissons existant en baie de Cocody, mais seulement sur la fraction du peuplement habitant les eaux libres et susceptibles d'être capturée par un filet tournant. Les espèces strictement benthiques ou fouisseuses, celles inféodées à la mangrove ou aux herbiers, celles de taille très petite, etc... n'avaient aucune chance de figurer dans les relevés. Cependant c'est dans la fraction échantillonnée que l'on doit s'attendre à rencontrer la majorité sinon la totalité des formes non sédentaires qui rentrent dans la baie de Cocody ou en sortent au gré des saisons et des variations de salinité, facteur dont nous nous proposons d'étudier plus spécialement l'influence.

### 3 - Choix d'un coefficient de corrélation.

L'étude du degré de similitude entre les différents relevés mensuels permet de grouper ceux-ci uniquement d'après la composition et la structure du peuplement telles qu'elles sont traduites par les échantillons observés. Nous avons fait l'essai de trois coefficients de corrélation différents.

#### 3.1 - Coefficient de Bravais-Pearson.

Il a l'avantage de faire intervenir directement les effectifs des espèces observés dans les divers échantillons et par conséquent d'utiliser la totalité de l'information recueillie. C'est d'ailleurs la meilleure estimation de la corrélation dont on puisse disposer, au moins lorsque les variables sont distribuées normalement, condition indispensable pour que sa signification puisse être testée.

Des réserves doivent donc être faites sur la légitimité de l'emploi de ce coefficient ici car les distributions d'effectifs sont fortement dissymétriques : les calculs intermensuels effectués ont en effet montré que les groupements apparus sont en relation avec la diversité du peuplement et surtout avec l'abondance relative d'Ethmalosa fimbriata, très abondante, qui masque le reste du peuplement.

### 3.2 - Coefficient de corrélation de point.

Il utilise seulement le critère présence-absence et non les effectifs. Il permet d'étudier la composition du peuplement mais non sa structure et néglige une partie importante de l'information qui était contenue dans les échantillons. Il présente par contre l'avantage ici de ne pas accorder un rôle plus important à Ethmalosa fimbriata qu'à une autre espèce. Les calculs conduisent à un groupement des mois étroitement lié à la salinité du milieu.

### 3.3 - Corrélation de rang de Kendall.

Ce coefficient ne fait pas intervenir directement les effectifs des espèces comme le coefficient de Bravais-Pearson mais seulement leur rang de classement. La totalité de l'information n'est donc pas utilisée, mais la perte est moins grande qu'avec le coefficient de corrélation de point car le coefficient de Kendall tient compte de la structure du peuplement.

Pour comparer deux mois  $i$  et  $j$ , on remplace les effectifs des espèces par leur rang de classement en ordre décroissant de 1 à  $N$ ,  $N$  étant ici égal à 42. Lorsque dans un même mois plusieurs effectifs sont égaux (ex aequo), on les remplace par la moyenne de leurs rangs. On obtient ainsi des couples de valeurs que l'on classe par ordre croissant pour le mois  $i$ . A la suite de ce classement, l'ordre des valeurs est quelconque pour le mois  $j$ , à moins que toutes les espèces ne se soient trouvées classées exactement dans le même ordre pour les deux mois considérés. On attribue alors à chaque rang de  $j$  autant de points positifs qu'il y a de valeurs inférieures venant après lui. Les valeurs égales à celle du rang considéré ne sont pas prises en considération pour le compte des points. De plus, lorsque le rang de  $j$  correspond à une valeur de  $i$  appartenant à un lot de valeurs identiques (ex aequo), le pointage ignore toutes les autres valeurs de  $j$  correspondant à ce lot.

La somme algébrique des points ainsi obtenus étant  $S_{ij}$ ,  $t_i$  et  $t_j$  étant les nombres d'espèces de chacun des lots d'ex-aequo,  $e_i$  et  $e_j$  nombre respectif de groupe d'ex-aequos de chaque relevé, la formule utilisée est la suivante :

$$t_{rij} = \frac{2 S_{ij}}{\sqrt{N(N-1) - \sum_1^{e_i} t_i (t_i-1)} \sqrt{N(N-1) - \sum_1^{e_j} t_j (t_j-1)}}$$

.../...

S'il n'y a pas d'ex-aequo  $t_{rij} = \frac{SS_{ij}}{N(N-1)}$ . Le coefficient de Kendall prend la valeur +1 si les deux relevés sont identiques en ce qui concerne le classement des espèces, -1 si les relevés sont inverses et une valeur comprise entre -1 et +1 dans tous les autres cas.

