

**BULLETIN**

DU

**Musée royal d'Histoire  
naturelle de Belgique**

Tome XIX, n° 62.

Bruxelles, décembre 1943.

**MEDEDEELINGEN**

VAN HET

**Koninklijk Natuurhistorisch  
Museum van België**

Deel XIX, n° 62.

Brussel, December 1943.

---

**APPLICATION DE LA METHODE BIOMETRIQUE  
ET DU BAGUAGE  
DANS L'ETUDE ECOLOGIQUE DES CHEIROPTERES,  
par Edmond NERINX (Bruxelles).**

---

Dans le domaine de la Biologie générale, mais particulièrement dans celui de la morphologie, les recherches ont abouti en nos temps à l'accumulation de très nombreuses données, plus diverses les unes que les autres, concernant les « mesures » en général, effectuées de façon variable sur la plupart des catégories d'êtres vivants.

La nécessité de se faire comprendre a amené les chercheurs à traduire en chiffres précis les résultats de leurs observations. Ce besoin a été à la base du choix de caractères anatomiques fixes pour exprimer avec exactitude les variations individuelles d'êtres vivants d'une même classe, d'un même ordre, d'une même famille, d'un même genre et surtout d'une même espèce. C'est ainsi que dans les ouvrages généraux traitant d'un ensemble d'animaux, les auteurs précisent, par des figures schématiques ou du moins simples, les parties anatomiques des animaux en question qui provoquent sur chaque individu le relevé de mesures.

Ces précisions sont reconnues indispensables par les praticiens qui constatent la facilité avec laquelle des mesures, qui reçoivent la même définition littéraire, peuvent être effectuées avec variation « in situ ».

Pour ne choisir que des exemples fort simples, lorsqu'il s'agit d'oiseaux il y a lieu de s'entendre sur ce que l'on appelle, par exemple, la longueur totale, la longueur de l'aile, de la queue, du bec, du tarse et des doigts. On peut dire, sans plus, que de tels termes, non précisés par une représentation schématique, s'appliquent avec trop d'élasticité suivant la compréhension du lecteur. C'est ce qui explique l'utilité des représentations graphiques que doivent recevoir ces notions avant d'être appliquées.

Dans la classe des mammifères, le fait est aussi frappant. Les mammalogistes savent combien il est parfois malaisé de comprendre ce qu'un auteur entend par longueur de la tête (particulièrement chez les mammifères où le cou est épais et peu dessiné par rapport à la tête), longueur du corps, longueur de la queue, etc. Il est en effet indispensable de délimiter ces régions dans l'étude de l'« extérieur » des animaux pour comparer les mesures qu'on en ferait. Comme en Ornithologie, les auteurs qui ont publié des notes concernant la morphologie des mammifères, ont expliqué par des dessins les notions dont ils se servaient.

Les auteurs se sont d'ailleurs, dans la plupart des domaines, mis d'accord sur les bases anatomiques à choisir. Et lorsque tous travaillent sur les mêmes bases, les recherches peuvent se poursuivre et se traduiront alors par des chiffres. Au moyen de ceux-ci, il sera normal de passer sur le plan mathématique, qui sera au fond un langage compréhensible de tous.

Il n'y a pas lieu de s'étonner de la chose lorsque l'on considère que les mathématiques ont déjà fait leurs preuves en Biologie. Il n'est que de citer ici des travaux tels que la *Biologie mathématique* de KOSTITZIN (1933) où l'auteur exprime sous forme d'équations différentielles la circulation de l'Oxygène et du Carbone dans le monde organique, la croissance d'une population, les relations entre espèces (courbes de Gauss), le parasitisme, la croissance embryonnaire. De son côté THOMPSON (1917) a exposé la rigueur mathématique que suivent les lois de la croissance et a traduit géométriquement de nombreuses formes.

Sans entrer dans des calculs aussi fouillés et qui restent plutôt du domaine du mathématicien pur, auquel on fournirait les données d'un problème, il est un autre point de vue auquel l'expérimentateur peut et doit se placer. C'est celui de la comparaison. Toute constatation morphologique n'a de valeur qu'en fonction d'une norme à laquelle on la rapporte: il ne faut pas oublier, en effet, que les descriptions de tout genre que l'on

fait continuellement, sont parsemées d'expressions telles que « plus ... que », « moins ... que », termes qui expriment la « comparaison ».

Celle-ci, lorsqu'elle est faite entre deux termes qui apparaissent fort semblables, n'offre guère de difficulté. Mais la prudence est de rigueur dès que les éléments du calcul deviennent très nombreux (étude de la moyenne d'un ensemble de « mesures »).

