RECHERCHES SUR LE PASSAGE DE LA LATERALITE A LA TRANSVERSALITE

Georges Laplace

Mais il est impossible de bien combiner deux choses sans une troisième : il faut entre elles un lien qui les assemble. Il n'est pas de meilleur lien que celui qui de lui-même et des choses qu'il unit fait un seul et même tout.

PLATON Timée.

1. LES ETAPES DE LA TYPOMETRIE

Faut-il rappeler que c'est vers 1950 que nous décidions avec F. Bordes de convenir d'un module de débitage qui permettrait de différencier l'éclat de la lame, dénominations usuelles variant selon les auteurs. La discussion eut lieu à l'Institut de Paléontologie Humaine : le rapport de la longueur à la largeur égal à 2 fut retenu d'un commun accord, pour sa simplicité même, comme critère de discrimination entre éclats et lames. On sait que cette distinction arbitraire qui, dans mon esprit tout au moins, ne pouvait être que provisoire, est devenue intangible pour les dévots de la typologie charismatique. Quelques années plus tard, au fur et à mesure que progressait la formulation rationnelle de la typologie analytique (LAPLACE 1957, 1964, 1968), la mensuration de produits bruts ou de produits façonnés de débitage, notamment de grattoirs, devait non seulement imposer une nouvelle approximation du module constituant le seuil entre objets courts et objets longs, celui de 1,5, mais encore conduire à proposer un rapport de la largeur à l'épaisseur légèrement supérieur à 2 pour différencier les pièces carénoïdes des pièces plates (1) et le seuil angulaire de 45° comme limite inférieure du passage de la latéralité à la transversalité, ceci en accord avec A. Bohmers, fondateur incontestable de la morphométrie (BOHMERS et WOUTERS 1956). Néanmoins, la valeur commode du seuil de 1,5 pour le module d'allongement devait se révéler trop faible à l'épreuve de mensurations systématiques effectuées avec le maximum de rigueur sur de grands ensembles de grattoirs classés selon la connaissance empirique. C'est ainsi que le seuil module 1,5 devait être substitué par le

---

(1) "Il apparaît donc que les valeurs 2,3 et 2,2 constituent pratiquement la limite entre les indices de carénage des grattoirs plats et des grattoirs carénés" (LAPLACE 1964).

seuil module $\emptyset = \frac{\sqrt{5+1}}{2} = 1,618...$, soit, pratiquement, 1,6 exprimant la division d'un segment en moyenne et extrême raison selon le birapport $\frac{a}{b} = \frac{b}{c}$, dans lequel $a + b = c$, soit $\frac{a}{b} = \frac{b}{a+b}$. Cette constatation surprenante devait entraîner cette autre non moins inattendue selon laquelle le seuil de carénage précédemment établi empiriquement n'était autre que le module $\emptyset + \frac{1}{\emptyset} = 1,618... + 0,618... = 2,236...$, c'est-à-dire $\sqrt{5}$ (LAPLACE 1974a) (Fig. 1).