Des tables ont été publiées donnant les valeurs que t doit dépasser en valeur absolue pour être significatif. Avec un risque de 5% et N = 42 on trouve t = 0,21. Dans le cas étudié ici, tous les coefficients sont largement significatifs multipliés par 100 ils figurent dans le tableau III.

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D
J	100	69,7	60,2	61,8	51,3	42,3	42,5	54,4	54,5	48,4	38,2	38,6
F		100	73,1	61,4	64,2	45,5	38,9	48,1	51,3	44,7	40,7	41,9
M			100	77,1	73,0	62,2	56,4	66,9	60,2	63,1	55,8	50,7
A				100	81,2	71,5	69,2	68,3	58,4	57,3	59,4	67,5
M					100	66,0	52,0	63,8	53,5	52,3	55,3	73,4
J						100	77,6	73,1	69,6	72,6	74,7	68,8
J							100	60,3	67,4	76,6	74,5	59,6
A								100	75,2	74,5	67,8	68,9
S									100	81,9	64,9	61,7
O										100	77,5	73,7
N											100	73,1
D												100

Tableau III - Matrice des coefficients de corrélation de rang de Kendall intermensuels (x 100),

L'interprétation graphique de cette matrice a été tentée en représentant les 12 mois par 12 points équidistants sur une circonférence et on a joint les points pour lesquels  $t_r \geq 73,0$ . Sur le diagramme (fig. 3) on voit apparaître deux groupes de mois. Le premier comprend les quatre mois consécutifs de février, mars, avril et mai qui correspondent à la période de forte salinité. Le second comprend les sept mois consécutifs de juin à décembre qui correspondent à la période de faible salinité. Le mois de janvier reste isolé. Les valeurs les plus faibles entre mois consécutifs s'observent entre décembre-janvier ( $t_r = 0,386$ ) et entre juillet-août ( $t_r = 0,603$ ) c'est-à-dire aux deux périodes de l'année où la salinité remonte rapidement.



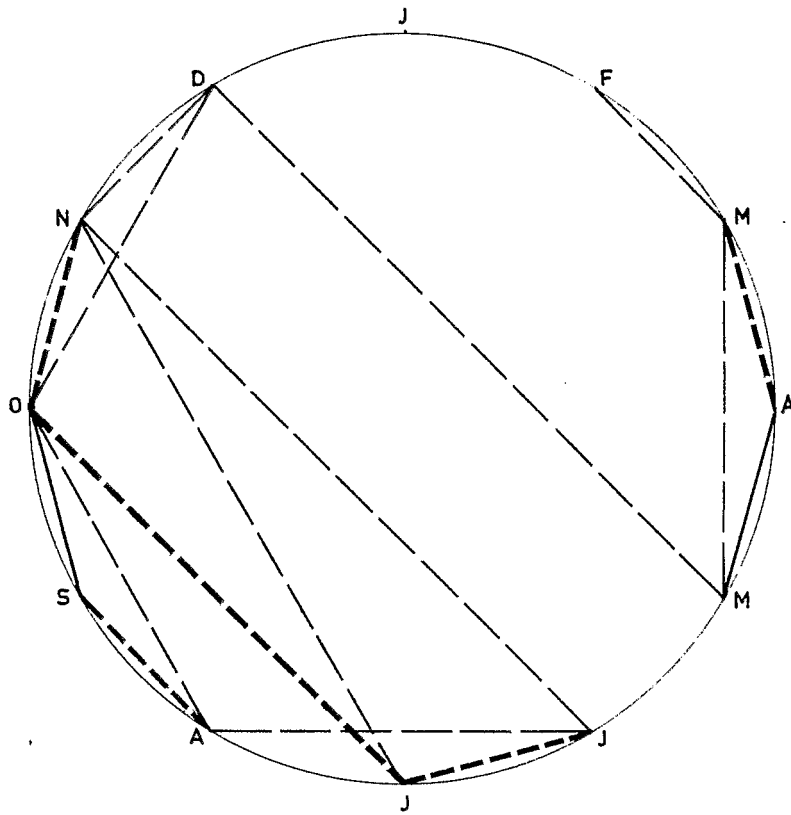


Fig. 3. Interprétation graphique de la matrice de Kendall ( $t_r$ )

———  $80 \leq t_r$   
 - - -  $75 \leq t_r \leq 80$   
 - · -  $73 \leq t_r \leq 75$

