

MUNIBE (San Sebastián)

Sociedad de Ciencias Naturales ARANZADI
Año XXIII - N.º 2/3 1971 - Páginas 285-322

Exemple d'utilisation de méthodes statistiques pour l'étude des caracteres dimensionnels (modules) d'industries préhistoriques

**Par SABINE MORELON
avec la collaboration de R. VILAIN**

INTRODUCTION

Les études typologiques ont introduit ces dernières années, dans l'analyse des industries préhistoriques, beaucoup de notions de typométrie (laplace 1964-1968. Bohmers et Wouters 1956).

Les résultats de l'analyse typologique, sont donnés sous forme de pourcentages, d'histogrammes de fréquences, de courbes cumulatives, d'indices. Les décomptes ainsi effectués ne sont jamais que des études de pourcentages; hormis J. R. Sackett (1966) et L. Vertès (1965), les préhistoriens n'ont jamais utilisé véritablement les «techniques statistiques», ou biométriques (1).

Celles-ci sont employées couramment en Paleontologie, Biologie, Génétique, Psychologie, c'est-à-dire dans des domaines où les caractères étudiés sont fluctuants, n'obéissent pas à des lois très strictes, mais évoluent et s'imbriquent les uns dans les autres.

Ces techniques biométriques permettent:

- d'interpréter des pourcentages, des courbes, des histogrammes.
- de les comparer très strictement en contrôlant ses erreurs.
- de mettre sous forme de graphiques de nombreuses données que le coup d'oeil seul n'aurait pas suffi à classer.
- de mettre en ordre des données confuses.

(1) V. Lamotte p. 1.

Dans un domaine comme la préhistoire, elles apparaissent indispensables à une étude approfondie de l'industrie.

Une industrie préhistorique correspond à un même ensemble de besoins (pour une époque donnée), et donc de techniques de débitage et de façonnage des pièces utilisées, en vue de ces besoins.

Si l'analyse typologique insiste sur l'étude qualitative du façonnage des pièces débitées, elle n'utilise pas la grande quantité de ses pièces non retouchées.

Celles-ci se présentent comme un matériel idéal pour une étude statistique quantitative valable des caractères mesurables de l'industrie, du moins en ce qui concerne le débitage.

L'ensemble de ces pièces est considéré comme une «population statistique» (2) dont on recherche la répartition, et la distribution d'un ou plusieurs caractères.

Il s'agit de mesurer les caractères étudiés sur chacun des éclats ou lames:

- * Longueurs
- * Largeurs
- * Epaisseurs

ensuite, de calculer les paramètres suivants:

- * Moyennes
- * Variances
- * Ecart-types

puis de comparer ces valeurs entre elles, à l'aide des «tests d'expériences» (3).

Enfin, l'étude des corrélations entre plusieurs caractères, donnera des éléments intéressants.

Il faut noter toutefois, que l'étude des corrélations ne peut s'effectuer que sur deux caractères à la fois: longueur-largeur, ou largeur-épaisseur.

L'intérêt de l'une ou de l'autre varie suivant l'industrie en question, par exemple:

- les industries leptolithiques, dont l'épaisseur des pièces est faible et à peu près constante, seront intéressées par la corrélation longueur largeur.
- les industries moustéroïdes et aurignacoïdes, par contre, seront intéressées par les deux, simultanément: longueur-largeur
largeur-épaisseur

Les résultats sont très rapidement appréciables lorsque l'on trace les ellipses de corrélation, car toutes les données du calcul y sont résumées. En superposant les ellipses obtenues, on s'aperçoit de leurs parentés, et on peut alors les classer suivant leurs caractères:

- leur pente
- leur allongement
- la moyenne générale de leurs dimensions
- le coefficient de corrélations.

Ces caractères se reflètent dans la morphologie générale de l'ellipse.

L'étude empirique de la répartition des dimensions des silex débités fera ainsi place à un classement des ensembles industriels, et ce classement peut être compris comme un complément utile de l'analyse typologique.

(2) On appelle généralement population, un ensemble défini, dont les membres présentent des caractères déterminés. L'effectif d'une population est le nombre d'individus.

(3) V. Lamotte p. 1.

EXPOSE DE LA METHODE

I.—Conditions d'étude.

Il est nécessaire de disposer d'une grande quantité de pièces, pour que cette étude donne des résultats:

- utilisables
les paramètres trouvés, et l'ellipse obtenue doivent pouvoir être comparés à d'autres.
 - précis
il faut réduire la marge d'erreurs, donc augmenter les observations.
- En conséquence, il est nécessaire:
- que le niveau archéologique d'où viennent les pièces, ait été fouillé correctement, avec tamisage à l'eau. Tous les éclats doivent être récupérés.
 - que la stratigraphie du gisement ait été bien repérée, pour qu'il n'y ait pas de mélanges d'industries, de niveaux.

II.—Mesures des pièces. Etablissement du nuage de points.

Tout d'abord, on répartit les éclats et lames, non retouchés, suivant deux catégories: les entiers, et les cassés.

Dans cette étude, seuls les entiers seront considérés, pour être sûr des mesures prises.

A l'aide d'un pied à coulisse, on mesure sur chaque pièce, la plus grande longueur soit L , la plus grande largeur soit l , et la plus grande épaisseur soit e . Ces mesures doivent toujours être prises parallèlement aux axes de la pièce (1): l'axe longitudinal, l'axe transversal, et l'axe perpendiculaire aux deux premiers.

Ces mesures sont reportées directement sur un papier millimétré, avec, pour abscisses les largeurs, pour ordonnées les longueurs; pour les épaisseurs et les largeurs, suivant les cas.

Chaque point du diagramme ainsi obtenu, sera le point de rencontre de ces deux mesures.

Il apparaît alors un nuage de points, dont on peut voir immédiatement la concentration (exemple fig. 1).

Cette représentation est un «diagramme de dispersion».

III.—Plan de travail.

- a) Etude de la concentration des points:
 - leur lieu géométrique, c'est-à-dire les droites de régression de X en Y , et Y en X .
 - leur lieu algébrique, c'est-à-dire la moyenne générale.

Il est à noter que la pente des droites de régression évalue les rapports entre les deux dimensions étudiées.

- b) Etude de la dispersion des points.

Le tableau de corrélations établi, on calcule successivement:

- Les variances.

On peut ainsi mesurer la manière dont les caractères varient; si ces variations sont amplées: les valeurs sont alors étalées, et les variances sont grandes; si ces variations sont rapides: les valeurs sont groupées, et les variances sont petites.

Une comparaison de variances (test de l'erreur-standard), peut faire conclure que, par

(1) La définition de ces axes a été donnée par plusieurs auteurs. G. Laplace la précise de nouveau dans sa publication de 1968.

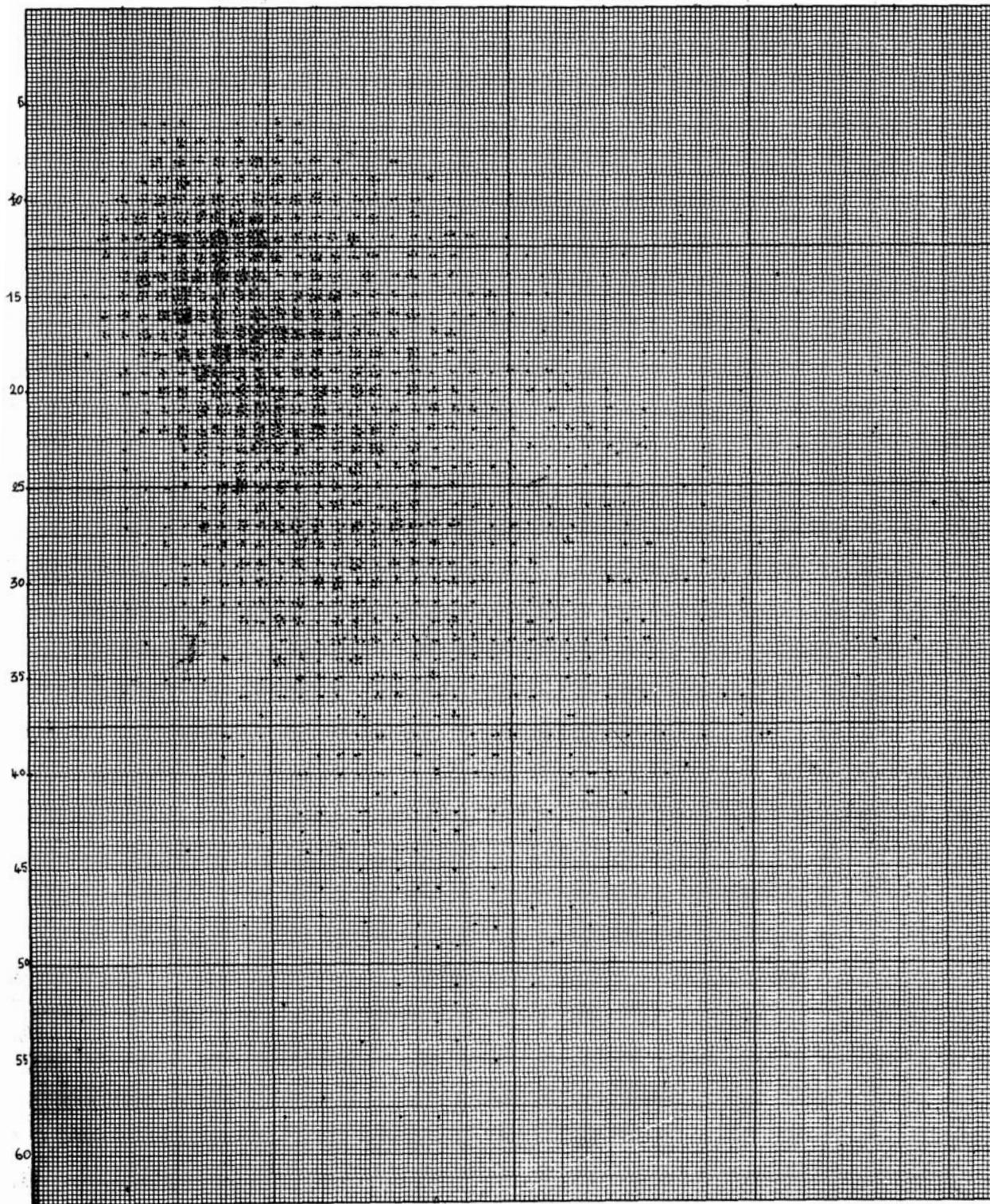


Fig. 1.—Diagramme de dispersion de H4 de Birsmatten.

exemple, les longueurs sont davantage groupées que les largeurs, d'une manière significative (que, par exemple, la valeur moyenne de ces longueurs pourrait être un caractère constant d'une, industrie).

— Le coefficient de corrélations.

Cette valeur va nous montrer s'il existe une corrélation entre longueurs et largeurs, ou largeurs et épaisseurs; ou si ces deux mesures sont indépendantes.

— L'établissement de l'ellipse de corrélations.

Obtenue mathématiquement, d'après les valeurs trouvées, elle donne une vue d'ensemble de la dispersion, et localise le nuage de points. Elle est pratique pour les comparaisons de répartition.

c) Résumé de l'analyse.

— La signification des valeurs trouvées.

— Le tableau de ces valeurs.

IV.—Comparaisons avec les modules d'outils.

C'est une comparaison de pourcentages.

On en tier les conséquences.

EXEMPLE D'ANALYSE: ETUDE DETAILLEE DU DIAGRAMME DE DISPERSION DU NIVEAU H4 DE BIRSMATTEN (1) ETUDE DU NIVEAU H5, ET COMPARAISON

La station de Birmatten (H. G. Bandi 1964), est un abri sous roche au bord de la Birse, situé près de Nenzlingen, au sud de Bâle.

La fouille très systématique de cet abri, a fourni cinq niveaux industriels, dont H5 et H4 sont les plus anciens.

L'industrie osseuse de ces derniers niveaux, présente de magnifiques harpons à deux rangs de barbelures, de facture identique à ceux du magdalénien final français.

Leur industrie lithique est typiquement sauveterrienne.

Et nous allons voir comment se répartissent leurs caractères dimensionnels, et comment ces deux niveaux se présentent l'un par rapport à l'autre, sous l'angle de cette analyse.

N I V E A U H 4

1.—Etablissement du tableau de corrélations, pour le niveau H4.

Après avoir établi le diagramme de dispersion (Fig. 1), les longueurs et les largeurs des pièces ont été réparties en classes de valeurs de 5 mm en 5 mm. Leurs valeurs extrêmes sont:

	longueurs	largeurs
minimum	3 mm	2 mm
maximum	62 mm	42 mm

(1) Je tiens à remercier ici M. Bandi de l'accueil qu'il a fait à M. Vilain et à moi-même, lorsque nous sommes allés étudier les collections de Birmatten dans son laboratoire.

Il est donc nécessaire de ne faire que 12 classes de longueurs, et 11 classes de largeurs:

Limites des classes	Valeurs moyennes
2,5-7,5	5
7,5 - 12,5	10
12,5 - 17,5	15
17,5 - 22,5	20
22,5 - 27,5	25
27,5 - 32,5	30
32,5 - 37,5	35
37,5 - 42,5	40
42,5 - 47,5	45
47,5 - 52,5	50
52,5 - 57,5	55
57,5 - 62,5	60

Remarques:

1. Les valeurs limites de classes sont les mêmes pour les longueurs, et pour les largeurs.
2. Pour la commodité des calculs, les limites de classes de ont été prises de telle sorte que les valeurs moyennes soient des chiffres ronds.
3. On a choisi des intervalles suffisamment faibles entre les classes pour faire une analyse assez fine de la répartition.