Et c'est du degré de certitude de ces comparaisons que nous voulons parler. Il y a en effet des méthodes de calcul, simples mais rigoureuses, qui permettent d'effectuer des contrôles « mathématiquement exacts ». Dans le domaine de l'expérimentation agricole, c'est quotidiennement que se font les comparaisons entre espèces ou variétés aux points de vue les plus divers du rendement, de la composition chimique, de la taille, du poids, des formes en général.

Les agronomes ont à leur disposition pour effectuer ces recherches, quelques méthodes de Calcul que nous citons ici et dont nous ne retiendrons que la plus simple: la Méthode Classique ou de la Déviation Standard. Il existe une autre méthode beaucoup plus récente, mais qui ne peut malheureusement s'appliquer qu'aux essais de plantes cultivées. C'est la méthode de FISHER (1925) ou Analyse de la Variance et du Critère de Significance (1). Cette méthode demande en effet une répartition en « Carré Latin », irréalisable pour les animaux en liberté.

Nous nous proposons d'exposer ici la méthode classique (2) en l'illustrant d'exemples dont les données viennent de nos recherches.

Le but de la méthode est de faire subir à tous les chiffres qu'on lui soumet une transformation telle que le résultat en soit très simple et qu'on puisse le comparer à des normes fournies par les tables de Probabilités. Comme le disait un auteur, les mathématiques peuvent être comparées à un moulin qui ne rend après son travail que ce que l'on a voulu lui donner à broyer.

(1) Cette méthode a été exposée en français, à l'usage des agronomes par J.-E. OPSOMER (1937). (Voyez la bibliographie.)

(2) Nous exposons ici cette méthode bien connue des statisticiens et des mathématiciens en général. Elle est connue également de nombreux zoologues, quoique d'autres l'ignorent. Les publications traitant de ces questions (*Biometrika*, entre autres, à partir de 1902) exposent le plus souvent des variantes ou étudient des coefficients à appliquer parallèlement à ces calculs. Rares sont les travaux qui reprennent ces systèmes à partir du début et sont ainsi à la portée de ceux qui les ignoreraient.



On se souviendra des expériences de Galton, qui, ayant pesé des graines de haricots provenant d'un même pied-mère, obtint comme courbe de répartition des poids, un graphique à deux bosses. Il pensa avoir affaire à un ensemble hétérogène et supposant que ces graines étaient le résultat d'un croisement, il sema séparément les graines les plus lourdes et les plus légères. Sur les plants provenant de ce semis, il pesa toutes les graines et constata que sur chaque plante nouvelle c'étaient l'une ou l'autre des bosses qui, suivant les cas, s'estompait de plus en plus. Et il finit ainsi par retrouver les deux races pures primitives dont les courbes de répartition des poids étaient régulières et à un seul maximum.

C'est dans l'analyse de courbes semblables que les formules classiques de la déviation Standard et de l'Erreur moyenne deviennent indispensables.

En effet, en l'absence de ces formules, le naturaliste doit se contenter de l'établissement d'une moyenne arithmétique d'après

$$\text{la formule ordinaire: } M = \frac{\sum f v}{n}$$

- où  $M$  = la moyenne à chercher,  
 $\Sigma$  = le signe de totalisation ou de sommation,  
 $f$  = la fréquence (nombre d'animaux de chaque classe, dans son sens statistique et non systématique),  
 $v$  = les variantes (poids, longueurs, dimensions, etc.),  
 $n$  = le nombre de mesures effectuées (le nombre d'individus contrôlés).

Si la somme des poids de 10 Campagnols amphibies est de 1.440 grammes, la moyenne sera  $M = \frac{1.440}{10} = 144$  grammes.

Le chercheur estimera qu'il entre déjà fort dans le détail s'il donne des moyennes par sexe, parfois par cas envisagé.

Ces résultats sont évidemment intéressants et donnent une première valeur approximative du caractère analysé. Mais au moyen de ces données il est impossible de connaître l'ampleur de la variation autour de la moyenne «  $M$  » (c'est-à-dire quels sont les extrêmes dont on a trouvé la moyenne). De même il n'est pas possible non plus de comparer ces résultats avec ceux obtenus en d'autres temps ou lieux, ou bien avec ceux d'une autre espèce par exemple, sauf si l'on a devant soi toutes les données individuelles, condition absurde qui n'est jamais remplie puisqu'on donne une moyenne pour éviter tout un exposé de chiffres.

Ceci nous amène à examiner les formules simples qui sont

employées pour le calcul des valeurs qui entreront en ligne de compte lors des comparaisons (3).

