

# Comparaison nomocénologique de deux méthodes de piégeage des moustiques

Gaston PICHON \*  
Philippe GAYRAL \*\*

## RÉSUMÉ

Dans un même environnement, deux méthodes de capture de moustiques, l'une sur appât humain, l'autre au piège lumineux, montrent d'évidentes différences dans la diversité et l'abondance des espèces : le piège lumineux récolte de nombreuses espèces mais relativement peu de spécimens, alors que les récoltes sur appât humain procurent de nombreux spécimens n'appartenant qu'à peu d'espèces.

Les échantillons de moustiques anthropophiles s'ajustent mieux à une distribution lognormale tronquée qu'à la série logarithmique de Fisher. Les courbes théoriques de Gauss ajustées aux échantillons anthropophiles et phototropes diffèrent d'une façon significative en variance mais montrent la même richesse (c'est-à-dire le même nombre total d'espèces), suggérant que les deux échantillons proviennent en fait de la même communauté d'espèces.

La richesse estimée de cette nomocénose est en concordance avec l'inventaire faunistique établi par les entomologistes médicaux qui se sont succédés dans cette région depuis trente ans.

**MOTS-CLÉS :** Culicidae - Captures - Analyses mathématiques - Haute-Volta.

## ABSTRACT

### NOMOCENOSE COMPARISON BETWEEN TWO KINDS OF MOSQUITO CATCHES

In the same environment, two kinds of mosquito catches, namely on man-bait and in CDC miniature light trap, show striking differences in diversity and in species abundance distribution : light trap collects many species but few individuals, whereas man bait attracts many individuals, but shows a poor diversity.

The anthropophilic samples are better fitted by truncated lognormal distributions than by the Fisher logseries. The complete theoretical Gaussian curves fitted to the anthropophilic and phototropic samples significantly differ in variance, but apparently show the same richness (i.e. the same total number of species), suggesting that both samples come in fact from the same species community.

The estimated richness of this nomocenose is in good agreement with the faunistic inventory made by generations of medical entomologists in this area.

**KEY WORDS :** Culicidae - Catching - Mathematical analysis - Upper Volta.

Depuis plus de trente ans, les écologistes utilisent divers modèles afin de relier le nombre des espèces et leurs abondances respectives au sein d'une biocénose. Ces travaux concernent généralement une taxicénose, c'est-à-dire la fraction de la communauté qui appartient au même groupe taxinomique. Daget *et al.* (1972) proposent de désigner par nomocénose des associations d'espèces

dont le profil spécifique se rapproche suffisamment d'une loi caractéristique.

La plupart des nomocénoses sont de type lognormal. Preston (1948, 1962) a montré sur de nombreux exemples que les logarithmes des abondances spécifiques paraissent suivre une loi de Gauss tronquée. Cette propriété

\* Entomologiste médical ORSTOM, Unité d'Entomologie médicale de l'Institut de Recherches Médicales « Louis Malardé » (IRMLM) BP. 30, Papeete, Tahiti (Polynésie Française).

\*\* Service de Parasitologie, Faculté de Pharmacie, Chatenay-Malabry, Hauts de Seine.

permet d'estimer le nombre d'espèces rares qui étaient absentes de l'échantillon examiné.

A une exception près (Nagasawa, 1973), cette méthodologie n'a pas été employée pour les moustiques (Service 1975). Il nous a paru intéressant de l'appliquer aux données quantitatives recueillies par Gayral, Pichon et Hamon (1975 a et 1975 b) sur la faune culicidienne d'une relique forestière dans le Sud-Ouest de la Haute-Volta :

– des captures sur homme irrégulières entre 1963 et 1968 (captures « extensives »).

– durant une année à partir de 1968, toutes les deux semaines, des récoltes sur appât humain pendant 72 heures consécutives (captures « intensives »).

– en même temps que ces captures intensives, mise en place de quatre pièges lumineux (CDC miniature light trap).

Il y a entre ces deux dernières méthodes de capture une corrélation positive faible, mais significative ( $r = 0,39$ ; 63 d.d.l.;  $P < 0,01$ ).