Dans le cas d'une industrie sur grosses pièces (par exemple en moyenne deux fois plus grosses), on aurait intérêt à prendre des intervalles deux à trois fois plus grands.

Le tableau de corrélations se prépare alors ainsi:

Il suffit de faire un quadrillage, chaque carré ayant 5 mm de côté, et ses limites étant celles des classes de longueurs et de largeurs.

On compte alors, dans chaque carré correspondant du diagramme de dispersion, le nombre de points trouvés.

Il suffit de reporter ce nombre en chiffres, dans le quadrillage déjà effectué.

Le tableau de corrélations est un tableau à deux entrées, dans lequel des fréquences ont été portées. V. Tableau I.

II.—Calcul des coordonnées de la moyenne générale.

- a) On fait la somme des lignes, à droite du tableau,
la somme des colonnes, en bas du tableau.
Soient $\sum y_j$, les sommes des lignes, avec j lignes.
et $\sum x_i$, les sommes des colonnes, avec i colonnes.
On peut écrire:

$$\sum_{j=1}^{12} \sum y_j = \sum_{i=1}^{10} \sum x_i = N = 3000.$$

- b) On multiplie ces $\sum y_j$ et $\sum x_i$ par les valeurs moyennes des classes correspondantes: soient X_j et Y_i .

En d'autres termes, on multiplie la fréquence observée dans une classe, par la valeur moyenne de cette même classe, et dans les deux sens.

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	y_i	$y_i X_i$	\bar{x}_i	$(Y_j - M_y)$	$(Y - M_y)^2$
5	14	44	11	2							71	715	10	-15,23	231,95
10	1	99	237	110	41	4		1			492	5475	11,13	-10,23	104,65
15	1	121	300	184	72	20	3		3		703	8515	12,11	-5,23	27,35
20		48	285	201	112	38	18	4	1	3	710	10150	14,30	-0,23	0,05
25		11	145	157	91	31	17	4	3	1	460	7270	15,80	+4,77	22,75
30		6	64	72	73	29	17	8	2		272	4855	17,85	+9,77	95,45
35		2	14	52	48	22	14	4		5	161	3225	20,03	+14,77	218,15
40			5	15	16	16	11	4	2	1	70	1590	22,71	+19,77	391,07
45			2	7	11	5	3	2			30	630	21	+24,77	613,55
50			1	2	7	4	11	1			16	345	21,50	+29,77	886,25
55				2	2	1		2			7	165	23,57	+34,77	1208,95
60				1	2						3	55	17,57	+39,77	1581,65
$\sum x_j$	2	301	1097	814	477	170	84	30	11	10	1				
$\sum x_j y_j$		4360	19165	17025	11600	4635	2455	980	280	300	30				
\bar{y}_j		14,51	18,38	20,91	24,31	27,36	29,70	32,66	25,45	30	30				
$(X_i - M_x)$		-9,33	-4,33	+0,67	+5,67	+10,67	+15,67	20,67	25,67	30,67	35,67				
$(X_i - M_x)^2$		87,04	18,74	0,44	32,14	113,84	245,54	427,24	658,94	940,64	1272,44				
$\sum n_{ij} dy dx$		-16227,01	+13108,25	-373,71	-11171,11	+42758,11	+11841,50	+7788,74	+1475,25	+3017,62	+348,49				

$M_x = 14,33$
 $M_y = 20,27$
 $var(X) = 57,35$
 $var(Y) = 77,3118$
 $cov(X,Y) = 18,3399$
 $e = 0,27$

Tableau 1.—Tableau de corrélations. Niveau H4 de Birmatten.

Après avoir fait ceci pour chaque ligne et chaque colonne, on effectue la somme de tous ces produits:

$$\sum_{i=1}^{10} f_x Y_i = 60830$$

$$\sum_{j=1}^{12} f_y X_j = 43000$$

$$\text{L'abscisse de M} = \frac{43000}{3000} = 14,33$$

$$\text{L'ordonnée de M} = \frac{60830}{3000} = 20,27$$

$x^m = 14,33 \text{ mm.}$ $y^m = 20,27 \text{ mm.}$
--

Ceci représente le module moyen (M) du débitage de l'industrie du niveau H4.

III.—Calcul des coefficients, ou pentes de régression.

On peut également calculer, dans la colonne de droite, la moyenne des largeurs, pour chaque classe de longueurs:

$$\bar{X} = \frac{\sum f_{y_i} X_i}{\sum f_{y_i}}$$

Inversement on peut calculer, en bas du tableau, la moyenne des longueurs, pour chaque classe de largeurs.

A l'aide de toutes ces valeurs moyennes, on trace le «diagramme de régression. (Fig. 2).

— régression de X en Y:

sur un papier millimétré, on reporte en ordonnées, les valeurs moyennes Y_i , et en abscisses, les valeurs X correspondantes.

— régression de Y en X:

on reporte en abscisses les X_i et en ordonnées les Y_i correspondants.

Le graphique obtenu représente deux droites brisées, dont les pentes moyennes peuvent se calculer:

$$b_{X/Y} = \frac{\text{covariance}}{\text{variance de X}}$$

$$b_{Y/X} = \frac{\text{covariance}}{\text{variance de Y}}$$

Mais déjà ce diagramme inspire quelques **remarques**:

1. Les coordonnées du point de rencontre des deux lignes brisées obtenues sont celles de la moyenne générale M.
2. La médiatrice de l'angle qu'elles déterminent, est le lieu géométrique des rapports moyens entre longueurs et largeurs; elle sera le grand axe de l'ellipse, donc de la répartition en général, et de la dispersion.
3. On remarque sur chacune de ces lignes brisées, un point de cassure de pente: pour la régression de Y en X, $x_0 = 35$ et $y_0 = 32,5$. après Q, le diagramme est très irrégulier, et sa pente générale vient près de l'horizontale. pour la régression de X en Y, $x_p = 22,5$ et $y_p = 40$ après P, la ligne est également très irrégulière, et sa pente vient près de la verticale.

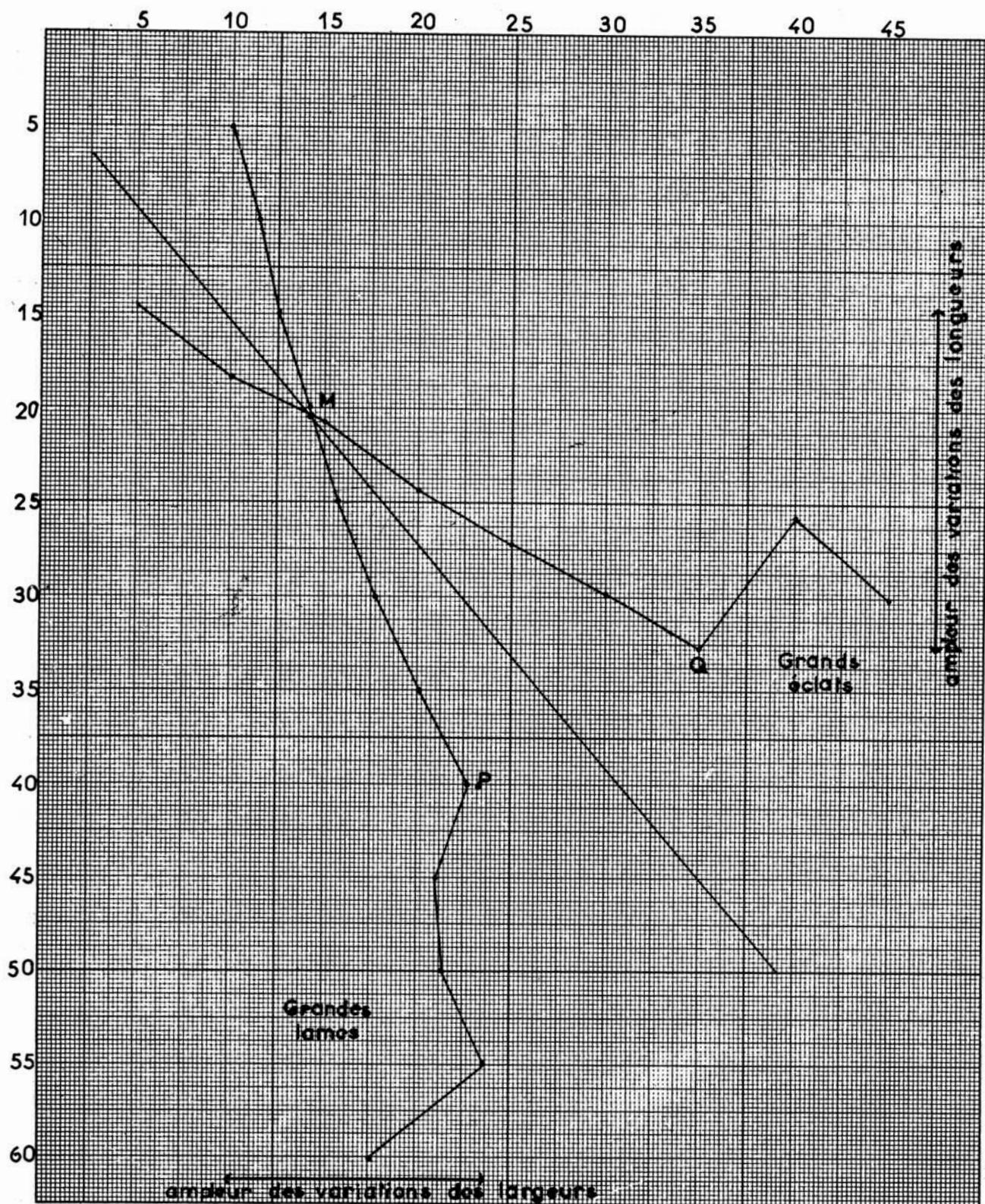


DIAGRAMME DE REGRESSION

Fig. 2. Diagramme de regression de H4 de Birmatten.

Les deux portions de lignes, après Q, et après P, font entre elles un angle voisin de 90°. Elles représentent donc des pièces dont les longueurs et les largeurs ne représentent que 5,7% du lot total.

En conclusion: on a ici des formes aberrantes, dues soit à la mauvaise qualité du silex, soit à un reste de techniques anciennes ou à des maladresses de débitage: ce sont en effet de gros éclats informes, ou de rares grandes lames.

Nous tracerons deux ellipses correspondant à ce niveau: une calculée d'après le total des pièces, et une autre sans tenir compte des formes aberrantes déjà citées.

De cette manière, la différence entre les deux ellipses rendra compte de l'influence de ces formes aberrantes sur la morphologie de l'ellipse générale.

IV.—Calcul des variances sur l'ensemble du lot.

Pour chaque classe, on calcule l'écart de la valeur moyenne de la classe à la moyenne générale:

soient $(Y_j - y_m)$ et $(X_i - x_m)$ ou δy et X

puis les variances par les formules suivantes:

$$\text{var (X)} = \frac{(X_i - x_m)^2}{N} = 57,35 = \sigma^2 x$$

$$\text{var (Y)} = \frac{(Y_j - y_m)^2}{N} = 77,31 = \sigma^2 y$$

var (X) = 57,35
var (Y) = 77,31

Nous ferons une comparaison de variances à la suite de l'étude du niveau H5.

V.—Calcul du coefficient de corrélation.

$$\rho = \frac{\text{covariance (X, Y)}}{\sqrt{\text{var (X)}} \sqrt{\text{var (Y)}}}$$

La covariance est égale à la somme des produits des écarts Y et X, par les valeurs des fréquences de chaque case du tableau: soit n_{ij} , divisée par N.

$$\text{cov. (X, Y)} = \frac{\sum n_{ij} \delta y \delta x}{N} = 18,33$$

$\rho = 0,27$

Par définition, un coefficient de corrélation, varie de 0 à 1; le chiffre 0,27 témoigne donc d'une corrélation faible entre les deux caractères étudiés. Ceci est compréhensible lorsque l'on tient compte de la variabilité des facteurs intervenant dans la taille des silex.

VI.—Etablissement de l'ellipse.

On établit d'abord l'ellipse suivant le total des pièces. Pour cela, il faut prendre le schéma de Melle Deprise-Gussenhoven (1955).

On trouve les valeurs suivantes:

$$\lambda = 1,8 \quad \lambda \sigma_x = 13,62 \quad \lambda \sigma_x \sqrt{1 - \rho^2} = 13,10$$

$$\lambda \sigma_y = 15,84 \quad \lambda \sigma_y \sqrt{1 - \rho^2} = 15,26$$

λ est un paramètre qui varie avec les dimensions de l'ellipse.

En effet celle-ci est considérée comme une courbe fermée, à l'intérieur de laquelle est compris un certain pourcentage de la distribution.

Les différentes ellipses d'une même distribution sont toutes concentriques, et centrées sur la moyenne générale.

λ^2 est pris dans la table des X^2 , avec un degré de liberté égal au nombre de variables mises en cause.

Ici on n'étudie que les ellipses correspondant à 80% de l'échantillonnage, pour pouvoir les comparer.

Pour calculer l'ellipse ne comprenant pas les 5,7% de pièces aberrantes, il faut recommencer un tableau de corrélations, du même type que le premier, mais avec 6 classes de largeurs, et 7 classes de longueurs (tableau II), on trouve:

$$\begin{array}{lll} x_M = 13,52 & \text{var (X)} = 32,93 & \text{COV. (X, Y)} = 16,26 \\ y_M = 18,48 & \text{var (Y)} = 54,30 & P = 0,393 \end{array}$$

Le coefficient de corrélation ainsi trouvé, est plus grand que le premier, à cause de la plus grande homogénéité des pièces; les variances sont beaucoup plus faibles, pour la même raison, et la moyenne générale est plus petite, car on a éliminé les grandes pièces.