Les formules et leur explication.

$$(I) \text{ Moyenne arithmétique } M = \frac{\sum f v}{n}.$$

$$(II) \text{ Déviation Standard } \sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum f d^2}{n \text{ ou } n-1}}.$$

$$(III) \text{ Erreur moyenne de la Moyenne } m = \frac{\sigma}{n}.$$

(IV) Erreur moyenne de la différence entre deux moyennes

$$m_{diff} = \pm \sqrt{m_1^2 + m_2^2}.$$

$$(V) \frac{D}{m_{diff}} = \frac{M_1 - M_2}{m_{diff}} \geq 3.$$

La formule (I) ne demande pas d'explication.

La formule (II) ou de la *Déviatiou Standard* (Standaard-Afwijking, Standard Deviation, Standardabweichung) mesure la dispersion des caractères considérés autour de la moyenne. Géométriquement, l'examen d'une courbe de variabilité (qui est au fond le développement du Binome de Newton  $(a + b)^n$ , et qui porte ainsi le nom de courbe binominale) montre que «  $\sigma$  » se trouve au point de la courbe où celle-ci change de sens. Graphiquement «  $\sigma$  » est la perpendiculaire abaissée du point d'inflexion de la courbe sur l'abscisse  $y$  (voir figure I). Avant de

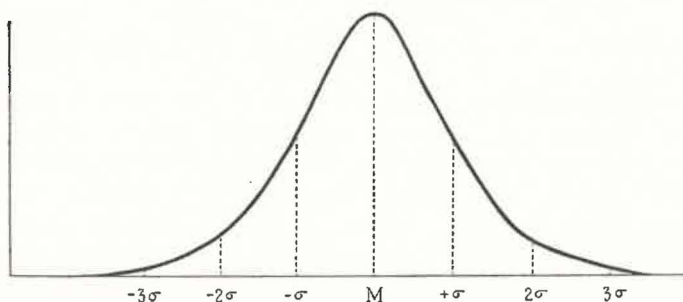


Fig. 1 montrant la position de «  $\sigma$  » de chaque côté de la moyenne «  $M$  ».

(3) Il ne faut pas perdre de vue que c'est principalement dans le but de comparer deux moyennes que l'on applique les formules exposées ici.

montrer comment on calcule «  $\sigma$  », disons que les Statistiques ont établi que sur 100 mesures :

68,3 % se trouvent entre  $M \pm \sigma$   
 95,5 % » » »  $M \pm 2 \sigma$   
 99,7 % » » »  $M \pm 3 \sigma$ .

Si l'on reprend la formule (II) transcrite plus haut, on constate que  $\sigma$  ou la déviation standard est égale à la racine carrée du carré moyen des déviations de la moyenne.

L'application de cette formule se comprendra facilement par l'examen de l'exemple suivant (qui est fictif) :

Supposons que dans un élevage de souris blanches nous ayons pesé 10 individus au hasard et que leurs poids se soient répartis comme suit : 2 de 20 grs, 1 de 21 grs, 5 de 22 grs, 1 de 23 grs et 1 de 24 grs.

On dressera alors le tableau suivant :

Calcul de la Déviation Standard du poids de 10 souris blanches						
V	f	Vf	d+	d-	d <sup>2</sup>	fd <sup>2</sup>
20	2	40		1,8	3,24	6,48
21	1	21		0,8	0,64	0,64
22	5	110	0,2		0,04	0,20
23	1	23	1,2		1,44	1,44
24	1	24	2,2		4,84	4,84
	10	218				13,60 = $\sum fd^2$

$$M = \frac{218}{10} = 21,8$$

$$n = 10 \text{ et } n - 1 = 9 \text{ d'où } \sigma = \pm \frac{13,60}{9} = \pm 1,51$$

Explication du tableau :

V = variantes (dans notre cas : catégories de poids relevés).

f = fréquence (dans notre cas : nombre de souris ayant le même poids).

Vf = variantes  $\times$  fréquence (pour obtenir le poids des animaux pesés).

Ceci permet de trouver « M » =  $\frac{218}{10} = 21,8$ ; chiffre qui re-

présente la moyenne des poids des 10 souris.

Si l'on compare cette « M » avec les différentes « V », on se rend compte que les variantes dépassent la moyenne ou lui sont inférieures.

On en arrive ainsi à calculer :

$d$  = déviation de chaque variante par rapport à la moyenne.

On classe ces déviations en positives et négatives (+ et -) :

$d^2$  = on élève au carré chaque déviation (tous les signes deviennent +),

$fd^2$  = on fait le produit de ces carrés par les fréquences correspondantes,

$\Sigma fd^2$  = total des «  $fd^2$  »,

$n$  = nombre de relevés effectués (dans notre cas 10).

d'où l'on tire «  $\sigma$  » par la formule (II) et on obtient dans notre cas :  $\pm 1,51$ .