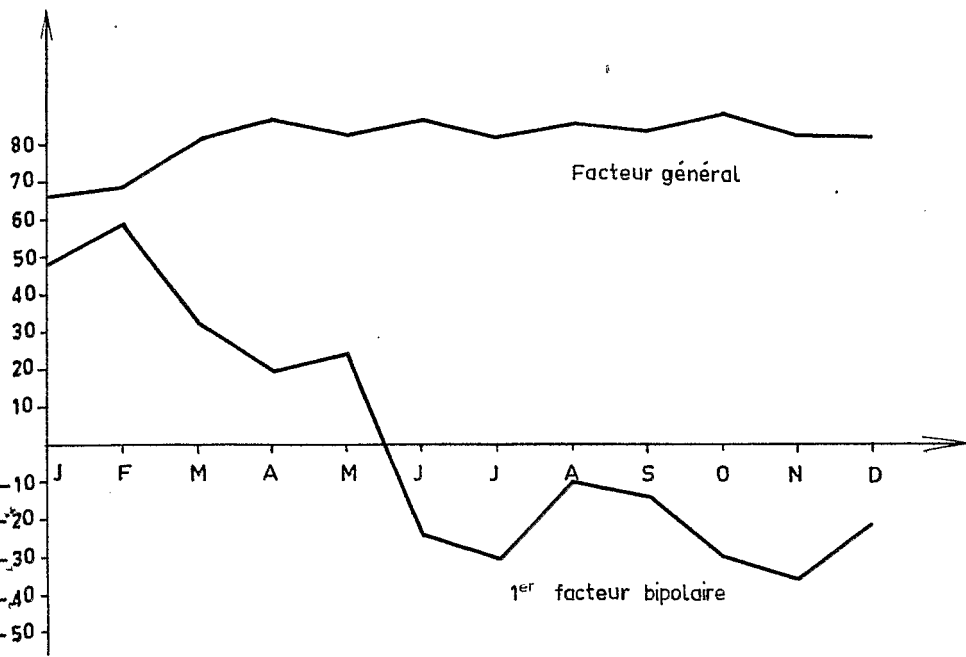


Fig. 4. Variations annuelles des 2 premiers facteurs extraits

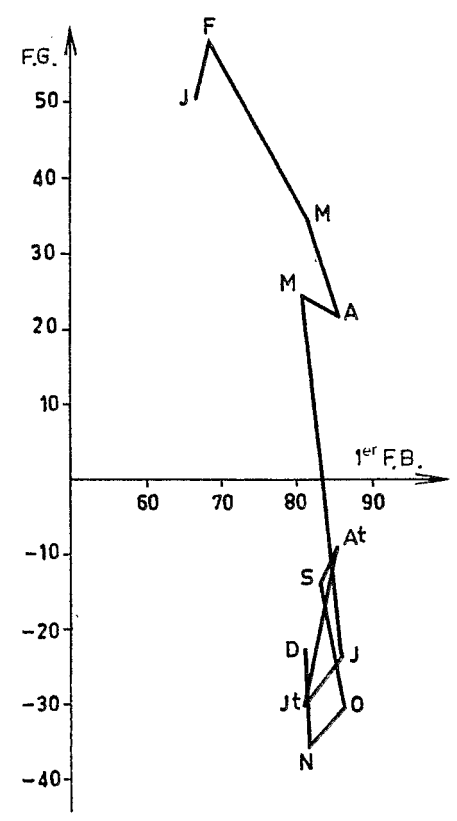


Fig. 5. Groupement des mois en fonction des 2 premiers facteurs extraits

4 - Analyse multifactorielle de la matrice.

La matrice de similitude du tableau III, qui est une matrice d'intercorrélation, a été soumise à une analyse multifactorielle selon la méthode de Hotelling. Celle-ci aboutit à représenter chaque variable mois par une fonction linéaire de douze facteurs communs, normalisés et indépendants de telle sorte que les coefficients de corrélation entre les variables mois prises deux à deux soient exactement identiques aux valeurs figurant dans la matrice.

Les résultats sont indiqués dans le tableau IV où ne figurent que les saturations des deux premiers facteurs communs sur les douze obtenus. A la dernière ligne se trouvent les pourcentages de la variance totale extraits par chacun des facteurs. Ces pourcentages vont naturellement en diminuant et les six premiers facteurs considérés correspondent à 91,758% de la variance totale. Les saturations sont les coefficients de corrélation entre les variables mois et les facteurs communs. La somme de leurs carrés est égale à 1 par ligne et égale à la valeur propre par colonne. La somme est dans les deux cas égale à 12.