Les valeurs pour tracer l'ellipse de 80%, deviennent alors:

$$\begin{array}{ll} \lambda = 1,9 & \lambda\sigma_X \sqrt{1-\rho^2} = 10,25 \\ \lambda\sigma_X = 11,16 & \\ \lambda\sigma_Y = 14,31 & \lambda\sigma_Y \sqrt{1-\rho^2} = 13,15 \end{array}$$

Il est curieux de constater, après avoir tracé les ellipses de corrélation (Fig. 3) qu'elles sont presque tangentes vers les valeurs les plus petites. En effet, la transformation effectuée, n'a éliminé que les plus grandes; le reste se retrouve inchangé.

VII.—Calcul des coefficients de régression

$$\begin{array}{l} b_{X/L} = 0,29 \\ b_{Y/X} = 0,49 \end{array}$$

NIVEAU H5- COMPARAISON AVEC H4

La marche des calculs est la même que pour le niveau H4, aussi je donnerais simplement le diagramme de dispersion (Fig. 4), le diagramme de régression (Fig. 5), et le tableau de corrélations (Tableau III).

La listes des résultats, avec ceux de niveau H4, est intégrée dans le tableau suivant:

	H4	H5
moyennes générales	$X^M = 14,33$ $Y^M = 20,27$	$X^M = 14,74$ $Y^M = 22,86$
variances	$\text{var (X)} = 57,35$ $\text{var (Y)} = 77,31$	$\text{var (X)} = 44,0064$ $\text{var (Y)} = 73,44$
coefficients de corrélation	= 0,27	= 0,42
coefficients de régression	0,49 0,29	0,54 0,32

	5	10	15	20	25	30	$\int y_i$	$\int y_i x_i$	\bar{x}_i	$(y_j - M_y)$	$(y_j - M_y)^2$	
5	14	44	11	2			71	715	10	-13,48	181,6104	
10	1	99	237	110	41	4	491	5440	11,09	-8,48	71,91	
15	1	121	300	184	72	20	3	700	8495	12,13	-3,48	12,11
20		48	285	201	112	38	18	702	9835	14	+1,52	2,31
25		11	145	157	91	31	17	452	6865	15,19	+6,52	42,51
30		6	64	72	73	29	17	261	4445	17,03	+11,52	132,71
35		2	14	52	48	22	14	152	2860	18,81	+16,52	272,91
$\int x_j$	2	301	1089	787	439	144	69					
$\int x_j y_j$	25	4360	16825	15840	9885	3515	1830					
\bar{y}_j	12,5	14,48	15,35	20,12	22,51	24,40	26,52					
$(x_i - M_x)$		-8,52	-3,52	+1,48	+6,48	+11,48	+16,48					
$(x_i - M_x)^2$		72,59	12,39	2,19	41,89	131,79	271,59					
$\sum n_{ij} dy dx$		+9096,63	+4575,01	+1919,91	+11484,37	+9802,54	+9144,42					

$M_x = 13,52$
 $M_y = 18,48$
 $var(X) = 32,93$
 $var(Y) = 54,30$
 $covar(X,Y) = 46022,90$
 $\rho = 0,393$

Tableau II.—Tableau de corrélations. Niveau H4 de Birmatten, sans les «pièces aberrantes».

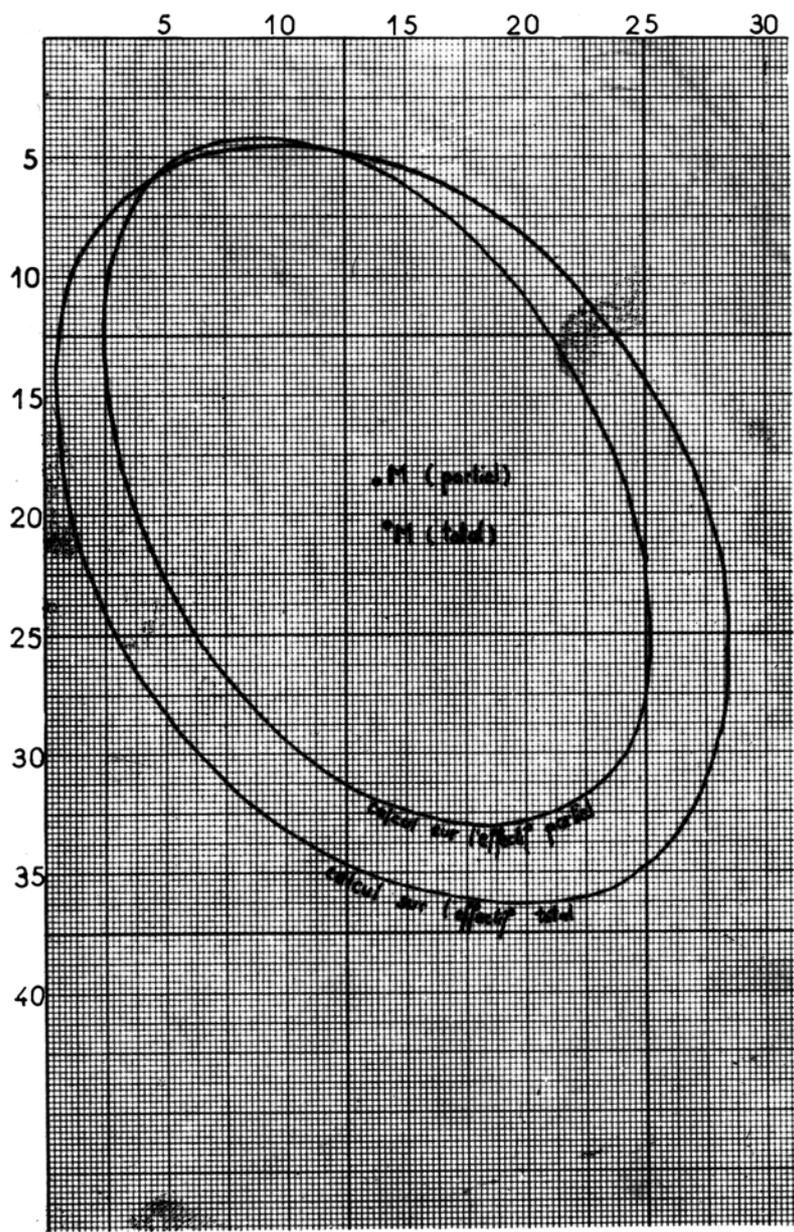


Fig. 3.—Elipse de corrélation de H4 de Birmatten.

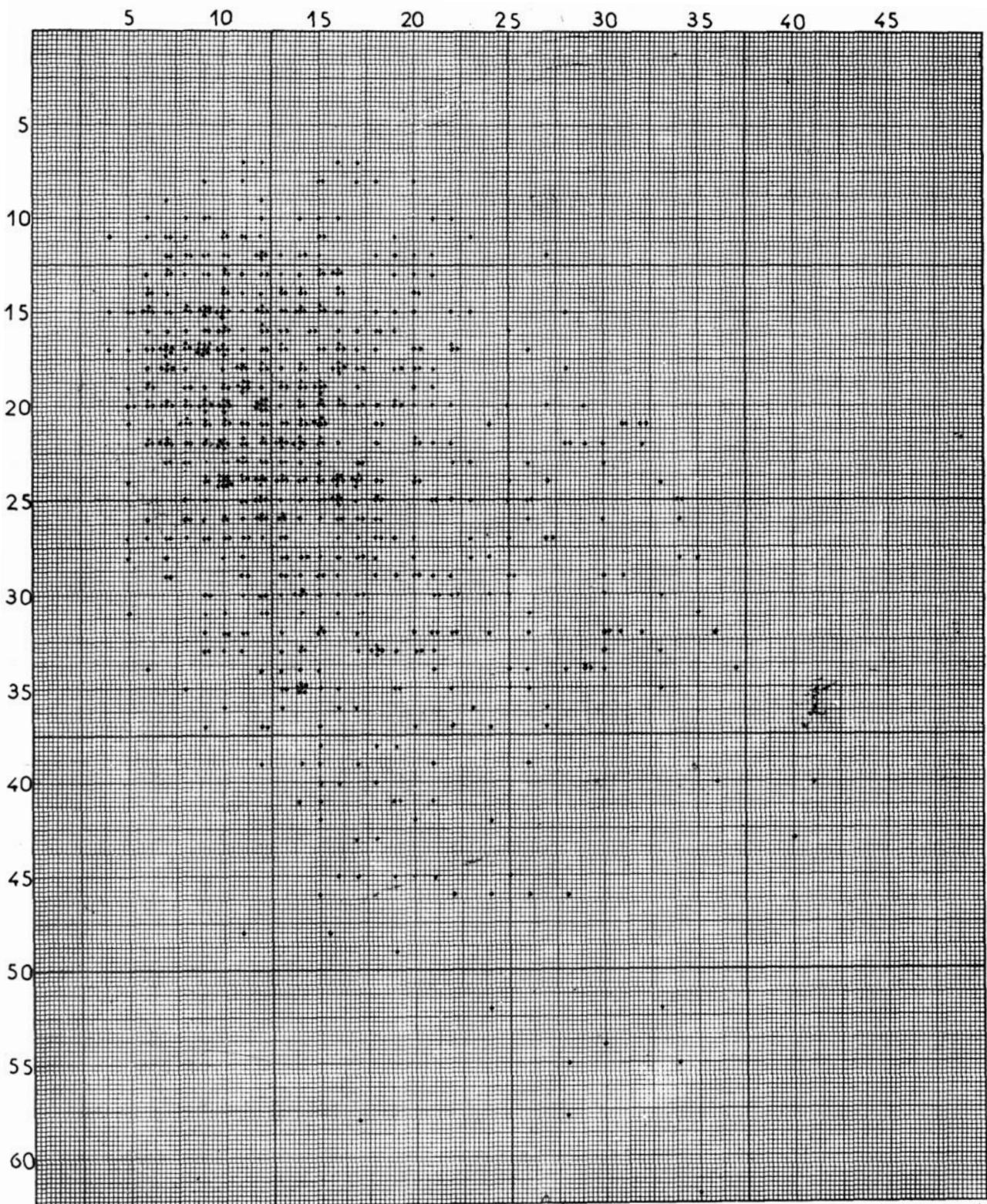


Fig. 4.—Diagramme de dispersion du niveau H5 de Birmatten.

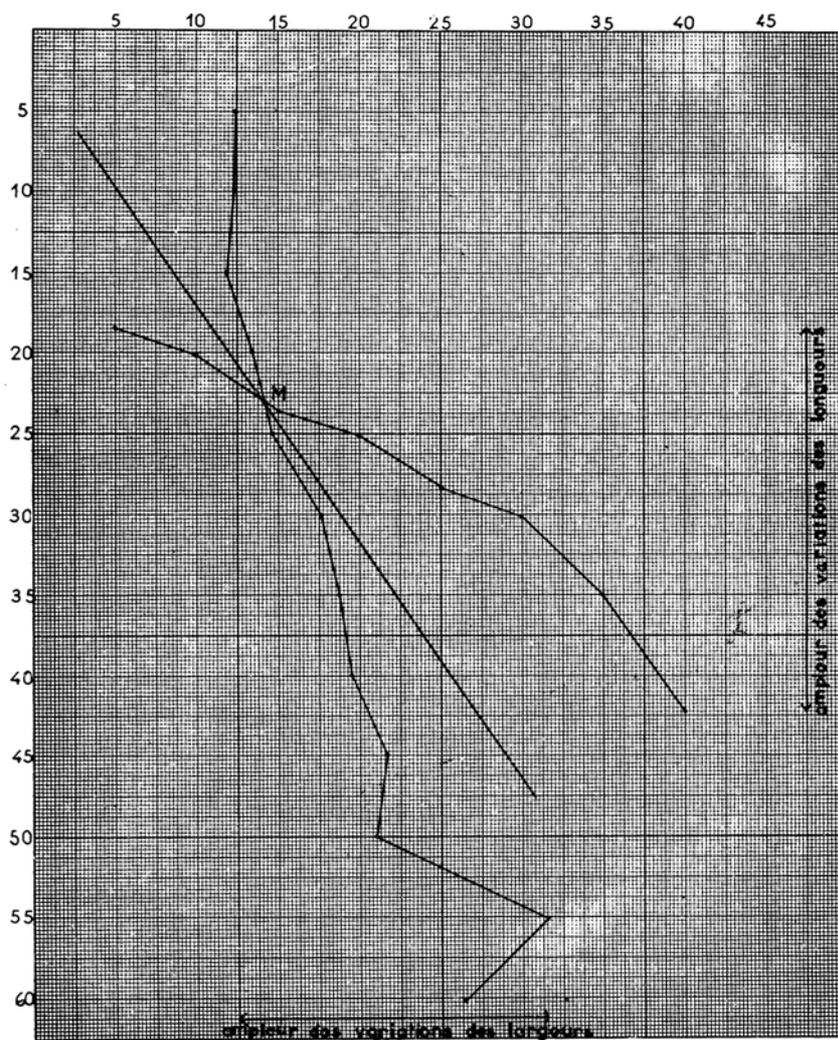


Fig. 5.—Diagramme de régression de H5 de Birmatten.