Que signifie ce chiffre ? Que si sur un graphique nous mesurons de part et d'autre de la moyenne « M », des distances égales à la déviation standard (voir figure II), nous limitons un espace qui comprend 68,3 % des cas ou observations.

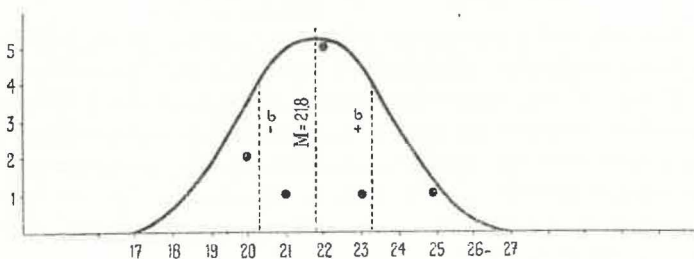


Fig. 2. — Graphique du poids des souris blanches.

Dans notre exemple cela signifie que si l'on effectue un grand nombre de mensurations dans les mêmes conditions, 68,3 % des souris pesées seront comprises entre  $21,8 \pm 1,51$  grs, c'est-à-dire entre 23,3 grs et 20,3 grs.

Cette notion de «  $\sigma$  » peut rendre de grands services comme nous le verrons plus loin.

Rappelons aussi que certains auteurs, au lieu de calculer la Déviation Standard «  $\sigma$  », travaillent au moyen de l'Erreur Probable. Celle-ci équivaut à  $0,6745 \sigma$ .

Ajoutons encore que dans la formule de «  $\sigma$  », le dénominateur sous radical est «  $n$  » ou «  $n-1$  » : «  $n$  » lorsque le nombre d'observations est plus grand que 50 et «  $n-1$  » lorsque ce nombre est plus petit que 50 (Données établies par les mathématiciens).



La formule (III)  $m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  donne l'erreur moyenne de la moyenne (Middelbare Fout van het Gemiddelde, Standard Error, Mittlerer Fehler des Mittels). C'est l'erreur dont est entachée la moyenne « M » trouvée par la formule (I). En effet, si l'on avait effectué des pesées sur 10 autres souris blanches prises dans le même élevage, on comprend sans peine qu'au lieu d'être 21,8 la moyenne aurait été légèrement différente: cet écart est précisément mesuré par « m » et il est établi que la moyenne vraie (celle qui est obtenue en pesant toutes les souris blanches possibles) est située entre  $M \pm 3 m$ .

Le calcul de « m » est important et même indispensable, car, comme on le verra plus loin, il entre dans la formule (IV) et sert de base à la comparaison.

D'autre part, comme « m » est fonction de «  $\sigma$  », lorsque l'on ne tient pas à calculer «  $\sigma$  », on obtient « m » directement en faisant :

$$m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \pm \sqrt{\frac{\Sigma fd^2}{n(n \text{ ou } n-1)}}.$$

La formule (IV) représente l'erreur moyenne de la différence entre deux moyennes (Middelbare Fout van het Verschil, Standard Error of the Difference, Mittlerer Fehler der Differenz). Le problème consiste en effet à comparer deux catégories d'animaux ayant subi les mêmes mensurations. On comparera donc les moyennes relatives à ces relevés et dans ce cas les calculs s'effectuent au moyen des « m » obtenues dans chaque catégorie par la formule (III).

Et l'on a

$$m_{\text{diff}} = \pm \sqrt{m_1^2 + m_2^2}$$

$m_1^2$  = carré de l'erreur moyenne d'une catégorie,  
 $m_2^2$  = » » » » de l'autre catégorie.

Il reste une dernière formule (V) qui est :

$$\frac{D}{m_{\text{diff}}} = \frac{M_1 - M_2}{m_{\text{diff}}} \geq 3$$

D = la différence entre les moyennes des deux catégories d'animaux  $D = M_1 - M_2$ .

En vertu des statistiques établies selon les lois de la Probabilité, si l'inéquation (V) a comme second terme un chiffre égal ou inférieur à 3, on ne peut conclure à une différence certaine



entre les deux moyennes. En d'autres mots on ne peut rien alléguer contre l'identification de  $M_1$  et  $M_2$ .

Mais par contre si le second terme est plus grand que 3, on n'est pas en droit d'identifier les moyennes des deux séries de variantes; et plus grand devient le quotient et plus on est en droit de conclure à la nature différente des deux moyennes.

Lors de l'application de cette formule, en vertu de tables de probabilité, ce sera le second terme de l'inéquation (V) qui permettra d'être sûr si, oui ou non, les caractères morphologiques que l'on examine sont différents avec certitude mathématique.