Mois	Saturations		Somme des carrés
	F.B.	1er F.B.	
J	0,66950	0,49812	1
F	0,68819	0,58480	1
M	0,82192	0,33513	1
A	0,86033	0,20566	1
M	0,81116	0,24553	1
J	0,85786	-0,23470	1
J	0,80609	-0,30395	1
A	0,85257	-0,09107	1
S	0,82722	-0,14853	1
O	0,85489	-0,30773	1
N	0,81374	-0,35832	1
D	0,80894	-0,22990	1
Valeurs propres	7,83981	1,25877	12
% de la variance totale	65,332	10,490	

Tableau IV - Résultats de l'analyse factorielle de la matrice.

Pour le premier facteur principal, dit facteur général qui correspond à 65,33% de la variance totale, toutes les saturations sont positives et possèdent une valeur assez élevée. Le facteur général est un facteur de similitude et les saturations obtenues indiquent que les douze peuplements représentés par les variables mois se ressemblent entre eux, ce qui était évident puisqu'il s'agit en fait du même peuplement évoluant au cours de l'année. On peut également dire que tous les peuplements ressemblent à un même peuplement caractéristique du milieu étudié (baie de Cocody). Le peuplement observé qui se rapproche le plus de ce peuplement type est celui du mois d'avril (coefficient de corrélation 0,86). Les peuplements qui s'en écartent le plus sont ceux de janvier et février (coefficients de corrélation 0,67 et 0,69) (fig. 4).

Si on classe les saturations par ordre croissant et qu'on compare leur classement à celui des salinités moyennes mensuelles correspondantes, on constate que le facteur général est pratiquement indépendant de la salinité : le coefficient de corrélation de rang de Spearman est en effet égal à + 0,105.

Pour le second facteur commun, dit bipolaire parce que les saturations sont les unes positives et les autres négatives, nous avons de la même façon trouvé, pour le coefficient de corrélation de Spearman avec la salinité, une valeur de + 0,881. Ceci indique que le premier facteur bipolaire est étroitement lié à la salinité du milieu. Comme nous nous intéressions seulement à l'influence de ce facteur sur la structure du peuplement, nous n'avons pas cherché à interpréter les autres facteurs bipolaires qui jouent un rôle moins important.

Par contre, il nous a semblé intéressant de représenter les douze mois dans un espace factoriel à deux dimensions correspondant aux deux premiers facteurs principaux qui rendent compte de 75,22% de la variance totale. Les points figuratifs s'obtiennent en portant en abscisse et en ordonnée les saturations qui figurent dans chaque ligne des deux premières colonnes du tableau IV. Les sept mois consécutifs de juin à décembre se trouvent groupés dans le quatrième quadrant et les cinq autres mois dans le premier quadrant, avec janvier-février légèrement séparés de mars-avril-mai. (fig. 5).

## 5 - Conclusions.

- La comparaison des peuplements entre les 12 mois puis deux à deux a montré la supériorité des statistiques de rang.

- L'analyse factorielle de la matrice obtenue à partir du coefficient de rang de Kendall montre que le principal facteur responsable des variations observées dans le peuplement échantillonné est étroitement lié à la salinité du milieu et que le paramètre choisi est une représentation acceptable de ce facteur.

---

Une partie des calculs a été effectuée au Centre Blaise Pascal du C.N.R.S., sur ordinateur CDC 3600. Pour l'analyse multifactorielle, nous avons utilisé le programme BMD 0 3 M. Nous tenons à remercier R. Van den Driessche qui nous a donné de judicieuses indications pour le choix des méthodes et la façon de les utiliser.

---

### Références

- DAGET (J.) - DURAND (J.R.) - 1968-(Sous presse) - Etude du peuplement de poissons d'un milieu saumâtre tropical polkilohalin : la baie de Cocody. (Côte d'Ivoire). Cah. O.R.S.T.O.M. sér. Hydrobiol. Vol. II, n° 2.
- DAGET (J.) - ILLIS (A.) - 1965 - Poissons de Côte d'Ivoire (eaux douces et eaux saumâtres). Mém. IFAN, 74, 385 p. 212 fig.
- DAGNELIE (P.) - 1960 - Contribution à l'étude des communautés végétales par l'analyse factorielle. Bull. Serv. Cart. Phytogéog. C.N.R.S. - t.V., sér. B., fasc. I, pp. 7-71 ; fasc. II, pp. 93-195.
- HOTELLING (H.) - 1933 - Analysis of a Complex of Statistical Variables into Principal Components. J. Educ. Psychol. 24, pp. 417-441 et 498-520.
- KENDALL (M.G.) - 1962 - Rank correlation methods (Méthodes de corrélation de rang) - 3<sup>d</sup> ed. Griffin. London 199 p.
- REUCHLIN (M.) - 1964 - Méthodes d'analyse factorielle à l'usage des psychologues P.U.F. Paris 418 p.
-