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	$\sum x_i$	$\sum y_i x_i$	\bar{x}_i	$(y_j - M_y)$	$(y_j - M_y)^2$
5		2	2							4	50	12,5	-17,86	1275,91
10	8	24	12	9	1					54	665	12,31	-12,86	8930,49
15	30	63	44	18	3					158	1875	11,86	-7,86	9761,17
20	26	72	58	22	4	11				193	2590	13,42	-2,86	1578,66
25	9	59	49	18	13	2	4			154	2255	14,64	+2,14	705,25
30	5	18	31	18	9	7	5			93	1660	17,85	+7,14	4741,10
35	1	9	22	14	8	6	3			63	1190	18,88	+12,14	9284,91
40		1	9	8	2		1	1		22	430	19,54	+15,14	5042,83
45			4	4	3	1		1		13	285	21,92	+20,14	5273,05
50		1	1	1	1		1			5	105	21	+25,14	3160,09
55						2	1			3	95	31,66	+30,14	2725,25
60			1			1	1			3	80	26,66	+35,14	3704,45
$\sum x_j$	79	249	233	112	44	30	16	2						
$\sum x_j y_j$	1460	5055	5485	2790	1255	905	560	85						
y_j	18,48	20,3	23,54	25	28,52	30,1	35	42,5						
$(x_j - M_x)$	-9,74	-4,74	+0,26	+5,26	+10,26	+15,26	+20,26	+25,26						
$(x_j - M_x)^2$	5494,54	5594,43	15,75	3098,77	4631,77	6986,02	6567,48	1276,13						
$\sum n_{ij} d_y d_x$	+3369,45	+3039,00	+43,84	+1281,75	+2638,46	+3222,91	+3773,22	+891,17						

$M_y = 22,86$
 $M_x = 14,74$
 $var(X) = 44,0064$
 $var(Y) = 73,4421$
 $cov(X,Y) = 23,737$
 $\rho = 0,42$

Tableau III.—Tableau de corrélation. Niveau H5 de Birmatten

I.—Comparaison des moyennes.

Les effectifs de ces populations sont grands, c'est-à-dire plus grands que 30; on devrait employer le test t de student pour la comparaison des moyennes. Mais ils sont dissymétriques: $n_1 = 765$, et $n_2 = 3000$.

On utilise alors simplement le test de «l'erreur-standard». Celle-ci est la marge tolérée pour la différence entre les moyennes.

— Comparons tout d'abord, les moyennes des largeurs des pièces des deux effectifs: arbitrairement m_1 est la plus grande, et m_2 la plus petite. σ_1^2 et σ_2^2 sont leurs variances respectives, n_1 et n_2 les effectifs des populations; σ_e est l'erreur standard.

$$\begin{array}{lll} m_1 = 14,74 & \sigma_1^2 = 44,0064 & n_1 = 765 \\ m_2 = 14,33 & \sigma_2^2 = 57,35 & n_2 = 3000 \end{array}$$

$$\sigma_e^2 = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2} = 0,0779$$

$$\sigma_e = 0,28 \quad m_1 - m_2 = 0,41$$

Pour que le test soit significatif, il faut que:

$$t = \frac{m_1 - m_2}{\sigma_e} > 2,6 \quad \text{ici, } \frac{0,41}{0,28} < 2,6$$

Les deux moyennes ne sont donc pas significativement différentes.

— Comparons maintenant les moyennes de longueurs des pièces des deux effectifs.

$$\begin{array}{lll} m_1 = 22,86 & = 77,31 & n_1 = 765 \\ m_2 = 20,27 & = 73,44 & n_2 = 3000 \end{array}$$

$$\sigma_e = 0,355 \quad m_1 - m_2 = 2,59 \quad \frac{m_1 - m_2}{\sigma_e} = 7,4$$

La différence entre les moyennes, est très supérieure à l'erreur standard, elle est donc hautement significative.

Les moyennes des longueurs des deux échantillons, sont donc significativement différentes, elles correspondent à un débitage différent dans l'un et l'autre cas.

Les pièces du niveau H5 ont une tendance plus laminaire que celles de H4. Or, on sait que ces deux niveaux sont mésolithiques, et H5 est plus ancien que H4. Cette différence de débitage vient peut-être du fait que H5 est plus proche du Paleolithique Supérieur que H4. Sa technique est influencée plus fortement que celle de H4, par celle de l'Azilien, et toutes celles des époques immédiatement précédentes, dont les industries sont riches en lames et lamelles.

Il faut noter que:

La différence 2,59 mm., ne doit pas être prise d'une manière absolue, car 2,59 mm. de plus ou de moins ne sont presque pas sensibles sur une pièce. Cette différence veut dire que le niveau H5 contenait suffisamment de lames et lamelles pour faire monter la moyenne des longueurs, compte tenu très grand nombre de petits éclats présents dans l'industrie.

II.—Comparaison des variances.

Pour comparer les variances, il n'est pas nécessaire d'employer le test F, le nombre des effectifs est plus grand que 30.

J'utilise la méthode de l'erreur-standard, c'est-à-dire, comme pour la comparaison des moyennes, je calcule la marge tolérée pour un écart non significatif entre les variances comparées.

— Comparaison des variances du niveau H4:

$$\begin{array}{ll} \sigma_1^2 = 77,31 & n_1 = 3000 \\ \sigma_2^2 = 57,35 & n_2 = 3000 \\ \sigma_e = 0,018 & \end{array}$$

A cette erreur-standard est comparé, non le rapport direct des deux variances, mais le paramètre z^* :

$$z^* = \frac{1}{2 \log e} \log \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 0,149$$

0,149 est beaucoup plus grand que 0,018.

Les variances des longueurs et celles des largeurs, dans le cas du niveau H4, sont donc significativement différentes.

Les largeurs ont des valeurs plus homogènes que les longueurs, dont les valeurs sont plus étalées.

Cela peut être dû à plusieurs facteurs, comme la matière employée, ou la dimension des nucleus taillés. Cela correspond peut-être à une utilisation maximale des nucleus: au début, il y a production de lamelles, puis lorsque le nucleus est usé, le débitage ne peut donner que des éclats.

Autrement dit, les largeurs des pièces débitées dépendent surtout de la matière employée (à Bismatten, le silex est mauvais: les largeurs sont faibles), tandis que les longueurs dépendent surtout de la technique de débitage et du degré d'usure du nucleus: plus ils sont utilisés, plus les petits éclats abondent.

Il faut remarquer que, à Bismatten, l'abondance de matière première ne devait pas être grande, les silex étaient en majorité, tirés des galets des moraines.

— Comparaison des variances du niveau H5:

$$\begin{array}{ll} \sigma_1^2 = 73,44 & n_1 = 76 \\ \sigma_2^2 = 44,0064 & n_2 = 765 \\ \sigma_e = 0,0343 & \\ z^* = 0,256 & \end{array}$$

0,256 est beaucoup plus grand que 0,0343.

Les variances des longueurs, et celles des largeurs, dans le cas du niveau H5, sont donc significativement différentes.

Les largeurs ont des valeurs plus homogènes que les longueurs, dont les valeurs sont plus étalées.

Les conclusions de ces deux dernières comparaisons sont les mêmes pour les niveaux H4 et H5. et nous pourront faire également les mêmes pour tout niveau industriel étudié ici: les variances de longueurs sont nettement plus élevées que les variances de largeurs. Cela sera vrai pour les industries mésolithiques et beaucoup plus pour les industries magdaléniennes, mais il faudrait le vérifier pour les industries moustéroïdes et aurignacoïdes.

— Comparaison des variances des largeurs des niveaux H4 et H5:

$$\begin{array}{ll} \sigma_1^2 = 57,35 & n_1 = 3000 \\ \sigma_2^2 = 44,0064 & n_2 = 765 \\ \sigma_e = 0,024 & \\ z^* = 0,132 & \end{array}$$

0,132 est beaucoup plus grand que 0,024.

Les variances des largeurs des niveaux H4 et H5, sont significativement différentes.

Les largeurs du niveau H5 sont plus homogènes que celles du niveau H4. Peut-être le matériau était-il meilleur.

— Comparaison des variances de longueurs des niveaux H4 et H5:

$$\begin{array}{ll} \sigma_1^2 = 77,31 & n_1 = 3000 \\ \sigma_2^2 = 73,44 & n_2 = 765 \\ \sigma_e = 0,024 & z^* = 0,025 \end{array}$$

On peut dire que $\sigma_e = z^*$.

Dans ce cas, les variances ne sont pas significativement différentes, la distribution des valeurs est la même dans les niveaux H4 et H5.

III.—Comparaison des coefficients de corrélation.

Pour comparer, ces coefficients, il est nécessaire tout d'abord, de calculer les paramètres z qui y sont attachés:

$$z = \frac{1}{2} \log \frac{1+\rho}{1-\rho}$$

Ces paramètres sont lus directement sur une table, lorsque et sont connus.

$$\begin{array}{lll} P_1 = 0,42 & p_2 = 0,27 & \\ n_1 = 765 & n_2 = 3000 & \\ z_1 = 0,45 & z_2 = 0,28 & z_1 - z_2 = 0,17 \end{array}$$

L'écart-type de la distribution de $Z_1 - Z_2$ est $\sigma_{e_2} = 0,0404$.

La différence $z_1 - z_2$ est supérieure à la valeur de l'écart-type, les deux corrélations entre longueurs et largeurs sont donc significativement différentes dans les niveaux H4 et H5.

Dans le niveau H5, où les corrélations sont les plus élevées, le rapport entre longueurs et largeurs, est plus constant que dans H4. La taille des silex était plus contrôlée sans doute, plus orientée vers un certain modèle. Les nucleus étaient peut-être plus calibrés.

IV.—Comparaison des ellipses (Fig 6)

Il est curieux de constater que l'ellipse des corrélations correspondant au niveau H5, possède la même pente, le même aplatissement, et à peu près les mêmes dimensions que l'ellipse du niveau H4, lorsque, l'on n'a pas tenu compte des «pièces aberrantes» de ce niveau. Par contre, elle est très différente de l'ellipse du niveau H4, calculée sur le total des pièces: celle-ci est plus arrondie, et sa pente témoigne d'un fort pourcentage d'éclats.

Cette observation montre bien que les niveaux H4 et H5 sont distants, et une observation semblable pourrait confirmer celle-ci, si l'on étudiait les pourcentages de modules d'outils.

La présence des «pièces aberrantes» veut dire que; à côté de tout un ensemble cohérent de petits éclats et petites lames, il existe dans le niveau H4, de gros éclats et de grandes lames, sans corrélations avec cet ensemble.

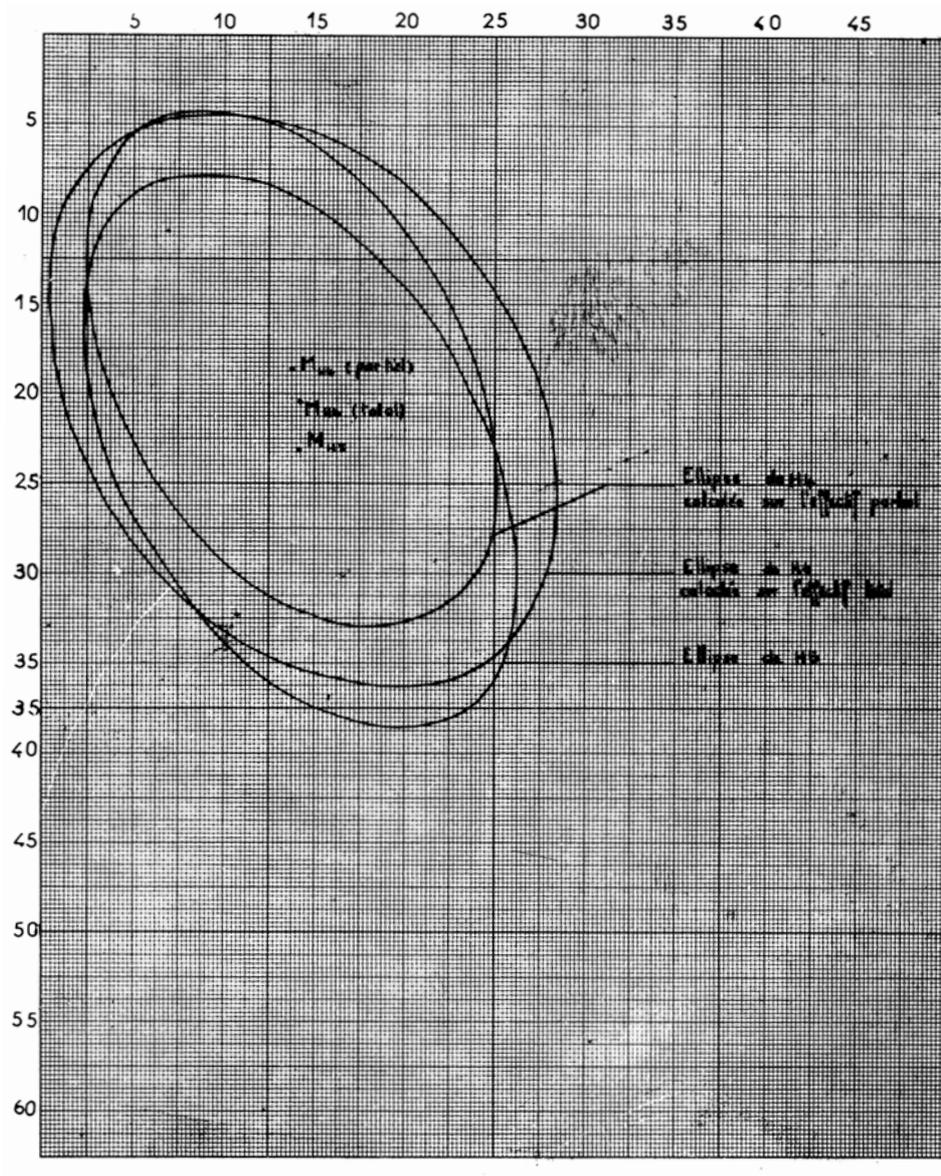


Fig. 6.—Ellipses de corrélations de H4 et H5 de Birmatten.