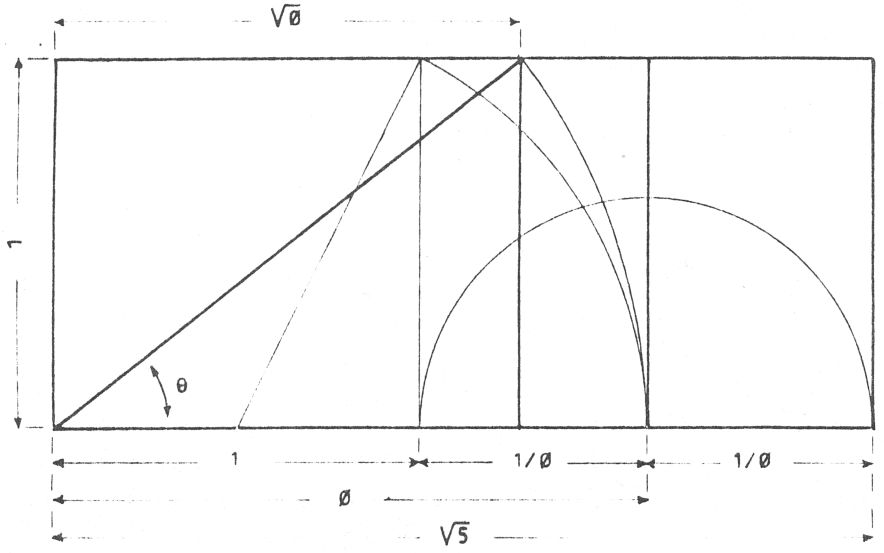

Figure 1

Un dernier progrès, décisif, devait être marqué par la détermination mathématique et la définition du rectangle minimal (LAPLACE 1977) permettant de lever toute ambiguïté quant à l'orientation rationnelle de l'objet et, par voie de conséquence, de fixer les mensurations tridimensionnelles, les modules d'allongement, de carénage et de carénage pondéré donnant le moyen de faire respectivement le départ soit entre objets courts et objets longs, soit entre objets plats et objets carénoïdes et, parmi ceux-ci, entre carénoïdes épais et carénoïdes massifs (LAPLACE 1974b).

Parvenu à ce point, il restait à examiner la validité du seuil angulaire de 45°, valeur provisionnelle qui faisait problème notamment lors de la différenciation de certaines formes attribuables soit à des Racloirs latéro-transversaux soit à des Pointes et de certaines formes attribuables soit à des Pointes à dos soit à des Troncatures.

On décrira ici les modalités, les étapes et les conclusions d'un essai conduit sans opinion préconçue, qui se présente comme une confrontation des résultats obtenus par une démarche méthodique avec les induction spontanées de la connaissance empirique.

2. LA DEMARCHE METHODIQUE

2.1 Le choix de l'échantillon

L'échantillon retenu provient de notre fouille du gisement caspien de Faïd Souar II (LAPLACE 1966, VALLOIS 1971), situé entre les djebels Tarf et Sidi R'geis sur le Hauts Plateaux du Constantinois, en 1954. Il est constitué par la totalité des 661 pièces obtenues par une retouche abrupte façonnant caractéristiquement les extrémités distale et proximale d'un éclat, c'est-à-dire d'objets de l'ordre des Abrupts classés empiriquement dans les groupes typologiques des Bipointes à dos, des Pointes à dos tronquées, des Lames à dos tronquées et

des Bitroncatures.

2.2 Le procédé de mensuration angulaire

L'instrument mis au point est constitué par une plaquette rigide portant une équerre fixe en matière plastique transparente superposée à un rapporteur d'angle mobile, circulaire ou hémicirculaire, de même matière, dont le centre coïncide rigoureusement avec le sommet de l'angle interne de l'équerre, le tout sur fond de papier millimétré disposé conformément aux axes de l'équerre.

L'objet est posé sur l'un des côtés de l'équerre de manière à ce qu'il soit orienté, grâce au fond millimétré, selon le rectangle minimal. La mesure, au moyen du rapporteur mobile, de l'angle formé par la retouche atteignant une précision de l'ordre du demi-degré, la valeur centrale de chacune des 90 classes du tableau des données sera représentée par un nombre entier.