Avant de passer aux exemples qui montreront l'intérêt de l'application de ces méthodes, il faut remarquer qu'au cours des calculs, le chercheur a à sa disposition une ou deux formules lui permettant de se rendre compte de la valeur des chiffres qu'il obtient.

Lorsque l'on a obtenu « m » par la formule (III), on calcule un coefficient de précision tel que  $\frac{m \times 100}{M}$  soit plus petit que

3 %. Il faut admettre d'après les auteurs (ROEMER, 1930, LATHOUWERS, 1929) que lorsque le taux de 3 % est dépassé, l'exactitude souhaitable n'est pas atteinte. Il ne faudra donc pas extrapoler imprudemment. Généralement ce taux pourra s'atteindre si l'on veille à avoir un grand nombre de mesures (« n » très élevé).

La formule (V) nous donnait la valeur de la différence entre deux moyennes. Cette valeur est exprimée par un chiffre qu'il est nécessaire de comparer à ceux donnés dans une petite table de probabilité donnée à cet usage (et que nous reproduisons plus loin).

En dehors de ces considérations, on retiendra en outre qu'une différence sera significative (et non la résultante du hasard) lorsque cette différence ( $D = M_1 - M_2$ ) sera égale ou supérieure à 3 fois «  $m_{diff}$  ». Elle ne sera que probable si elle est égale ou inférieure à 2 fois «  $m_{diff}$  ». Cette probabilité est donnée par la table ci-jointe.

Nous ne voulons pas terminer ces notes théoriques sans ajouter, pour ceux que cela intéresserait, que lorsque les mesures portent sur un très grand nombre d'individus, on calcule la moyenne arithmétique « M » qui sert à évaluer les déviations, d'une façon approchée et en lui adjoignant un facteur de correction.

Nous supposons avoir mesuré sur 400 individus un caractère oscillant entre 0,5 et 8,5 cm. (voir colonne « V » dans le tableau qui suit).

Le tableau de calcul de la déviation standard devient alors le suivant, la formule à appliquer étant :

$$\sigma = \pm \sqrt{\frac{\sum fd'^2}{n} - b^2.}$$

Calcul de la déviation Standard  
par moyenne approchée

V	f	Vf	d'+	d'-	d' <sup>2</sup>	fd'	fd' <sup>2</sup>
0,5	3	1,5		- 3	9	- 9	27
1,5	50	735		- 2	4	- 100	200
2,5	106	265		- 1	1	- 106	106
3,5	109	381,5	0		0	0	0
4,5	80	360	1		1	+ 80	80
5,5	42	231	2		4	+ 84	168
6,5	7	45,5	3		9	+ 21	63
7,5	2	15	4		16	+ 8	32
8,5	1	8,5	5		25	+ 5	25
	400	1383				- 17	701

Moyenne approchée choisie = A = 3,5 (pour calculer d')

$$b = \frac{fd'}{n} = -\frac{17}{400} = -0,042 \quad b^2 = 0,0018.$$

Moyenne réelle = A-b = 3,5 - 0,042 = 3,458

$$3,458 \text{ est aussi le quotient de } \frac{1383}{400}$$

$$\text{d'où } \sigma = \pm \sqrt{\frac{701}{400} - 0,0018} = \pm 1,323.$$

Explication :

Au lieu de chercher « M » en faisant  $m = \frac{\sum Vf}{n}$ , on choisit par commodité une moyenne provisoire approchée de manipulation facile (ici 3,5).

On effectue tous les calculs comme si 3,5 était la bonne moyenne, et on termine en la corrigeant par le facteur « b » comme indiqué supra.

Toutes les autres formules s'appliquent ensuite comme précédemment.

Cette méthode facilite grandement les opérations en diminuant la longueur des calculs, surtout lorsqu'il s'agit de chiffres importants ou avec décimale comme c'est le cas fréquemment.

*Table de probabilités pour le calcul de  $m_{diff}$*

Pour le cas où les limites se touchent ou se chevauchent, quel est le cas où un cas l'emporte sur l'autre ?