Si l'ellipse réduite de H4, est semblable à l'ellipse non réduite de H5, on peut penser que la présence de ces grosses pièces constitue un facteur nouveau apparaissant dans le niveau H4.

Parallèlement, et comme nous l'avons remarqué lors de la comparaison des moyennes, le module moyen des pièces se réduit, de même que leur allongement: l'ellipse de H5 est décalée par rapport à celle de H4.

On peut conclure que peut-être, les grosses pièces de H4 correspondent à une utilisation précise, telles quelles, sans façonnage, à une activité nouvelle par rapport à H5. Les petites pièces des deux niveaux qui sont ou des déchets de débitage, ou qui sont destinées à être très façonnées puis emmanchées, constituent le corps de l'industrie des deux niveau sauveterriens.

COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DES MODULES NON RETROUCHES ET DES MODULES D'OUTILS POUR LES NIVEAUX H4 ET H5 DE BIRSMATTEN

Pour compléter cette étude des variations de tailles dans les niveaux H4 et H5 de Birs-matten, il reste à comparer leur répartition dans le diagramme de dispersion, et celle des pourcentages de modules d'outils des mêmes niveaux.

Les modules des outils de ces niveaux ont été mesurés d'après l'échelle donnée par G. Paplace dans sa dernière publication de 1969 (p. 23).

Et l'on peut établir les tableaux suivants, inscrits en pourcentages:

NIVEAU H4

—TABLEAU V—

	eee	lll	ee	ll	e	l	E	L
outils	9,32	1,30	25,37	39,04	12,96	11,50	0,21	0,40
pièces non retouchées	10,13	1,86	39,13	19,43	17,33	11,57		0,55
pièces à retouches fortuites	5,01	0,26	38,52	15,58	8,18	31,41		1,05

NIVEAU H5

—TABLEAU VI—

	eee	lll	ee	ll	e	l	E	L
outils	11,1		31,64	20	17,83	18,60	0,83	
pièces non retouchées	5,89	0,62	34,2	21,84	17,60	19,49		0,36
pièces à retouches fortuites	1,13		35,22	6,80	10,22	42		4,54

1. Etudions les modules «e» et «ll»:

«e» correspond à des éclats de largeurs comprises entre 10 mm et 25 mm; or les largeurs moyennes sont respectivement 14,33 et 14,74 pour les pièces des niveaux H4 et H5.

Les deux modules correspondent donc à la plus grande partie des effectifs. Ils représentent en effet:

	H4	H5
Pour les outils	64,41%	51,04%
Pour les pièces non retouchées	58,56%	56,04%
Pour les pièces a retouches fortuites	54,10%	42,02%

Ces pourcentages sont pris sur le total des pièces de chaque niveau.

—Pour le niveau H4:

Si 64,61 et 58,56 sont des valeurs proches, leur répartition diffère entre les modules d'outils et ceux des pièces non retouchées.

Les outils ont un pourcentage nettement plus grand en «II» que en «e».

$II/e = 0,49$ pour les outils
 $II/e = 1,53$ pour les pièces non retouchées.

Cette remarque nous amène à conclure, que les pièces de module «II», étaient systématiquement façonnées en vue d'un outil.

(Le même rapport $II/e = 0,404$ pour les pièces simplement utilisées, sans façonnage, est aussi faible que celui des pièces non retouchées, et la conclusion précédente reste aussi vraie.)

—Pour le niveau H5:

La répartition entre les deux modules, est identique dans les deux cas:

$II/e = 0,632$ pour les outils
 $II/e = 0,639$ pour les pièces non retouchées

Pour les pièces simplement utilisées, ce rapport est $II/e = 0,019$, donc très faible. Mais l'on remarque par contre que le pourcentage en module «I» est très élevé.

2. Sur la totalité des pièces, comparons maintenant les pourcentages de lames et d'éclats.

—Pour le niveau H4:

47,76% d'éclats	pour les pièces non retouchées
38,60% de lames	
57,79% d'éclats	pour les outils
33,41% de lames	

Le pourcentage de lames non retouchés est très inférieur à celui des éclats, alors que le pourcentage de lames façonnées est légèrement supérieur à celui des éclats façonnés. La remarque précédemment encadrée en est confirmée.

Si l'on ajoutait au diagramme de dispersion des pièces non retouchées, le modules d'outils, nous arriverions à une moyenne générale proche de celle du niveau H5, pour ce qui est des longueurs.

—Pour le niveau H5:

61,40%	d'éclats	
38,60%	de lames	pour les outils
57,69%	d'éclats	
42,31%	de lames	pour les pièces non retouchées

La répartition des éclats et des lames est ici la même pour les outils et pour les pièces non retouchées.

Comme dans H4, il est à noter le fort pourcentage des pièces à retouches fortuites dans le module «I».

Les préhistoriques devaient pouvoir utiliser ces lamelles, sans avoir besoin de les façonner. Cette conclusion rejoint celle qui avait été formulée pour la comparaison des ellipses de H4 et de H5.

On pourrait affiner cette analyse à L'infini, en cherchant les relations entre les modules utilisés, les modules façonnés, et les dimensions des pièces non retouchées. Ce n'est en réalité pas le but de cette note.

Toutes ces remarques sont faites en vue de situer l'industrie par rapport aux diagrammes de dispersion étudiés.

ETUDE DES DIAGRAMMES DE DISPERSION DE TROIS NIVEAUX SAUVETERRIENS DE CULOZ

La station de Culoz est une station mésolithique du Jura méridional. Il faut y distinguer deux parties: l'abri, et la partie occidentale.

Les trois niveaux étudiés ne font pas partie du même remplissage: il s'agit d'une part de deux phases d'un même niveau de la partie occidentale, et d'autre part d'un niveau de l'abri; abri où se trouvaient les deux sépultures mésolithiques de la station.

R. Vilain avait distingué deux phases dans le niveau 1 de «Culoz occidental», a cause: — de deux maximums très nets dans la fréquence des silex taillés à l'intérieur de ce niveau 1.

— d'une différence dans la proportion des divers groupes typologique d'outils.

Par exemple, dans la phase I, les groupes «pointes à dos» et «lames à dos», sont encore représentés, alors qu'ils n'existent pratiquement plus dans la phase II.

Nous ne voulons pas recommencer le détail des calculs à effectuer pour une telle analyse. Nous reproduisons simplement les tableaux de corrélations (tableaux VII - VIII-IX) et, ci-dessous, dressons un tableau comparatif des résultats, pour les niveaux étudiés:

—TABLEAUX X—

	C. O. niveau I phase II	C. O. niveau I phase I	C. abri
Nombre de pièces	N = 446	N = 419	N = 571
moyennes générales	$x_M = 12,66$ $y_M = 17,32$	$x_M = 12,84$ $y_M = 18,48$	$x_M = 10,78$ $y_M = 14,91$
coeff. de régression	$b_{Y/X} = 0,657$ $b_{X/Y} = 0,333$	$b_{Y/X} = 0,706$ $b_{X/Y} = 0,333$	$b_{Y/X} = 0,842$ $b_{X/Y} = 0,411$
variances	var (X) = 42,25 var (Y) = 83,24	var (X) = 29,16 var (Y) = 29,16	var (X) = 39,12 var (Y) = 80,18
covariances	cov (X, Y) = 27,79	cov (X, Y) = 20,59	cov (X, Y) = 32,96
coeff. de corrélations	$\rho = 0,46$	$\rho = 0,48$	$\rho = 0,58$

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	y_i	$y_i x_i$	\bar{y}_i	$(y_i - M_y)$	$(y_i - M_y)^2$
5	1	7		1						9	95	10,5	-13,48	181,71
10	25	36	17	3	1					82	825	10,06	-8,48	71,91
15	15	64	38	12	1					130	1550	11,92	-3,48	12,11
20	9	46	28	16	2					101	1295	12,82	+1,52	2,31
25		22	13	4	6					45	645	14,33	+6,52	42,51
30		6	10	4	4	1	1			26	455	17,50	+11,52	132,71
35		2	5	4	1	2				14	260	18,57	+16,52	272,91
40			3	3		1				7	135	19,28	+21,52	464,11
45			1	1	1					3	60	20	+26,52	703,31
50					1		1			2	60	30	+31,52	993,51
$\sum x_j$	50	183	115	48	17	4	2							
$\sum x_j y_j$	660	3075	2265	1060	465	140	80							
\bar{x}_j	13,2	16,80	19,69	22,08	27,35	35	40							
$(x_i - M_x)$	-7,84	-2,84	+2,16	+7,16	+12,16	17,16	22,16							
$(x_i - M_x)^2$	61,46	8,06	4,66	51,26	147,86	294,46	491,06							
$\sum n_{ij} dy dx$	2069,76	1096,12	301,96	1238,39	1834,21	1133,93	953,76							

$M_y = 18,48$
 $M_x = 12,84$
 $var(X) = 29,16$
 $var(Y) = 61,72$
 $cov(XY) = 20,59$
 $\rho = 0,48$

Tableau VII.—Tableau de corrélations. Phase I. Niveau 1. C. O.

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	$\sum y_i$	$\sum y_i x_i$	\bar{x}_i	$(y_j - M_y)$	$(y_j - M_y)^2$
5	2	13	4								19	200	10,5	-12,32	151,78
10	1	30	26	15	4						76	715	9,40	-7,32	53,58
15		29	62	26	10	3	3				133	1490	11,20	-2,32	5,38
20		13	43	22	8	6					92	1135	12,33	+2,68	7,18
25		2	23	13	13	1	3				55	810	14,72	+7,68	58,98
30			9	10	2	6	2		1		30	530	17,66	12,68	160,78
35			3	10	4	3	1				21	365	17,38	17,68	312,58
40			2	2	3	3		1			11	190	17,2	22,68	514,38
45			1	3	1				1		6	115	19,16	27,68	766,18
50				1							1	20	20	32,68	1067,98
55						1				1	2	80	40	37,68	1419,78
$\sum x_j$	1	76	182	105	46	22	10	1	1	1					
$\sum x_j y_j$	10	785	2615	2190	1090	595	270	40	30	45	55				
\bar{y}_j	10	10,32	14,36	20,85	23,69	27,04	27	40	30	45	55				
$(x_i - M_x)$		-7,66	-2,66	+2,34	+7,34	+12,34	+17,34	+22,34	+27,34	+32,31	+37,32				
$(x_i - M_x)^2$		58,67	7,07	5,47	53,87	152,27	300,67	499,07	747,47	1045,87	1394,27				
$\sum n_{ij} dy dx$		2001,71	100,44	869,07	2152,67	2640,26	1678,51	506,67	346,67	895,17	1406,97				

$M_x = 12,66$
 $M_y = 17,32$
 $var(Y) = 83,24$
 $var(X) = 42,25$
 $cov(XY) = 27,79$
 $\rho = 0,46$

Tableau VIII.—Tableau de corrélations. Phase II - Niveau 1,C.O.

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	$\sum x_i$	$\sum x_i^2$	\bar{x}_i	$(y_j - M_y)$	$(y_j - M_y)^2$
5	1	38	38	2							79	600	7,59	-9,91	98,20
10		85	90	37	4	2					28	210	9,22	-4,91	24,10
15	1	31	53	28	6	1					120	1250	10,41	+0,09	0,008
20		6	34	17	6	5	1				69	800	11,59	+5,09	25,90
25		1	12	14	5	1					33	460	13,13	+10,69	101,80
30			6	7	8	3					24	400	16,66	15,09	227,70
35				6	4	2	1	1			14	285	20,35	20,09	403,60
40				1	3						4	75	18,75	25,09	629,50
45					3			1			4	95	23,75	30,09	905,40
50			1			1				1	3	85	28,33	35,09	1231,30
55							1				1	35	35	40,09	1607,20
60				1							1	15	15	45,09	2033,10
65															
70										1	1	50	50	55,09	3034,90
$\sum y_j$	2	161	234	113	39	15	2	3			2				
$\sum x_i y_j$	20	1650	3145	2010	1010	370	55	135			120				
\bar{y}_j	10	10,2	13,44	17,78	25,89	24,66	27,5	45			60				
$(x_i - M_x)$	$\frac{10}{78}$	-5,78	-0,78	+5,22	10,22	15,22	20,22	25,22			40,22				
$(x_i - M_x)^2$	$\frac{116}{20}$	33,40	0,60	27,24	104,44	231,64	408,84	636,04			1617,64				
$\sum n_{ij} dy dx$	$\frac{105}{85}$	337,94	334,64	1697,38	43789,86	2227,44	509,13	2276,60			3627,03				

$M_y = 14,91$
 $M_x = 10,78$
 $var(X) = 39,12$
 $var(Y) = 80,18$
 $cov(X,Y) = 32,96$
 $\rho = 0,58$

Tableau IX.—Tableau de corrélations. Abri de Culoz.