2.3 Le tableau des données (Tableau 1)

ª	A	B	C	D	ª	A	B	C	D	ª	A	B	C	D
01	0	0	0	0	31	12	12	1	1	61	9	3	3	7
02	0	0	0	0	32	19	19	3	6	62	5	1	2	2
03	2	2	0	0	33	18	18	2	5	63	8	2	5	7
04	6	6	0	0	34	15	15	2	4	64	6	3	2	6
05	12	12	0	0	35	24	24	3	4	65	4	2	1	4
06	6	6	1	1	36	25	25	5	8	66	3	2	0	2
07	4	4	0	0	37	19	19	4	5	67	6	2	1	4
08	13	13	0	0	38	19	19	2	5	68	4	1	2	3
09	6	6	0	0	39	49	49	14	25	69	4	0	3	4
10	6	6	0	1	40	38	38	9	13	70	2	1	0	0
11	5	5	0	0	41	43	43	7	16	71	2	1	1	1
12	10	10	1	1	42	57	57	13	24	72	4	4	0	4
13	12	12	0	2	43	49	49	13	21	73	4	3	0	3
14	9	9	3	5	44	44	44	16	26	74	4	2	0	1
15	8	8	2	2	45	55	23	14	26	75	6	2	2	4
16	11	11	0	0	46	34	21	10	17	76	6	1	1	1
17	11	11	1	1	47	35	20	16	25	77	5	4	1	4
18	17	17	0	1	48	50	21	21	32	78	3	1	2	3
19	7	7	2	2	49	38	21	18	23	79	2	1	0	0
20	19	19	0	1	50	43	21	20	31	80	5	2	1	2
21	18	18	1	3	51	24	8	13	19	81	4	3	0	1
22	19	19	2	2	52	34	18	15	24	82	3	1	0	3
23	26	26	3	6	53	17	7	7	11	83	4	3	1	3
24	20	20	0	1	54	26	15	9	16	84	3	2	0	2
25	16	16	2	3	55	18	9	6	9	85	6	3	0	2
26	11	11	0	0	56	18	8	8	16	86	2	0	0	0
27	16	16	0	1	57	10	2	4	6	87	5	4	0	1
28	11	11	1	2	58	12	4	5	8	88	2	2	0	0
29	16	16	2	5	59	7	4	3	4	89	2	1	0	1
30	17	17	0	2	60	11	8	2	6	90	3	2	0	0

Tableau I

Il comprend quatre colonnes relatives à quatre séries de mensurations :

a - la Série A, ou série globale, comporte les 1322 mensurations provenant de la totalité des 661 pièces examinées ;

b - la Série B représente l'effectif de la série globale diminué des seules pièces bitronquées dont les deux troncatures sont définies par le seuil inférieur

conventionnel de 45° (LAPLACE 1968, 1974a), c'est-à-dire dont l'angle de retouche est compris entre 45° et 90°, soit 1034 mensurations portant sur 517 pièces ;

c - la série C est restreinte aux objets façonnés par une double retouche abrupte concave, retouche caractéristique de la plupart des objets classés spontanément dans le groupe typologique des Bitroncatures, soit 314 mensurations portant sur 157 pièces ;

d - la série D, enfin, comprenant la totalité des mensurations de la série C augmentée des 237 mensurations effectuées sur les objets ne présentant qu'une simple retouche abrupte concave, soit 551 mensurations effectuées sur 394 pièces.

2.4 Les diagrammes différentiels

Une bonne représentation de la distribution de chaque série du tableau des données quantitatives est obtenue par un diagramme en bâtons où les effectifs sont portés en ordonnée et les valeurs angulaires en abscisse (figure 2). Ces distributions réelles se caractérisent par un maximum de chaque côté duquel les effectifs décroissent plus ou moins régulièrement. Elles évoquent ainsi le dessin de courbes "en cloche" plus ou moins aplaties et asymétriques. Des paramètres permettent de définir, pour chaque distribution, des caractéristiques de tendance centrale, de dispersion et de forme :

a - la moyenne $\bar{x}$, paramètre de position, caractérise la tendance de la valeur centrale ;

b - l'écart-type s, paramètre de dispersion, caractérise la dispersion ;

c - le coefficient de variation ou de variabilité CV, rapport de l'écart-type à la moyenne, quantité sans dimension indépendante des unités choisies, c'est-à-dire invariante si on effectue un changement d'échelle, est un paramètre de dispersion relative permettant de comparer plusieurs distributions ;

d - le coefficient d'asymétrie g1 de Fisher, sans dimension, invariant par changement d'origine et d'échelle, est un paramètre de forme nul pour les distributions symétriques unimodales, positif lorsque l'étalement est accentué à droite et négatif dans le cas contraire ;

e - le coefficient d'aplatissement ou de kurtosis g2 de Fisher, sans dimension, invariant par changement d'origine et d'échelle, est un paramètre de forme nul lorsque la distribution est normale (mésokurtique), positif lorsque la distribution est moins aplatie que la distribution normale de même moyenne et de même écart-type (leptokurtique), et négatif dans le cas contraire (platykurtique).

On calcule pour chaque distribution les valeurs de ces paramètres de position, de dispersion et de forme (Tableau II).