$m_{diff}$	D	Entre 0-2 D.	En dehors de 0-2 D.		Total au-dessus de 0.
			Total	Au-dessus de 0-2 D.	
3		99,74 %	0,26 %	0,13 %	99,87
2,6		99,06	0,94	0,47	99,53
2,4		98,36	1,64	0,82	99,18
2,2		97,22	2,78	1,39	98,61
2,1		96,42	3,58	1,79	98,21
2,0		95,46	4,54	2,27	97,73
1,9		94,26	5,74	2,87	97,13
1,8		92,82	7,18	3,59	96,41
1,7		91,08	8,92	4,46	95,54
1,6		89,04	10,96	5,48	94,52
1,5		86,64	13,36	6,68	93,32
1,4		83,84	16,16	8,08	91,92
1,3		80,64	19,36	9,68	90,52
1,2		76,98	23,02	11,56	88,49
1,1		72,86	27,14	13,57	86,43
1,0		68,26	31,74	15,87	84,13
0,9		63,18	36,82	18,41	81,59
0,8		57,62	42,38	21,19	78,81
0,7		51,60	48,40	24,20	75,80
0,6		45,16	54,84	27,42	72,58
0,5		38,30	61,70	30,85	69,15
0,4		31,08	68,92	34,46	65,54
0,3		23,58	76,42	38,21	61,79
0,2		15,86	84,14	42,07	57,93
0,1		7,96	92,04	46,02	53,98

*Applications de la méthode Standard.*

Mesures et pesées de Chauves-souris.

La grotte de Han-sur-Lesse abrite dans la voûte du Lac une forte colonie de Murins (*Myotis myotis*) (4). Au cours du mois d'août 1943, nous avons eu l'occasion de capturer quelques-uns de ces animaux.

Les Murins ont élu domicile en forte colonie dans un endroit

(4) Postérieurement à notre communication à la Société Royale Zoologique de Belgique (*Annales*, Tome 72, pp. 62-69) nous avons pu constater la présence d'une colonie de Murins dans la grotte et effectuer certaines mesures.

de la voute du Lac qui surplombe l'eau à 9 mètres de hauteur. Nous avons pu capturer 42 spécimens et avant de les relâcher après baguage, ceux-ci ont été pesés et mesurés.

En appliquant les formules exposées plus haut, on peut faire les constatations suivantes :

1° Mesure des avant-bras :

Chez les ♂♂	n = 17	$M_1 = 57,44$ mm.
		$m_1 = \pm 0,3625$ mm.
		précision = 0,6 %.
Chez les ♀♀	n = 25	$M_2 = 60,8$ mm.
		$m_2 = \pm 0,2363$ mm.
		précision = 0,3 %.

Pour comparer les mâles et les femelles, on applique les formules :

$$m = \pm \sqrt{m_1^2 + m_2^2} = \pm 0,43$$

$$\frac{D}{m_{diff}} = \frac{M_1 - M_2}{0,43} = \frac{3,36}{0,43} = 7,8.$$

Ce chiffre élevé (7,8) nous indique que la différence entre les avant-bras des mâles et des femelles est bien réelle.

2° Poids des Chauves-souris.

Chez les ♂♂	n = 15	$M = 19,267$ grs.
		$m = \pm 0,403$ grs.
		précision = 2,09 %.

Chez les ♀♀ n = 25.

(Pour que le lecteur puisse comprendre la distinction qui va se faire, nous indiquons tous les poids individuels des femelles.)

3 avaient un poids de 18 grammes ; 3 de 19 ; 3 de 20 ; 3 de 21 ; 0 de 22 ; 1 de 23 ; 1 de 24 ; 1 de 25 ; 0 de 26 ; 1 de 27 ; 4 de 28 ; 3 de 29 ; 1 de 30 et 1 de 31 grammes.

En cherchant « M » on obtient : 23,5 grammes.

Le calcul de « m » donne  $\pm 3,59$ .

$$\text{Et le facteur de précision} = \frac{3,59 \times 100}{23,5} = 15,2 \%$$

Ce facteur est beaucoup trop élevé puisqu'il faut se rapprocher le plus possible de 3 %. Il y a donc une erreur d'application.

Si l'on s'était arrêté à «  $\sigma$  » qui équivaut à  $\pm 18,24$  grs, on aurait déjà constaté que la Déviation Standard est presque aussi élevée que la moyenne qu'elle affecte : ce groupe d'animaux est donc tout à fait hétérogène.



L'examen du graphique (fig. III) montre de suite que l'ensemble des poids relevés forme une courbe à deux bosses ou mieux une superposition de deux courbes.

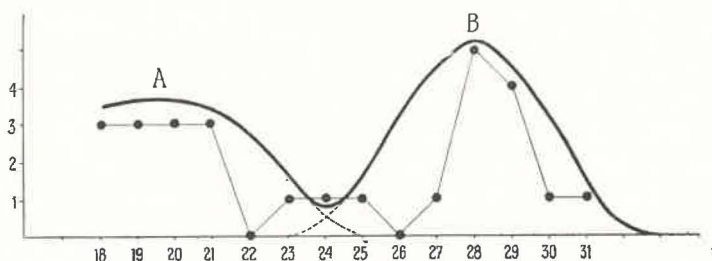


Fig. 3. — Polygone de variation et courbes du poids des Chauve-souris femelles de la grotte de Han.