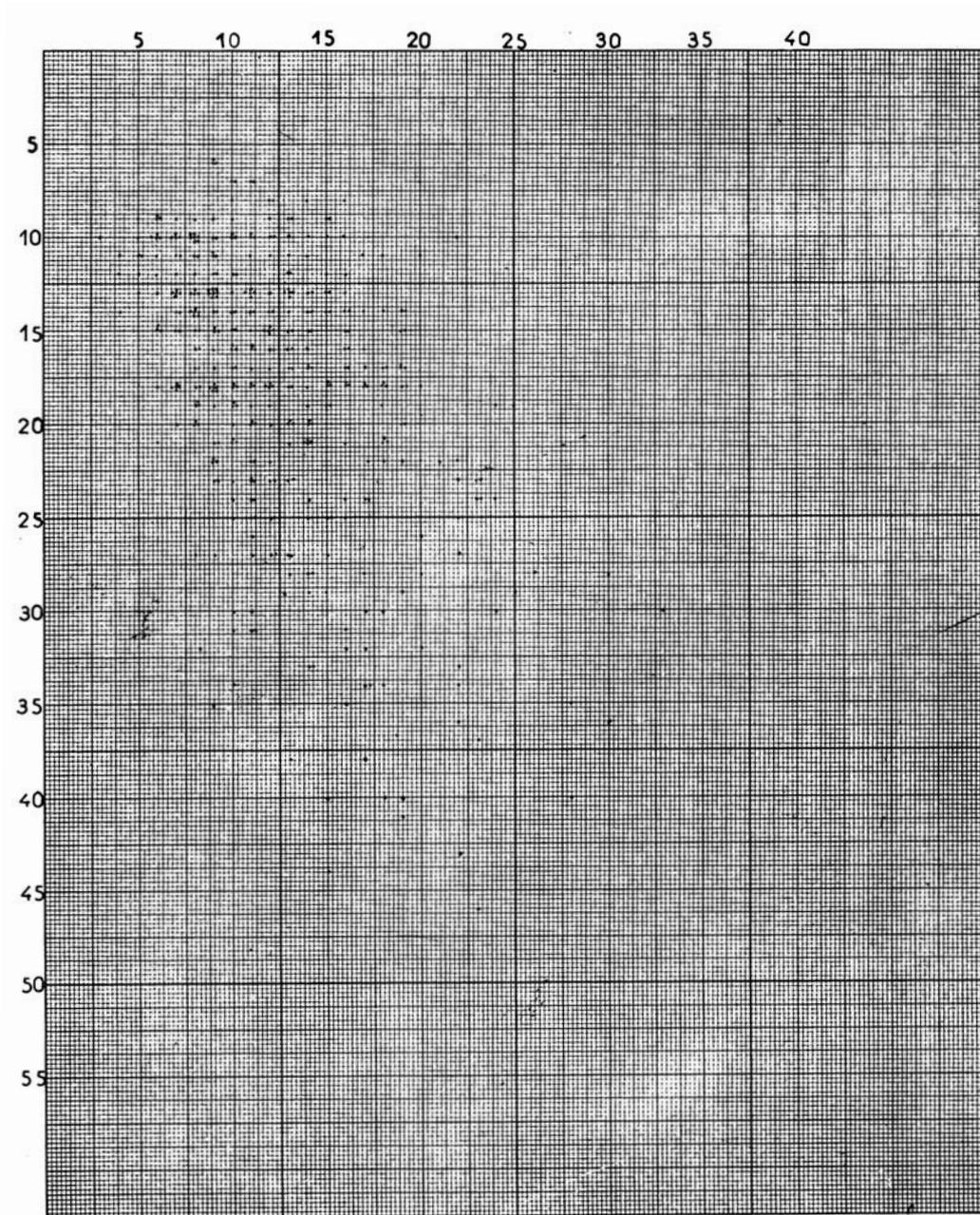


Fig. 7.—Diagramme de dispersion du niveau sauveterrien-phase I de Culoz occidental.

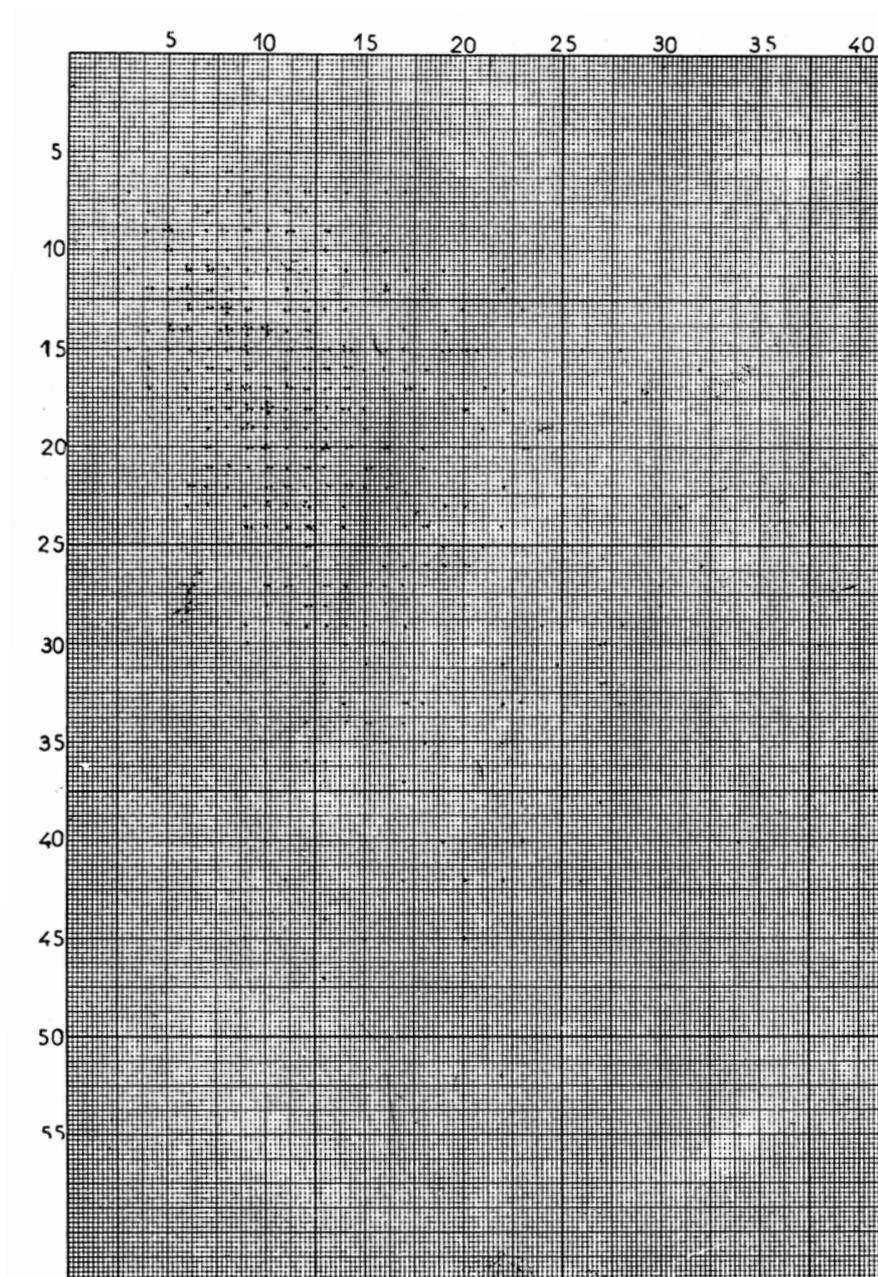


Fig. 8.—Diagramme de dispersion du niveau sauveterrien -phase II -de Culoz occidental.

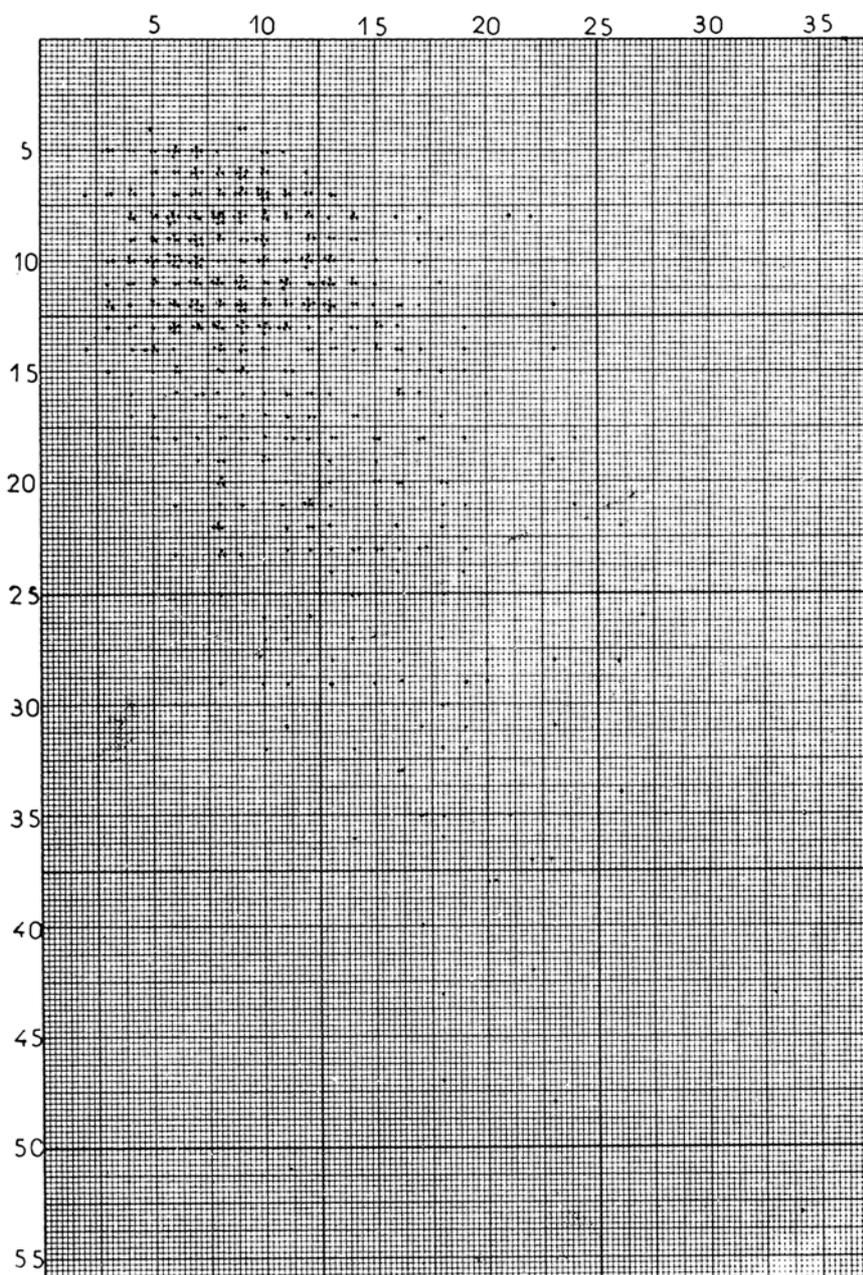


Fig. 9.—Diagramme de dispersion du niveau sauveterrien de Culoz abri.

COMPARAISON DES DEUX PHASES DU NIVEAU 1 DE CULOZ

A la vue de ce tableau, ce qui frappe tout d'abord, c'est la similitude des valeurs correspondant aux deux phases du niveau I de Culoz occidental.

— les moyennes générales.

Il n'est pas nécessaire de faire une comparaison mathématique des moyennes de largeurs, elles sont les mêmes.

Les moyennes de longueurs diffèrent légèrement, étudions cette différence:

$$\begin{array}{lll} m_1 = 18,48 & n_1 = 419 & \sigma_1^2 = 61,72 \\ m_2 = 17,32 & n_2 = 446 & \sigma_2^2 = 83,24 \\ \sigma_e = 0,577 & & \end{array}$$

$$m_1 - m_2 = 1,16$$

La différence obtenue n'est pas supérieure à trois fois l'erreur-standard, on peut donc dire que ces moyennes sont semblables, avec un risque d'erreur de 5%.

Les deux phases ont donc un matériel très proche au point de vue dimensions générales, et au point de vue débitage.

La phase I a une tendance très légèrement plus laminaire que la phase II.

— Les coefficients de régression.

Ils n'offrent pas de différences: les pentes générales des ellipses, seront très voisines pour ces deux phases. On peut dire que le rapport longueurs-largeurs moyen est identique.

— les variances.

Elles divergent nettement.

D'une part, dans les deux cas, les variances de largeurs sont deux fois plus faibles que celles des longueurs; celles-ci sont plus étalées que celles-là. Toutes les remarques déjà faites à ce propos pour les niveaux de Birmatten, restent là aussi vraies. A Culoz comme à Birmatten, les galets glaciaires servaient de matière première, et il est possible que la pauvreté de ce matériau ait amené les hommes à utiliser au maximum leurs nucléus.

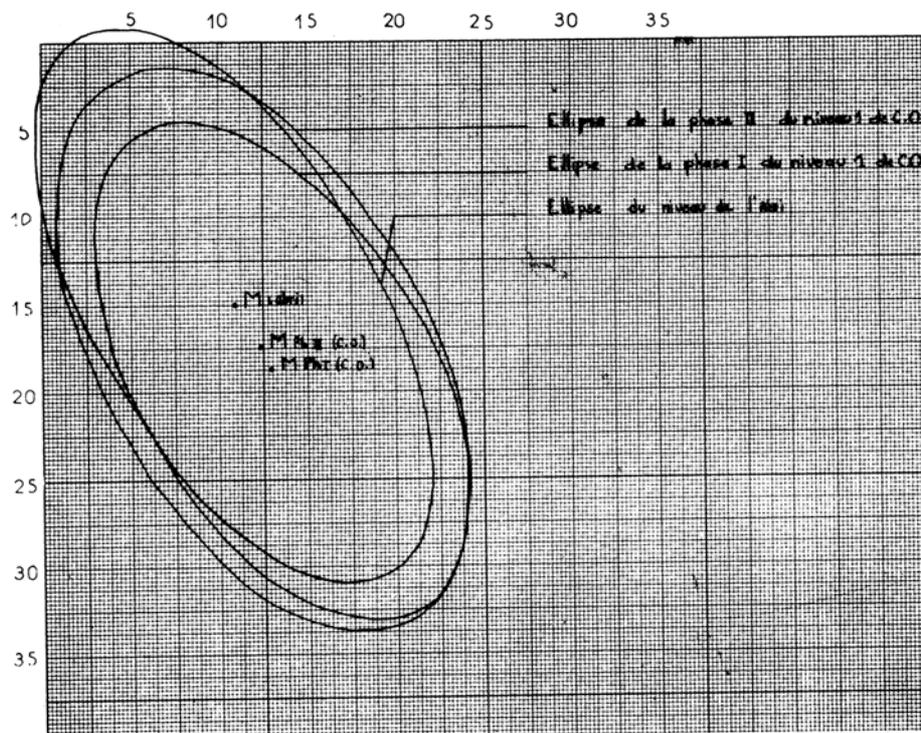


Fig. 10.—Ellipses de corrélations des niveaux sauveterriens de Culoz.