Tableau II

	A	B	C	D
$\bar{x}$	41,01	37,05	46,91	47,94
s	16,78	16,03	11,36	13,13
CV	.409	.432	.242	.273
g1	+ 0,15	+ 0,37	- 0,29	+ 0,18
g2	+ 0,36	+ 0,79	+ 1,97	+ 1,33

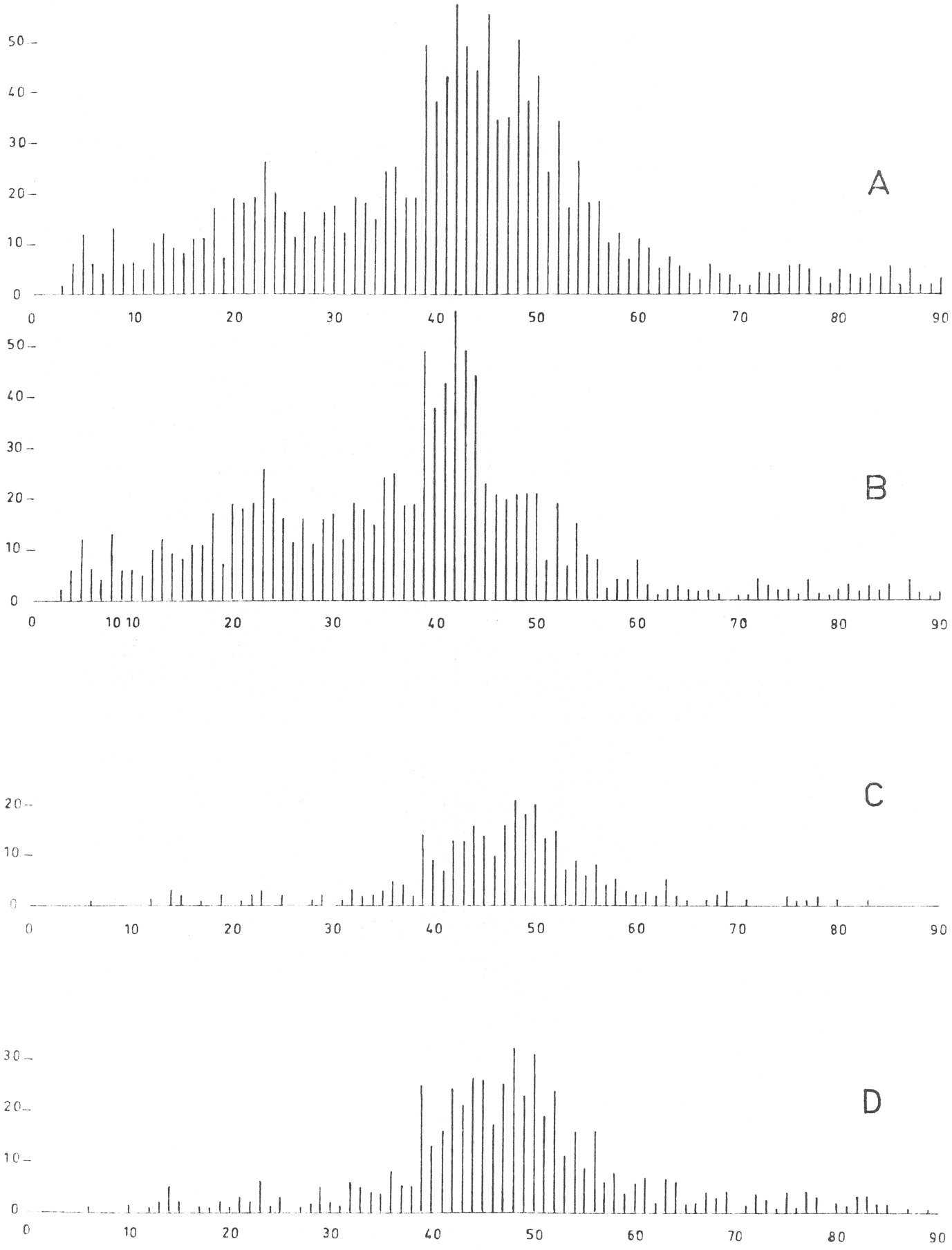

Figure 2

On constate notamment que c'est la Série C, celle des pièces à double retouche abrupte concave, qui présente les plus faibles écart-type et coefficient de variabilité, le seul établement accentué à gauche, c'est-à-dire la seule obliquité dextre, la plus forte leptokurtosis, ensemble de traits caractéristiques d'une relative singularité.