## 1. MÉTHODOLOGIE

L'ajustement à une loi lognormale (LN) tronquée est décrit par plusieurs auteurs, en particulier Piélou (1975). Il faut recourir à des tables spéciales, préparées par Cohen (1959). Nous avons également testé la validité de la série logarithmique de Fisher (SLF), préférée par Williams (1953). Une difficulté importante à laquelle se heurte ce type d'études est l'évaluation de la concordance des distributions observées au modèle proposé. En effet, on n'est pas maître de la taille des échantillons étudiés, car ceux-ci sont composés d'espèces. Celles-ci étant en nombre limité pour une biocénose donnée, tout test statistique manquera inévitablement de puissance. On a cherché à y remédier (en partie tout au moins) en appliquant aux mêmes relevés trois tests différents :

- le classique test du  $\chi^2$
- le test  $G$ , préférable au précédent sur un plan théorique et qui s'est avéré souvent plus efficace (Sokal & Rohlf, 1969)
- le test de Kolmogorov-Smirnov, qui s'applique théoriquement aux variates continues, mais qui est également applicable aux distributions discontinues, au prix d'une certaine perte de puissance (Sokal et Rohlf, *loc. cit.*).

## 2. RÉSULTATS

Les principaux résultats sont rassemblés dans le tableau I. Pour une éventuelle comparaison aux hypothèses « canoniques » de Preston, les logarithmes  $y$  sont exprimés en base 2 (octaves). Les calculs intermédiaires, présentés en annexe, ont été effectués en logarithmes décimaux.

TABLEAU I  
Principaux résultats  
concernant les différents échantillons étudiés.

Méthode de capture	Pièges lumineux CDC	Appât humain (intensif)	Appât humain (extensif)	Appât humain (global)
Période	1968-69	1968-69	1963-68	1963-69
Individus capturés	660	13.185	9.454	22.639
Espèces capturées	57	42	42	52
Indices de diversité :				
– $H'$	4,786	2,195	2,061	2,192
– $\lambda$	0,052	0,401	0,396	0,394
– écart-type	1,944	3,414	3,311	3,584
Modèle lognormal :				
– écart-type	2,378	6,447	5,669	5,898
– int. confiance 95 %	1,66-3,10	3,12-9,77	2,04-9,30	2,72-9,08
e.c. « cano-nique »	3,500	3,513	3,673	3,726
richesse $s^*$	65,4	67,1	91,6	101,8

### 2.1. Diversité

Bien qu'il ne fonctionne que pendant la moitié du nyctémère, et que son rendement en individus soit vingt fois plus faible que celui de la capture concomitante sur homme, le piège lumineux permet de capturer davantage d'espèces. La diversité supérieure du piège lumineux est donc évidente.

La comparaison intuitive entre captures intensives et extensives n'est pas aussi simple. Il faut recourir à un indice de diversité. Le plus employé est celui de Shannon-Wiener :  $H' = -\sum p_i \log_2 p_i$  évalué en bits (binary digits), où  $p_i$  est la fréquence relative de la  $i^{\text{ème}}$  espèce.

Nous avons aussi calculé l'indice de Simpson (1949) :  $\lambda = \sum p_i^2$

Cet indice calcule en fait la dominance, car c'est la probabilité que deux individus tirés indépendamment et au hasard de l'univers étudié appartiennent à la même espèce. La nette prédominance d'*Anopheles nili* explique la valeur élevée de cet indice pour les captures sur homme.

Enfin, l'écart-type permet aussi de mesurer la diversité : il serait nul si toutes les espèces étaient aussi abondantes, c'est-à-dire si la diversité était maximale.