D'autre part, il est intéressant de comparer entre les deux phases, les variances de longueurs, puis de largeurs:

$$\begin{array}{lll} \sigma_1^2 = 83,24 & \sigma_1^2 = 42,25 & n_1 = 446 \\ \sigma_2^2 = 61,72 & \sigma_2^2 = 29,16 & n_2 = 419 \\ z^* = 0,161 & z^* = 0,185 & \sigma_e = 0,047 \end{array}$$

Les valeurs de z^* dans les deux cas, sont plus élevées que trois fois la valeur le mais inférieures à quatre fois cette valeur.

On peut donc dire que les variances des deux phases sont respectivement différentes, et que celles de la phase II, sont plus élevées que celles de la phase I.

Le matériau est peut-être plus homogène dans la phase I que dans la phase II; le débitage plus régulier dans la phase I que dans la phase II.

— Les coefficients de corrélation.

Ils sont les mêmes, à 1/100^e près, et ils sont une valeur moyenne, intermédiaire entre 0 et 1.

On ne peut pas dire que dans ces deux phases, la corrélation entre longueurs et largeurs soit très élevée, ni qu'elle n'existe pas. En réalité, elle est déjà très élevée dans le cadre de cette étude: un très grand nombre de facteurs entrent en jeu dans le débitage des silex, et les relations entre longueurs et largeurs se modifient continuellement, d'un silex à un autre: de plus, la mauvaise qualité du matériau doit être primordiales pour la valeur du coefficient.

COMPARAISON DU NIVEAU 1 DE C.O. AVEC LE NIVEAU DE L'ABRI

Les valeurs correspondant au diagramme de dispersion de l'abri de Culoz, sont bien différentes de celles du niveau 1 de C.O. Il est nécessaire de faire des comparaisons systématiques, dont nous tirerons des conclusions ensuite.

Les valeurs des moyennes sont les mêmes pour les deux phases du niveau 1 de C.O. Comparons celles de l'abri aux valeurs de la phase I:

— Les moyennes de largeurs.

$$\begin{array}{llll} m_1 = 12,84 & \sigma_e = 0,350 & \sigma_2^2 = 39,12 & n_1 = 419 \\ m_2 = 10,78 & \sigma_1^2 = 29,16 & m_1 - m_2 = 2,06 & n_2 = 571 \end{array}$$

2,06 est largement supérieur à 0,350.

On peut dire que les moyennes de largeurs sont significativement différentes.

— Les moyennes de longueurs.

$$\begin{array}{llll} m_1 = 18,48 & \sigma_e = 0,350 & \sigma_2^2 = 39,12 & n_1 = 419 \\ m_2 = 14,91 & \sigma_1^2 = 29,16 & m_1 - m_2 = 3,57 & n_2 = 571 \end{array}$$

3,57 est largement supérieur à 0,350.

Les moyennes des longueurs sont donc significativement différentes.

Dans l'ensemble, les dimensions moyennes des pièces de l'abri sont significativement plus réduites que celles des niveaux sauveterriens de C.O.

Or l'analyse de l'industrie de l'abri a montré que celle-ci était plus spécialisée au point de vue typologique, que celle de la partie occidentale, plus proche d'un faciès azilien.

L'analyse des pièces non retouchées montre que l'ensemble industriel de l'abri a des modules moyens beaucoup plus petits que celui de la partie occidentale. Le niveau de l'abri correspondrait donc à un faciès du sauveterrien, ou comme dit R. Vilain, à une spécialisation, un type d'activités différent.

— Les variances de l'abri sont très différentes de celles de la phase I du niveau 1 de C.O., mais se rapprochent beaucoup de celles de la phase II.

var (X)	var (Y)	$n_1 = 446$	var (X): $z^* = 0,0384$
$\sigma_1^2 = 42,25$	$\sigma_1^2 = 83,24$	$n_2 = 571$	var (Y): $z^* = 0,0187$
$\sigma_2^2 = 39,12$	$\sigma_2^2 = 80,18$	$\sigma_e = 0,0315$	$\sigma_e = 0,315$

Les variances comparées ne sont donc pas significativement différentes.

Les variances de l'abri sont donc proches de celles de la phase II du niveau sauveterrien de la partie occidentale. La technique de débitage doit être identique, le matériau également.

— Le coefficient de corrélation est légèrement plus élevé dans l'abri, que dans la partie occidentale.

On peut penser que la taille des silex était davantage orientée vers des formes précises que dans la partie occidentale.

Cet abri correspond d'ailleurs à un faciès sauveterrien évolué, avec abondance de microburins et géométriques.

En résumé, toutes ces remarques rejoignent et complètent les conclusions de R. Vilain concernant les deux phases du niveau 1 de C.O., et le niveau sauveterrien de l'abri.

1. Ces deux phases font bien partie d'un même ensemble industriel, mais il reste des influences technologiques de Paléolithique supérieur dans la phase I:

— une moyenne de longueurs plus élevée que celle de la phase II, avec une possibilité d'erreurs de 5%.

Il reste dans cette phase quelques lamelles, témoins de l'extrême fin du magdalénien (on en trouve également dans l'industrie); alors qu'elles disparaissent dans la phase II.

— des variances plus petites que dans la phase II. Donc une plus grande concentration des valeurs moyennes, une plus grande régularité dans le débitage.

2. Ces deux phases diffèrent sensiblement de l'abri par leur industrie. L'abri présente des particularités qui l'ont fait classer comme un faciès industriel spécialisé du sauveterrien:

— La très petite taille des pièces n'est pas due au hasard, mais à un besoin réel en microlithes, nécessité par une industrie de géométriques et de microburins.

— Les valeurs élevées des variances montrent le peu d'importance donnée à la régularité du débitage. Ceci sans doute à cause de la grande élaboration du façonnage. Les retouches abruptes des géométriques ne nécessitent pas des formes d'éclats régulières au départ.

EXEMPLE D'ETUDE D'UN DIAGRAMME DE DISPERSION D'UNE INDUSTRIE DU PALEOLITHIQUE SUPERIEUR: LE NIVEAU D DE LA COLOMBIERE (AIN)

Il apparaît souhaitable, à la suite de cette étude de cinq niveaux sauveterriens, d'analyser les caractères dimensionnels d'une industrie du Paléolithique supérieur, pour voir quels seraient les rapports éventuels entre les deux. Il aurait été idéal de disposer d'une industrie azilienne, et d'une industrie magdalénienne, mais seule cette dernière a été étudiée.

L'appartenance du niveau D de La Colombière au Paléolithique supérieur n'est pas contestable. Mais représente-t-il un faciès du Périgordien, ou du magdalénien il semble que MM. Allain et Pradel aient tranché la question (BSPF? 1958-59), en l'attribuant définitivement au magdalénien d'après l'industrie osseuse, et certains caractères de l'industrie lithique.

Les pièces mesurées (1), sont le résultat des fouilles de M. Mayet, et J. Pissot (1915), et de J. H. Moviüs (1956). A cette époque, tous les petits éclats n'étaient pas récupérés, et ce fait entraîne une erreur notable dans les moyennes générales qui sont alors plus élevées qu'elles n'auraient dû, avec une fouille systématique.

Cette étude donne malgré tout une échelle de valeurs, une idée de l'aspect possible des diagrammes de dispersion des industries du Paléolithique supérieur.

Une fois le diagramme de dispersion réalisé (Fig. 11), et le tableau de corrélations (Tableau XI) établi, donnons la liste des résultats:

$X_M = 18,31$ $Y_M = 40$
var (X) = 107,77 var (Y) = 307,77
cov (X, Y) = 78,83
$\rho = 0,42$

Pour le calcul de l'ellipse, les valeurs trouvées sont les suivantes:

$$\begin{aligned} \lambda\sigma_x &= 18,84 & \lambda\sigma_x \sqrt{1-\rho^2} &= 16,95 \\ \lambda\sigma_y &= 31,57 & \lambda\sigma_y \sqrt{1-\rho^2} &= 28,41 \end{aligned}$$

En conclusion, compte tenu des erreurs précisées au départ, il apparaît que certaines caractéristiques de cette distribution doivent être retenues:

1. La valeur élevée des moyennes: elles sont deux fois plus grandes, que celles des niveaux sauveterriens étudiés:

	Largeurs	Longueurs	
La Colombière	18,31	40	Magdalénien
Birmatten H4	14,33	20,22	Sauveterrien
H5	14,74	22,86	
C. O. niveau 1 ph. I	12,84	18,48	
ph. II	12,66	17,32	
C. abri	10,78	14,91	Sauveterrien à tendances tardenoisienne

Ce tableau montre à quel point le magdalénien de la colombière fait partie d'un tout autre domaine que le sauveterrien des autres niveaux. Il y a une nette disjonction entre ses valeurs, et celles du sauveterrien.

On peut dire aussi, qu'il y a une disjonction des valeurs du sauveterrien de l'ensemble «Birmatten + niveau 1 de Culoz occidental», avec celles du sauveterrien de l'abri de Culoz. Ce dernier représenterait un sauveterrien attardé, de tendance tardenoisienne.

Ces disjonctions ne sont donc pas dues au hasard, mais sont en relation directe avec le type d'industrie, les types d'outils les plus fréquemment façonnés: le magdalénien possède une industrie sur lames et lamelles; le sauveterrien possède une industrie sur lamelles et petits éclats; le tardenoisien possède une industrie sur petits éclats essentiellement.

(1) Coll. labo. geol. de Lyon.

	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	y_i	$x_i x_i$	\bar{x}_i	$(y_i - M_y)$	$(y_i - M_y)^2$	$(x_i - M_x)^2$	$(y_i - M_y)(x_i - M_x)$
5																							
10	2	3		3	2												10	150	15	-30	900	9000	
15	15	2	2	6		3	1										29	370	12,75	-25	625	18125	
20	17	26	8	5	5	7	3	2	1								74	1130	15,27	-20	400	29600	
25	10	27	10	7		3	1		1	1							60	830	13,83	-15	225	13500	
30	10	33	19	11	5	4	4		1	2	1			1			91	1540	16,92	-10	100	9100	
35	4	36	36	15	2	4	4	3					1				105	1710	16,28	-5	25	2625	
40	4	31	23	18	3	2	3		2	1							87	1415	16,26	0	0	0	
45		5	27	22	2	1		2	1								60	1100	18,33	+5	25	1500	
50		2	14	11	6	5	2	1	2								43	950	22,09	10	100	4300	
55			17	14	6	3	2	1									43	885	20,58	15	225	9675	
60			13	11	6	4	2	3									39	875	22,43	20	400	15600	
65		1	5	5	3	4	1	3	2								24	625	26,04	25	625	15000	
70		1	3	3	3	2	3	1								1	18	475	26,38	30	900	16200	
75		1	1	4	2	1			1								10	225	22,50	35	1225	12250	
80			1	1	1	2	1				1						7	210	30	40	1600	11200	
85					2	1		1	2								6	210	35	45	2025	12150	
90			1			1			2								4	135	33,7	50	2500	10000	
95						1	1										2	65	32,5	55	3025	6050	
100																							
105						1				1	1						3	135	45	65	4225	12675	
110										1							1	50	50	70	4900	4900	
115																							
120																							
125									1								1	45	45	85	7225	7225	
$\sum x_j$	62	168	180	136	48	49	28	17	16	6	3					1							
$\sum x_j^2$	1435	5280	7600	5855	2345	2310	1260	870	855	340	215					35							70
$\sum y_j$	23,1	31,42	42,22	43,05	48,85	47,14	45	51,7	53,43	56,66	71,66					35							70
$(x_i - M_x)$	-13,31	-8,31	-3,31	-1,69	6,69	11,69	16,69	21,69	26,69	31,69	36,69					46,69							61,69
$\sum (x_i - M_x)^2$	10983,68	10801,42	972,09	388,42	2148,29	6696,14	7799,57	7997,75	11397,69	6025,53	4038,46					2179,95							3805,65
$\sum y_j^2$	13908,95	12049,50	-13,24	701,35	2843,25	4033,05	2336,60	4338	9074,60	2852,10	3302,10					233,45							1850,7

$M_x = 18,31$
 $M_y = 40$
 $var(X) = 109,77$
 $var(Y) = 307,77$
 $cov(XY) = 78,83$
 $r = 0,42$

Tableaux XI.— Tableau de corrélations. Niveau de la Colomnière.