2.5 Les distributions sont-elles normales ?

Tableau III

	Série A		Série B		Série C		Série D	
	C	O	C	O	C	O	C	O
- infini								
		110,2 121		86,2 91		26,2 22		45,9 40
- 1,383	17,8		14,9		31,2		29,8	
		110,2 126		86,2 91		26,2 10		45,9 22
- 0,967	24,8		21,6		35,9		35,3	
		110,2 70		86,2 92		26,2 25		45,9 43
- 0,674	29,7		26,3		39,3		39,1	
		110,2 66		86,2 60		26,2 29		45,9 53
- 0,430	33,8		30,2		42,0		42,3	
		110,2 83		86,2 49		26,2 29		45,9 73
- 0,210	37,5		33,7		44,5		45,2	
		110,2 149		86,2 83		26,2 24		45,9 42
0	41,0		37,1		46,9		47,9	
		110,2 150		86,2 106		26,2 55		45,9 86
+ 0,210	44,5		40,4		49,3		50,7	
		110,2 174		86,2 149		26,2 33		45,9 54
+ 0,430	48,2		43,9		51,8		53,6	
		110,2 139		86,2 108		26,2 31		45,9 41
+ 0,674	52,3		47,8		54,6		56,8	
		110,2 89		86,2 89		26,2 18		45,9 24
+ 0 967	57,2		52,5		57,9		60,6	
		110,2 58		86,2 49		26,2 15		45,9 26
+ 1,383	64,2		59,2		62,6		66,1	
		110,2 97		86?2 67		26,2 23		45,9 47
X^2	145,36		101,33		53,64		86,87	
P	1×10^{-9}		$1,3 \times 10^{-9}$		$2,15 \times 10^{-8}$		$3,4 \times 10^{-9}$	
V	.332		.313		.413		.397	

Etant donné la forme "en cloche" des quatre distributions on peut penser que la distribution théorique correspondante à laquelle il convient de les ajuster est une distribution de Laplace-Gauss. Pour ce faire, au lieu de fixer les limites de classes et de calculer les probabilités correspondantes, on se fixe les probabilités et on calcule les classes correspondantes. Pratiquement, on choisit pour toutes les classes des probabilités égales et telles que l'on ait un effectif calculé C raisonnable pour chacune d'entr'elles. Ici, on peut par exemple choisir le nombre de 12 classes pour chacune des distributions. Les valeurs de ces classes seront respectivement de 1322/12 = 110,2 pour la Série A, de 1304/12 = 86,2 pour la Série B, de 314/12 = 26,2 pour la Série C et de 551/12 = 45,9 pour la Série D. En conséquence, on devra, dans un premier temps,

partager en douze classes d'égale probabilité la distribution normale réduite en utilisant la table classique des probabilités de cette distribution de moyenne égale à 0 et d'écart-type égal à 1. On obtient ainsi les limites X_i de classes :

X : 0 ± 0,210 ± 0,430 ± 0,674 ± 0,967 ± 1,383 ± infini

Dans un second temps, on calcule les limites x_i des 12 classes dans chacune des distributions de moyenne $\bar{x}$ et d'écart-type s en appliquant la formule :

$$x = sX + \bar{x}$$

Sur le tableau des données (Tableau I) on décompte les effectifs observés O compris entre les différentes limites de classes ainsi établies. Il suffit alors de comparer chaque distribution empirique des O à la distribution théorique correspondante des C par le test du Khi2 en appliquant la formule :

$$X^2 = \sum \frac{(O-C)^2}{C}$$

et en n'oubliant pas que le nombre de degrés de liberté doit être abaissé de 3 par rapport au nombre de classes, c'est-à-dire :

$$d.d.l. = 12 - 3 = 9$$

En effet, le nombre de degrés de liberté d'un ensemble est égal au nombre de variables indépendantes qu'il renferme, ce nombre étant donné par la différence entre le nombre total des variables de l'ensemble et le nombre des relations qui le lient. Or, on a effectué deux estimations de paramètres à partir de l'ensemble observé, c'est-à-dire d'un échantillon de référence, par rapport à la condition générale $\sum n_i = N$.