TABLEAU II  
Distribution des espèces observées (Obs.) aux différentes abondances et nombres attendus  
d'après les modèles log-normal (LN) et logarithmique (LF)  
[les accolades indiquent les regroupements effectués pour le calcul de  $X^2$  et de  $G$ ]

Abondances	Piège lumineux 1968-69			Appât humain 1968-69			Appât humain 1963-68			Appât humain 1963-69		
	Obs.	LN	LF	Obs.	LN	LF	Obs.	LN	LF	Obs.	LN	LF
0	—	(8,428)	—	—	(25,059)	—	—	(49,822)	—	—	(49,820)	—
1	16	12,565	14,633	6	6,432	5,379	13	9,889	5,656	13	10,820	6,357
2	7	7,682	7,154	6	3,056	2,689	3	4,294	2,826	3	4,843	3,178
3	3	5,313	4,664	6	2,008	1,792	2	2,680	1,883	3	3,075	2,118
4 - 7	8	11,513	10,103	3	4,469	4,079	4	5,558	4,285	10	6,530	4,823
8 - 15	9	8,766	8,488	3	4,061	3,886	4	4,559	4,078	2	5,545	4,598
16 - 31	9	5,701	6,431	4	3,695	3,781	3	3,728	3,959	5	4,699	4,480
32 - 63	5	+ 5,460	+ 5,527	3	3,321	3,703	4	2,995	3,860	3	3,920	4,401
64 - 127	—			2	2,932	3,614	4	2,349	3,734	1	3,200	4,320
128 - 255	—			4	2,535	3,470	2	1,792	3,524	4	2,546	4,197
256 - 511	—			0	2,143	3,215	0	1,328	3,153	3	1,972	3,980
512 - 1023	—			2	1,770	2,767	1	0,955	2,534	0	1,486	3,588
> 1024	—			3	5,578	3,625	2	1,873	2,508	5	3,364	5,962
<i>Total</i> .....	57	57,000	57,000	42	42,000	42,000	42	42,000	42,000	52	52,000	52,000
$\nu$		4	5		4	5		4	6		6	8
$X^2$		5,033	2,270		3,424	5,914		3,210	13,931		8,007	19,598
$P\{\chi^2 = X^2   \nu\}$		0,28	0,81		0,49	0,31		0,52	0,03*		0,24	0,01**
$G$		4,991	2,273		3,554	5,743		3,166	12,764		8,638	18,518
$P\{\chi^2 = G   \nu\}$		0,29	0,81		0,47	0,33		0,53	0,05*		0,19	0,02*
$K-S : (D_c) - D_0$	(10,3)	3,44	2,55	(8,8)	6,50	8,14 *	(8,8)	3,11	7,64	(9,8)	3,73	12,52**

\* différence significative  
\*\* différence hautement significative

L'intérêt de ces trois mesures est d'être relativement indépendantes de la taille de l'échantillon. On voit que la diversité est du même ordre pour les captures intensives, extensives, et pour l'ensemble de ces récoltes.

## 2.2. Ajustement aux modèles LN et SLF

Le tableau II confronte les distributions observées aux distributions attendues d'après ces deux modèles.

Tous deux montrent une concordance satisfaisante pour rendre compte de la distribution des espèces capturées au piège lumineux, mais la SLF doit être rejetée en ce qui concerne les moustiques anthropophiles.

L'ajustement à une loi lognormale est satisfaisant pour toutes les distributions observées. L'écart-type des courbes complètes ajustées est d'environ 6 octaves (1,8 ordres de grandeur) pour les captures sur homme, contre 2,4 octaves (0,7 o.g.) pour les relevés au piège lumineux. Comme on peut le constater sur la figure 1, les deux types d'univers diffèrent donc fortement par leur structure : en supposant que la courbe réelle laisse une demi-espèce de part et d'autre de la courbe de Gauss, il y aurait entre l'espèce la plus rare et l'espèce la plus abondante un intervalle de 11,5 octaves pour le piège lumineux, contre 31,5 octaves pour la capture sur homme, ce qui représente des facteurs multiplicatifs respectifs de trois mille et de trois milliards. Il est donc pratiquement impossible de capturer les espèces les plus rares de l'« Univers anthropophile », tandis qu'un effort de capture 40 fois supérieur devrait théoriquement permettre de recenser la totalité des espèces phototropes.