A : courbe des femelles légères.

B : courbe des femelles lourdes.

Ces deux courbes représentent alors les poids des femelles  
de 18 à 24 grammes (14 sujets),  
de 25 à 31 grammes (11 sujets).

Pour vérifier cette hypothèse, il suffit d'appliquer les calculs à chacun des deux groupes.

A. Femelles « légères » :

$$n = 14 \quad M_1 = 20,0715 \text{ grs.}$$

$$m_1 = \pm 0,483 \text{ grs}$$

$$\text{précision} = 2,4 \%$$

B. Femelles « lourdes » :

$$n = 11 \quad M_2 = 28,3654 \text{ grs}$$

$$m_2 = \pm 0,499 \text{ grs}$$

$$\text{précision} = 1,9 \%$$

Les facteurs de précision restant dans les limites admises, les calculs peuvent continuer.

Comparaison des deux groupes A et B :

$$m_{\text{diff}} = \pm 0,701$$

$$D = 8,294$$

$$\frac{m_{\text{diff}}}{D} = \frac{0,701}{8,294} = 11,8.$$

$$m_{\text{diff}} = 0,701$$

Ce dernier chiffre, particulièrement élevé, montre que la différence entre les deux moyennes est absolue.

Il y a donc deux catégories de femelles : de 20 gr. et de 28 gr. environ ayant ainsi une différence de poids de l'ordre de 30 %.

Pour trouver à présent le motif de cette différence, on peut remarquer que chez les mammifères, les jeunes animaux n'ayant

pas encore atteint l'âge adulte peuvent en avoir la taille (ou à peu près) sans en avoir encore le poids. Ceci permet d'expliquer pourquoi deux catégories peuvent être considérées chez les femelles pour ce qui regarde le poids, et une seule catégorie seulement pour ce qui regarde la taille.

ROLLINAT et TROUËSSART (1896) dans leurs observations sur *Myotis myotis* disent que les femelles de l'année ne sont pas encore capables de subir la copulation avec fruit dans leur première année (développement morphologique non encore terminé). L'année qui suivra leur naissance, avant l'accouplement de l'automne (2<sup>e</sup> automne), les Murins femelles n'habitent pas avec les autres.

La même observation a été faite sur *Rhinolophus ferrum equinum insulanus* (BARRET HAMILTON) (5) par HARRISON MATTHEWS (1937). L'auteur dit qu'à la fin de la lactation (début de l'automne), les jeunes sont *presque* aussi forts que leurs parents au moment où ils les quittent.

Ces faits permettent d'envisager les femelles « légères » de la grotte de Han comme étant les jeunes de l'année.

Pour ce qui est de la répartition des sexes, N. CASTERET (1939) a constaté que les colonies de Murins, au moment de l'élevage des jeunes, étaient uniquement composées de femelles (dans une grotte des Pyrénées).

ROLLINAT et TROUËSSART (1896) rapportent qu'au début de la gestation, il semble que les mâles soient exclus et que les femelles vivent seules. Les mêmes auteurs (1897) mettent, en opposition avec *Rhinolophus ferrum equinum*, les *Myotis myotis* qui « ... n'admettent pas les mâles, même d'un an, dans les colonies qu'ils forment pendant la gestation et l'éducation des jeunes ».

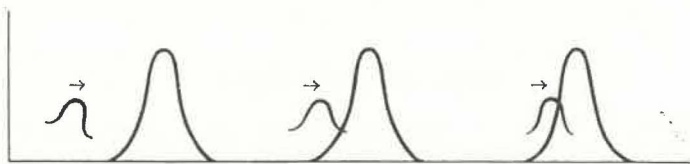
Ceci expliquerait pourquoi, parmi les Murins mâles de la grotte de Han, il n'a pu être découvert deux catégories. Les mâles trouvés seraient donc des individus nés dans l'année.

Dans le cas des Murins, des vérifications ultérieures et répétées apporteront des éclaircissements. Des mesures répétées à intervalles réguliers à partir de la naissance montreront l'augmentation progressive du poids chez les Chauves-souris (et aussi de la taille). Les Chiroptères, dans nos régions, mettent bas vers les mois de Mai-Juin. Des pesées effectuées alors montreraient bien deux catégories d'animaux : les jeunes (plus légers) et les adultes (plus lourds par rapport aux jeunes et de poids normal).

(5) *Rhinolophus ferrum-equinum insulanus* (BARRET-HAMILTON) est une variété de *Rhinolophus ferrum-equinum* (SCHREBER) propre aux îles Britanniques.