Le X^2 calculé, on en déduira la probabilité P et le coefficient d'association V de Cramer (LAPLACE 1981) (Tableau III).

On constate que si aucune des quatre distributions ne s'ajuste à la loi de Laplace-Gauss, la distribution de la Série C, dont le coefficient d'association V atteint la valeur la plus haute, est, de ce fait, relativement plus proche de la distribution normale que les trois autres.

2.6 Les discontinuités significatives

Chacune des distributions quantitatives est en fait une séquence structurale définie par une échelle ordinale, celle des valeurs angulaires de 0 à 90 degrés. Le critère de contingence quadratique, établi par G. Laplace pour des effectifs théoriques supérieurs ou égaux à 10 dans une séquence structurale qualitative ordonnée dégressivement, soit

$$X^2 = \frac{n(a-b)^2}{(a+b)(\bar{a}+\bar{b})}$$

ou, lorsque l'un des deux effectifs théoriques est inférieur à 10, la formule de la loi binomiale, soit

$$P_{(k)} = \frac{n!}{k!\ (n-k)!}\ p^k\ q^{n-k}$$

permettent de fixer les discontinuités ou ruptures significatives dans chacune de ces séquences (LAPLACE et LIVACHE 1975).

Or, on n'obtient dans chaque série qu'une seule discontinuité significative située dans tous les cas entre 38 et 39 degrés :

Série A ... 38°//39° ... X^2 = 6,792 ... P = .0092

Série B ... 38°//39° ... X^2 = 6,843 ... P = .0089

Série C ... 38°/ 39° ... X^2 = 4,618 ... P = .0316

ou $P_{(2-0)}$ = .0129 et $P_{(14-16)}$ = .0290

Série D ... 38°//39° ... $X^2 = 6,853$ ... P = .0088

3. CONCLUSION

Comment interpréter l'existence, mise en lumière au terme de cette étude, d'une seule discontinuité significative entre 38° et 39° dans chacune des quatre distributions ?

Si l'on se rapporte au classement empirique des 1322 pièces en quatre groupes typologiques, ceux des Bipointes à dos, des Pointes à dos tronquées, des Lames à dos tronquées et des Bitroncatures, on constate a postériori que la différenciation spontanée entre troncature et pointe à dos ne s'est pas effecutée relativement au seuil angulaire conventionnel de 45° mais relativement à un seuil angulaire compris, dans la plupart des cas, entre 40° et 36°.
Ainsi, dans l'ensemble étudié des 661 pièces de Faïd Souar II, le calcul et le classement non aprioriste convergent-ils vers la même valeur d'un seuil angulaire de 38° marquant le passage de la retouche transversable des troncatures à la retouche latérale des pointes à dos.

Ce seuil angulaire semble se référer au seul triangle rectangle dont les côtés a, b et c sont en progression géométrique, c'est-à-dire tel que $\frac{c}{b} = \frac{b}{a}$ et que, dans ce triangle, le rapport entre l'hypothénuse c et le petit côté de l'angle droit a est égal à Ø, soit $(5+1)/2 = 1,618...$

En effet, le birapport $\frac{c}{b} = \frac{b}{a}$ donne $b^2 = ac$ et, le théorème de Pythagore $c^2 = a^2 + b^2$. En portant la valeur ac de b^2 dans l'égalité $c^2 = a^2 + b^2$ on obtient successivement :

$$c^2 = a^2 + b^2 = a^2 + ac = ac = a^2 \left(1 + \frac{ac}{a^2}\right) = a^2 \left(1 + \frac{c}{a}\right)$$

d'où $\frac{c^2}{a^2} = \frac{c}{a} + 1$ et l'on voit que $\frac{c}{a} = Ø$ puisque $Ø^2 = Ø + 1$

Le birapport $\frac{c}{b} = \frac{b}{a}$ est égal à $\sqrt{Ø} = 1,272...$

Le triangle rectangle a donc pour hypothénuse Ø, pour grand côté de l'angle droit $\sqrt{Ø}$ et pour petit côté de l'angle droit 1. Les coordonnées polaires de l'angle formé par le grand côté b et l'hypothénuse c ont pour ordonnée 1 et pour abscisse $\sqrt{Ø}$. Leur module r est Ø et leur argument θ est égal à 38° 10', soit 38° 17' en degrés décimaux (Figure 1).