Mais si ces deux univers sont hautement dissemblables par leur structure, leur richesse est pratiquement

identique, puisqu'on trouve respectivement 65,4 et 67,1 espèces. Il est tentant de se demander si les deux méthodes de capture n'échantillonnent pas en fait une seule et même association. Dans ce cas, celle de 1968-69 serait pratiquement connue, puisqu'on dénombre 34 espèces communes aux deux méthodes, 23 espèces par le piège lumineux seul et 8 espèces par la capture sur homme, soit 65 espèces au total.

Alors que la diversité et la richesse spécifique sont identiques dans les échantillons « intensifs » et « extensifs », on voit que la richesse de l'univers d'où ils sont tirés augmente avec l'intervalle considéré : 67,1 pour 1968-69 et 91,6 pour 1963-68. Ceci suggère que, même si la structure globale d'une nomocénose est à peu près constante d'une année à l'autre, sa composition spécifique est susceptible de varier. La richesse estimée pour l'ensemble (de 1963 à 1969), de 101,8 espèces, est parfaitement compatible avec le nombre de 119 espèces connues dans la région de Bobo-Dioulasso (Hamon, 1963).

## CONCLUSIONS

Dans un même environnement, les abondances spécifiques de *Culicidae* diffèrent considérablement suivant la méthode de capture : les relevés au piège lumineux montrent une beaucoup plus grande diversité que les prises obtenues simultanément sur appât humain. Ces deux catégories d'échantillons paraissent tirées de nomocénoses log-normales, dont la structure diffère (ce qui explique les différences de diversité observées). Cependant, on constate que leur richesse est identique, ce qui suggère que les deux méthodes s'appliquent en fait à une seule et même

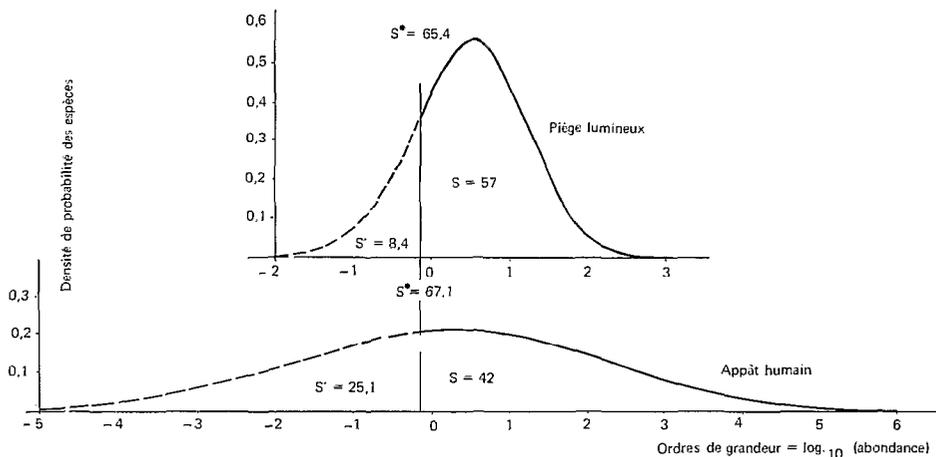


Fig. 1. — Courbes théoriques des distributions d'abondances spécifiques, exprimées en logarithmes, correspondant aux deux techniques de piégeage réalisées en 1968-69 ( $S$  = nombre d'espèces observé;  $S'$  = nombre estimé d'espèces rares, absentes de l'échantillon;  $S^*$  = richesse totale estimée).

COMPARAISON NOMOCÉNOLOGIQUE DE DEUX MÉTHODES DE PIÈGEAGE DES MOUSTIQUES

association d'espèces. L'estimation du nombre total d'espèces composant cette nomocénose concorde avec l'inventaire faunistique réalisé par des générations d'entomologistes médicaux dans cette région.

Manuscrit reçu au Service des Publications de l'ORSTOM le 26 décembre 1979.

BIBLIOGRAPHIE

COHEN (A. C.), 1961. — Tables for maximum likelihood estimates: singly truncated and singly censored samples. *Technometrics*, 3, 4 : 535-541.