Quinze jours plus tard, les mêmes pesées recommencées permettront de constater que la catégorie des « légers » se rapproche de la catégorie des « lourds ». Il en sera de même plus tard encore jusqu'à ce que les jeunes aient atteint le poids des adultes. Les deux catégories alors n'en formeront plus qu'une.

Le relevé de tous ces poids et de toutes ces mesures donnerait des graphiques dans le genre de ceux de la fig. 4.



Et en inscrivant à présent sur un même graphique les poids moyens et les tailles moyennes obtenues à intervalles réguliers, on pourrait tracer une courbe donnant l'allure du développement de ces chauves-souris.

Cette façon de procéder permettrait de suivre le développement de l'organisme animal dans son milieu naturel. Les mesures effectuées sur un animal élevé artificiellement, sont justes dans le cas de l'élevage; mais par rapport aux animaux dans leur milieu naturel, elles sont entachées d'une erreur (due à l'alimentation) et qu'il est difficile d'apprécier.

E. MOHR (1932) éleva une jeune Noctule artificiellement. Dans le tableau donné par l'auteur sur les poids successifs de l'animal, on peut se rendre compte des fluctuations de ces poids sous régime alimentaire artificiel. L'élevage des Cheiroptères adultes étant déjà difficile, par suite du régime insectivore de ceux-ci, l'étude de la croissance des jeunes sous l'influence de tels facteurs, est encore plus délicate.

A ce propos on peut citer l'exemple donné par A. SAINTE LAQUË (1932) concernant des Mouettes: l'application de la méthode Standard a permis de retrouver la succession des mouvements de l'aile de l'oiseau pendant le vol. Une fois la durée de quelques battements mesurés (par cinématographie), la vitesse et la durée de chaque battement est trouvée.

Et les Chauves-souris, dans leur croissance, peuvent subir une application semblable pour ce qui concerne, du moins, la succession de leurs états morphologiques.

Pour les Cheiroptères (peut-être plus particulièrement que pour tout autre animal vivant en liberté), cette mesure du développement morphologique pourrait prendre un intérêt crois-



sant si les animaux étaient bagués. Les Chauves-souris *grégaires*, ayant l'habitude de vivre pendant un certain temps en colonies nombreuses, peuvent être reprises à différentes époques (6). On aurait donc ainsi, ce qui est rare, la *succession des poids et des grandeurs par lesquelles passe un même animal dans son milieu naturel*.

---

### INDEX BIBLIOGRAPHIQUE.

- CASTERET, N., 1939, *La colonie de Murins de la grotte des Tignahustes*. (Mammalia, Paris, Tome III, n° 1.)
- FISHER, R. A., *Statistical methods for research workers*. (Oliver and Boyd, Edimburgh : 1925-1928-1930-1932-1934.)
- HARRISON MATTHEWS, L., 1937, *The female sexual cycle in the British Horse-shoe Bats*. (Trans. Zool. Soc. London, pp. 224 et sq.)
- KOSTITZIN, V. A., 1933, *Biologie mathématique*. (Armand Colin, Paris.)
- LATHOUWERS, V., 1929, *Manuel de l'amélioration des plantes cultivées*. (Duculot, Gembloux, 2° éd., pp. 28-35 et 179-189.)
- MOELLER-ARNOLD, E. et FEICHTINGER, E., 1929, *Der Feldversuch in der Praxis*. (Julius Springer, Wien.)
- MOHR, ERNA, 1932, *Haltung und Aufzucht des Abendseglers (Nyctalus noctula Schreber)*. (Der Zoologische Garten, 5.)
- OPSOMER, J.-E., 1937, *Notes techniques sur la conduite des essais avec plantes annuelles et analyse des résultats*. (I.N.E.A.C., Bruxelles, Série scientifique, n° 14.)
- RÖEMER, Th., 1930, *Der Feldversuch. Eine kritische Studie naturwissenschaftlich-mathematischer Grundlagen*. (Arbeiten der Deutschen Landwirtschaft-Gesellschaft, Heft 302, Parey, Berlin.)
- ROLLINAT et TROUËSSART, 1896 et 1897, *Mémoires de la Soc. Zool. de France*.
- SAINTE-LAGUË, A., 1932, *Probabilités et morphologie*. (Actualités scientifiques et industrielles, Paris, Tome XXVI, p. 29.)
- THOMPSON, D'ARCY WENTWORTH, 1917, *On Growth and Form*. (Cambridge University Press.)

(6) Ce fait est bien mis en évidence par les recherches de N. CASTERET (1939) dans une même colonie de Chauves-souris.