En conclusion, dans l'état actuel des recherches, il nous paraît opportun de prendre en considération la valeur angulaire de 38° comme marquant la limite supérieure de la latéralité et la valeur angulaire de 39° comme limite inférieure de la transversalité.

BIBLIOGRAPHIE

BOHMERS A. et WOUTERS A., 1956 - Statistics and graphs in the study of flint assemblage. Paleohistoria, 5, p. 1-38, 7 fig., 2 pl.

CLEYET-MICHAUD M., 1973 - Le nombre d'or. Que sais-je ?, 1530, P.U.F., 128 p., 28 fig.

GHYKA M.C., 1927 - Esthétique des proportions dans la nature et dans les arts. N.R.F., Gallimard, 452 p., 117 fig., 95 pl., 4 tabl.

LAPLACE G., 1957 - Typologie analytique. Application d'une nouvelle méthode d'étude des formes et des structures aux industries à lames et lamelles. Quaternaria, IV, p. 133-164, 7 fig.

LAPLACE G., 1964 - Essai de typologie systématique. Annali dell'Università di Ferrara (Nuove Serie), Sezione XV, Paleontologia Umana e Paletnologia, I, Supplemento II, 86 p., 8 fig.

LAPLACE G., 1966 - Recherches sur l'origine et l'évolution des complexes leptolithiques. Mélanges d'Archéologie et d'Histoire, Ecole Française de Rome, Suppléments, 4, XII-586 p., 39 fig., XXIV tabl. et 25 pl. hors texte.

LAPLACE G., 1968 - Recherches de typologie analytique 1968. Origini, II, p. 7-64, 26 fig.

LAPLACE G., 1974a - La typologie analytique et structurale : base rationnelle d'étude des industries lithiques et osseuses. Banques de données archéologiques, Colloques Nationaux du C.N.R.S., 932, Marseille 12-14 juin 1972, C.N.R.S., p. 91-143, 30 fig.

LAPLACE G., 1974b - Diagramme des aires et des allongements : indices de grandeur absolue et quadratique de carénage. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique 1974, Centre de Palethnologie stratigraphique "Eruri", p. 5-9, 1 fig.

LAPLACE G., 1977 - Notes de typologie analytique. Orientation de l'objet et rectangle minimal. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique 1977, Centre de Palethnologie stratigraphique "Eruri", p. 32-53, 1 fig., 9 tabl.

LAPLACE G., 1981 - Algorithme de segmentation de la matrice d'homogénéité. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique 1981, Centre de Palethnologie stratigraphique "Eruri", p. 15-28, 6 tabl.

LAPLACE G. et LIVACHE M., 1975 - Précisions sur la démarche de l'analyse structurale. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique 1975, Centre de Palethnologie stratigraphique "Eruri", p. 8-21.

MICHEL P.-H., 1950 - De Pythagore à Euclide. Contribution à l'histoire des mathémathiques préeuclidiennes. Les Belles Lettres, Paris, 700 p., 51 + 4 fig.

PACIOLI DI BORGO Fra Luca, 1980 - Divine Proportion. Librairie du Compagnonnage, Ed. Compagnons du Devoir, 200 p. de traduction + 306 p. de texte, fig. et pl. du fac-similé de 1509, Paganino Paganini Ed., Venise.

VALLOIS H.V., 1971 - Le crâne-trophée capsien de Faïd Souar II, Algérie (Fouilles Laplace, 1954). L'Anthropologie, 75, 3-4-5-6, p. 191-220 et 397-413, 11 fig., 2 pl.