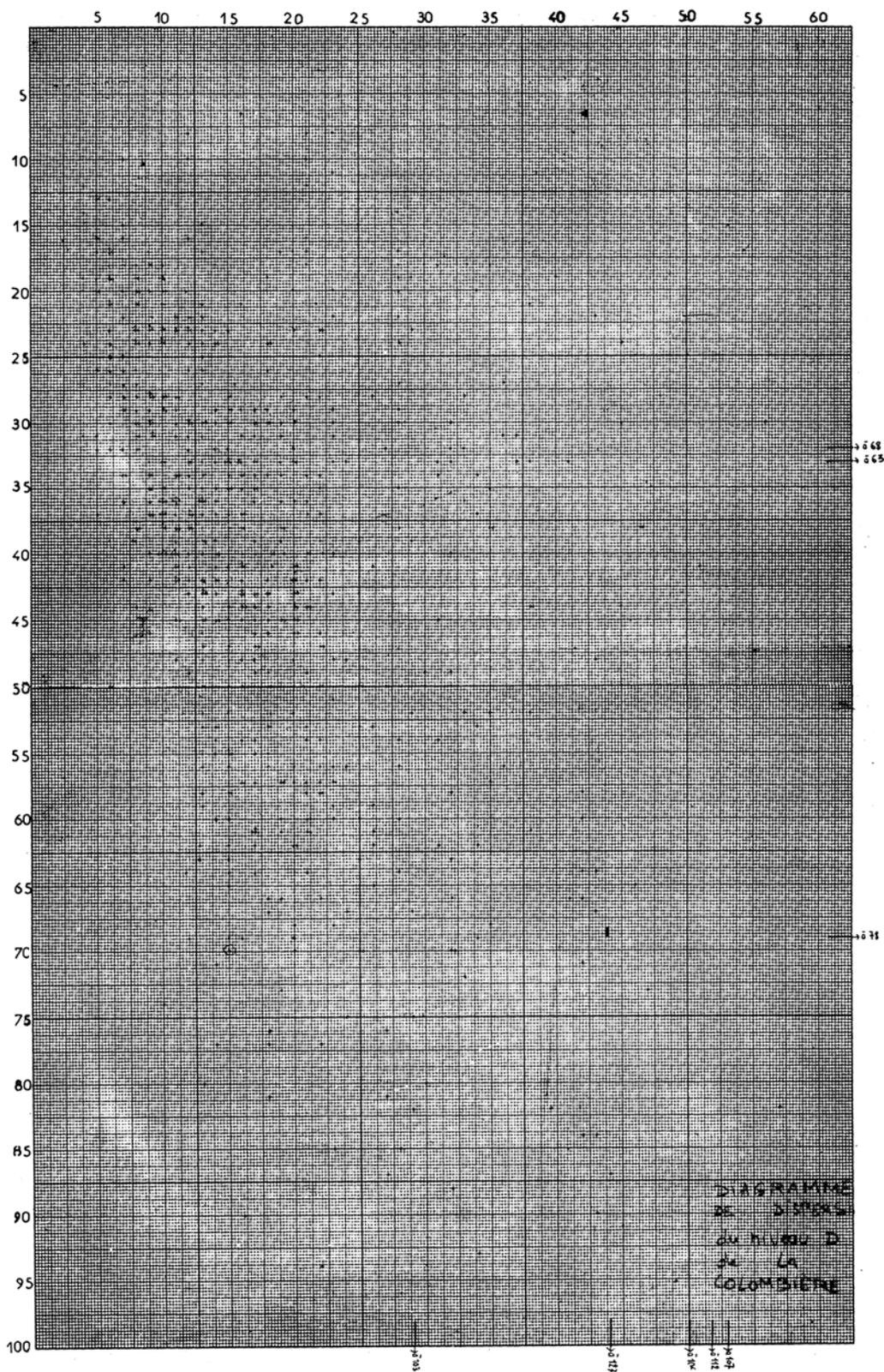


Fig. 11.—Diagramme de dispersion du niveau D de la Colombie.

2. La valeur élevée des variances, due à la gamme étendue des dimensions des pièces de ce Magdalénien: aussi bien de toutes petites, comme celles du mésolithique, que de grandes lames ou de grands éclats, avec prédominance des lames. Ces grandes variances ont pour conséquence une ellipse beaucoup plus grande que celles des niveaux sauveterriens.

3. Le coefficient de corrélations est peu différent de ceux des niveaux sauveterriens:

La Colombière		0,42
Birsmatten	H4	0,27
	H5	0,42
Culoz O.	ph. I	0,48
	II	0,46
Culoz abri		0,58

Deux niveaux se distinguent quant à ce coefficient:

- H4 de Birsmatten, avec 0,27. La faiblesse de cette valeur vient de la présence dans ce niveau de «pièces aberrantes», dont l'explication a été donnée p. 7.
- L'abri de Culoz, avec 0,58; ce niveau sauveterrien a des tendances tardenoisienues, peut-être cette différence vient-elle de ce fait. Peut-être que les industries tardenoisienues ont pour caractéristique un fort coefficient de corrélation: pour le savoir, il faut en analyser et calculer ces coefficients.

Si le coefficient de corrélation d'un niveau magdalénien est identique à ceux de niveaux sauveterriens, deux remarques peuvent être faites:

- Ce coefficient est indépendant des dimensions générales des pièces débitées.
- Ce coefficient est indépendant des variances des longueurs et des largeurs. Il est donc indépendant du fait que les pièces d'un même niveau aient des dimensions homogènes ou non.

A quels facteurs doit-il sa valeur? Peut-être essentiellement à la nature du matériau employé.

Une fois tous les calculs terminés, reportons toutes les ellipses sur un même graphique (Fig. 12).

Toutes les remarques précédentes sont ainsi matérialisées.

Deux ellipses se distinguent, à la fois par leurs positions et par leurs dimensions:

- celle de l'abri de Culoz, dont la moyenne générale est petite, et qui est plus étroite que les autres, à cause de son fort coefficient de corrélation.
- celle du niveau D de La Colombière, dont la moyenne générale est très grande, et dont les dimensions sont le double des autres, à cause de ses variances élevées.

Il faut remarquer la grande similitude des pentes moyennes des ellipses des niveaux sauveterriens, et leur localisation par rapport à l'ellipse magdalénienne.

CONCLUSIONS

Il ne suffit pas d'étudier trois ou quatre niveaux d'une même industrie, définir les caractères dimensionnels de celle-ci.

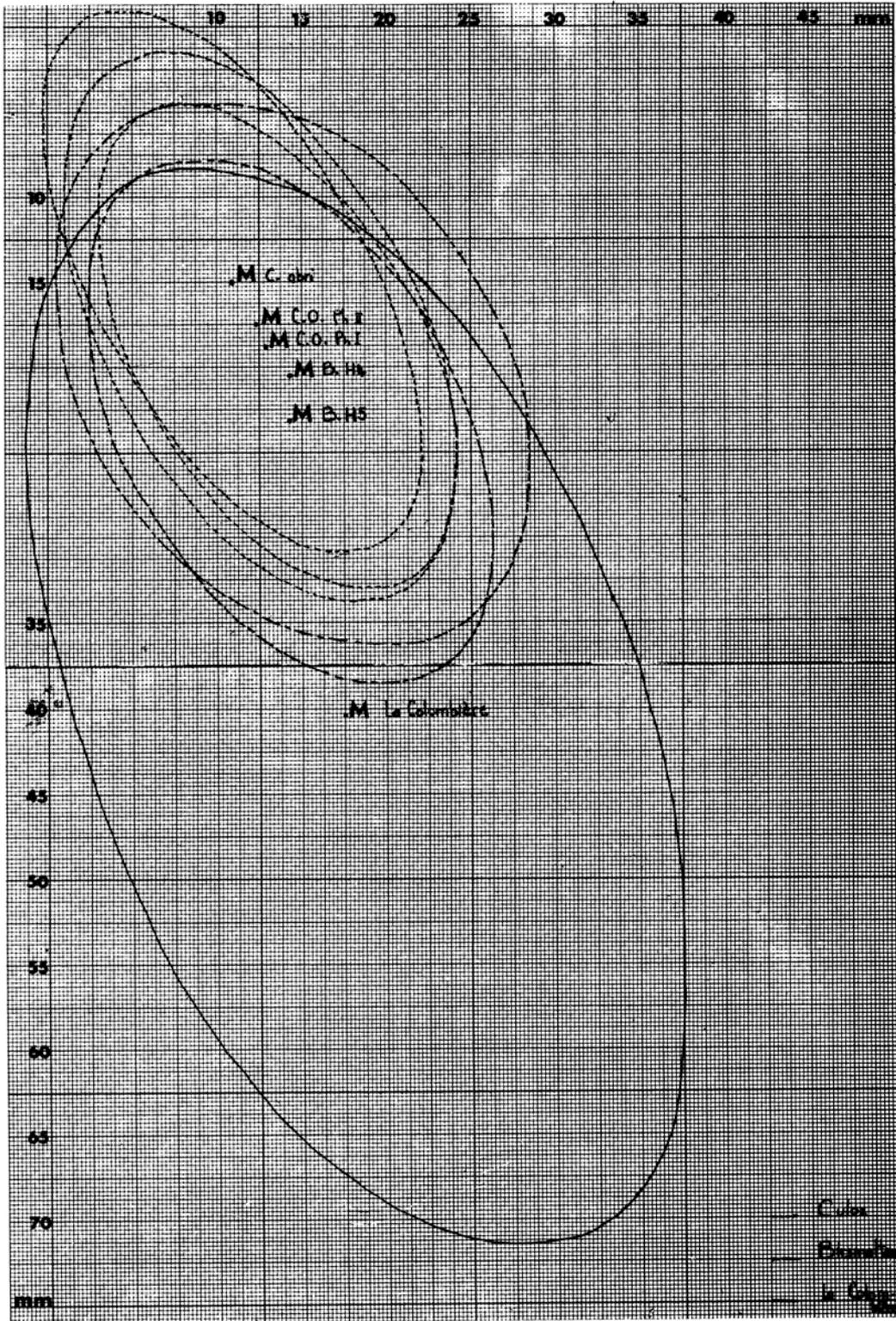


Fig. 12.—Ellipses de corrélation de tous les niveaux étudiés.

Chaque niveau a sa personnalité, qui est une réponse d'un certain type d'hommes (par exemple les hommes mésolithiques) au problème de la survie posé par son milieu. Celui-ci varie suivant les latitudes et les climats.

Il s'agit, à travers toutes ces variations, de retrouver l'ensemble industriel correspondant à ce type d'hommes, et pour ce faire, d'analyser de très nombreuses séries de niveaux. Ceci permet de définir les limites de cet ensemble industriel avec un pourcentage d'erreurs contrôlable.

L'étude des caractères dimensionnels n'est qu'un moyen; il offre l'avantage de pouvoir utiliser les techniques statistiques. Il sert à compléter les données de la typologie analytique, dont le but est identique.

Par la suite, il faudrait arriver à dégager les caractères dimensionnels de plusieurs ensembles industriels, en établissant des comparaisons systématiques.

On définirait des «ensembles d'ellipses» auxquels on rapporterait les échantillons, puis on classerait ces ensembles.

BIBLIOGRAPHIE

- BANDI, H. G. (1963).—Birmatten-Basisgrotte, eine Mittelsteinzeitliche Fundstelle im untren Birstal. *Acta Bernensia I*, Bern, 266 p., 137 fig.
- BOHMERS, A. and WOUTERS. A. Q. (1956).—Statistics and graphs in the study of flint assemblages. *Paleohistoria, Groningen*, Vol. V, p. 1-38, 7 fig., 2 pl.
- DEFRISE-GUSSENHOVEN, E. (1955).—Ellipses équiprobables et taux d'éloignement en biométrie. *Bull. Inst. royal des Sciences Nat. de Belgique, Bruxelles*, t. XXXI. n.º 26, 31 p., 8 fig.
- FISHER, R. A. and YATES, F. (1948).—Statistical tables. *Oliver and Boyd*, Edinburg, 6.º éd., 146 p.
- LAMOTTE, M. (1948).—Introduction à la Biologie quantitative. *Masson et Cie*, Paris, 369 p., 83 fig.
- LAPLACE, G. (1964).—Essai de typologie systématique. *Annali dell'Università di Ferrara N. S. Sez. XV. Paleontologia Umana e Paleontologia*, Ferrara, Vol. I, suppl. II. 86 p., 8 fig.
- LAPLACE, C. (1968).—Recherches de Typologie analytique 1968. *Originari. II*, Rome, p. 7-64, 26 fig.
- MAYET, L. (1914).—La préhistoire de l'Ain, et les fouilles de la Colombière. *Ann. de la Soc. Emul. de l'Ain*, t. 47, p. 5-40.
- MAYET, L. et PISSOT, J. (1915).—Abri-sous-roche préhistorique de la Colombière près Poncin (Ain). *Ann. Univ. Lyon*, ser. 1, t. 39, 205 p., 100 fig., 25 pl.
- MOVIUS HALLAM, Jr. and JUDSON SHELLON (1956).—The rock-shelter of la Colombière. *American school of prehistoric research*, Peabody museum, Harvard university, bull. n.º 19, 176 p., 52 fig.
- PRADEL, L. (1959).—A propos de l'âge de la couche à galets gravés de la Colombière. Périgordien ou Magdalénien. *Bull. Soc. Préhist. fr.*; Paris, t. LVI, n.º 1-2, p. 32-33.
- SACKETT, J. R. (1966).—Quantitative analysis of Upper Paleolithic Stones Tools. *American Anthrop.*, Los Angeles, Vol. 68, n.º 2, Part. 2, p. 356-394, 5 fig. 15 Tbl.
- VERTES, L. (1965).—The depot of silex blades from Boldogkövöralja. A technological model of manufacture of stone implements. *Acta Arch. Hung. Budapest*, Tomus XVIII, p. 129-136, 5 fig.
- VILAIN, R. (1961).—Le gisement de Sous-Balme à Culoz (Ain) et ses industries microlithiques. *Doc. Labo. Geol. Fac. sci. Lyon*, n.º 13 219 p., 23 pl. 45 fig., 10 tabl., 4 cartes.