DAGET (J.), LECORDIER (C.) et LÉVÊQUE (C.), 1972. — Notion de nomocénose : ses applications en écologie. *Bull. Soc. Écol.*, 3, 4 : 448-62.

FISHER (R. A.), CORBET (A. S.) & WILLIAMS (C. B.), 1943. — The relation between the number of species and the number of individuals in a random sample of an animal population. *J. An. Écol.*, 12 : 42-58.

GAYRAL (Ph.), PICHON (G.) et HAMON (J.), 1975 a. — Études écologiques sur la faune culicidienne d'une relique forestière en zone de savane africaine : 1<sup>re</sup> partie. *Ann. Soc. ent. Fr.*, 11, 1 : 143-71.

GAYRAL (Ph.), PICHON (G.) et HAMON (J.), 1975 b. — Études écologiques sur la faune culicidienne d'une relique forestière en zone de savane africaine : 2<sup>e</sup> partie. *Ibid.*, 11, 3 : 551-586.

HAMON (J.), 1963. — Les moustiques anthropophiles de la région de Bobo-Dioulasso (République de Haute-Volta). *Ann. Soc. ent. Fr.*, 132 : 85-144.

NAGASAWA (S.), 1973. — Fitting the logarithmic and truncated lognormal distributions to a mosquito trap record. *Multigr.*, OMS, WHO/FIL/73.459, 6 p.

PIELOU (E. C.), 1975. — Ecological diversity - John Wiley & Sons, N. Y., 165 p.

PRESTON (F. W.), 1948. — The commonness, and rarity, of species. *Ecology*, 29 : 254-283.

PRESTON (F. W.), 1962. — The canonical distribution of commonness and rarity. *Ecology*, 43 (2) : 185-215.

SERVICE (M. W.), 1976. — Mosquito Ecology. John Wiley & Sons, N. Y., 583 p.

SHANNON (C. H.), WEAVER (W.), 1949. — The mathematical theory of communication. Univ. Illinois Press, 117 p.

SIMPSON (E. M.), 1949. — Measurement of diversity. *Nature*, 163 : 688.

SOKAL (R. R.) & ROHLF (F. J.), 1969. — Biometry. W. H. Freeman and Co, San Francisco, 776 p.

WILLIAMS (C. B.), 1953. — The relative abundance of different species in a wild animal populations. *J. Anim. Ecol.*, 22 : 14-31.

ANNEXE 1

Calculs intermédiaires nécessaires pour l'ajustement à la distribution log-normale tronquée et à la distribution logarithmique.

	Piège lumineux 1968-69	Appât humain (intensif) 1968-69	Appât humain (extensif) 1963-68	Appât humain (global) 1963-69
<i>log-</i> <i>normale</i>				
$\bar{x}$	0,68181	1,16112	0,99772	1,13312
$\sigma^2$	0,34248	1,05608	0,99364	1,16418
$v$	0,35454	0,49399	0,58908	0,56602
$\hat{\theta}$	0,17570	0,57246	1,13724	0,96677
$\hat{\mu}_x$	0,50912	0,32410	-0,47927	-0,25337
$\hat{V}_x$	0,51220	3,76641	2,91189	3,15263
$\sqrt{\hat{V}_x}$	0,71568	1,94072	1,70643	1,77556
$z_0$	-1,13200	-0,32211	0,10445	-0,02684
$p_0$	0,12882	0,37368	0,54159	0,48929
$s^*$	65,428	67,059	91,622	101,820
$\mu_{11}$	2,6629	11,609	27,408	21,0972
$\mu_{12}$	1,3639	2,9126	4,487	3,9265
$var(\hat{\mu}_x)$	0,0239	1,041	1,900	1,279
$var(\sqrt{\hat{V}_x})$	0,0123	0,261	0,311	0,238
<i>loga-</i> <i>rithmique</i>				
$\alpha$	14,96469	5,38169	5,65923	6,35860
$var(\alpha)$	1,23282	0,08049	0,09499	0,08548
$\beta$	0,97783	0,99959	0,99940	0,99972