

ALGORITHME DE SEGMENTATION DE LA MATRICE D'HOMOGENEITE.

Georges Laplace.

*"Indolent, l'homme se laisse épouvanter
par la raison en toute chose".
Héraclite.*

Si le premier but de cet article est de présenter les derniers progrès de notre recherche dans le domaine de la typologie structurale, il est apparu opportun de montrer comment l'algorithme, c'est à dire l'ensemble des règles opératoires propres à un calcul, de segmentation de la matrice d'homogénéité auquel on est parvenu n'est que l'étape actuelle d'un même cheminement logique, intelligible et coordonné.

1. LES ETAPES DE L'ANALYSE STRUCTURALE.

Le point de départ de ce cheminement méthodologique est marqué par les premiers travaux que l'on ne citera que pour mémoire (LAPLACE 1954, 1956, 1957) et, essentiellement, par la publication d'une thèse de doctorat ès sciences naturelles soutenue en 1961 (LAPLACE 1966). La typologie structurale en est encore à ses prémices. En effet, l'étude des phénomènes quantitatifs et qualitatifs se réduit à la comparaison des fréquences catégorielles de plusieurs ensembles industriels dans le cadre conventionnel des séquences de leur structure essentielle, celle des familles typologiques, et de leur structure élémentaire, celle des groupes typologiques. L'amplitude des variations des catégories typologiques rend compte de leur instabilité et permet notamment de distinguer les groupes instables majeurs ou "groupes sensibles" des groupes instables mineurs. Dans une série stratifiée, le mouvement des variations met en évidence la progression, la dégression ou la simple oscillation des catégories typologiques considérées.

En 1974, le renouvellement méthodologique se traduit par celui de l'expression "typologie analytique" qui devient "typologie analytique et structurale" (LAPLACE 1974a, 1974b). Du point de vue strictement analytique la grille des thèmes morphotechniques est profondément modifiée, la formule analytique perfectionnée, tandis que la structure d'ordre typologique, reflétant la structure modale, remplace notamment la structure essentielle au sommet de la hiérarchie où se superposent les structures d'ordres, de groupes, de classes typologiques et de types primaires. Quant à l'analyse structurale, elle est désormais caractérisée par la mise au point de la séquence structurale, définie par l'ordre dégressif des fréquences catégorielles et par les discontinuités établies par l'application d'un critère ordinal, représentant un net progrès tant sur le premier critère, le critère du double, que sur les critères de l'amplitude et de la raison expérimentés postérieurement. La détermination des discontinuités dans une séquence structurale par le critère ordinal impose l'utilisation d'une matrice. La comparaison de plusieurs ensembles industriels, à un niveau structural précisé par un ensemble de catégories typologiques, s'effectue à partir d'un tableau de contingence par le calcul des écarts quadratiques réduits et l'application du test du Khi 2 mettant en évidence les différences significatives à un seuil de probabilité P. La considération des sommes des X^2 catégoriels conduit à constater leurs dissemblances et, de ce fait, à isoler les catégories homogènes des catégories dont l'instabilité résulte de différences significatives dans les ensembles industriels considérés. Dans l'hypothèse phylétique, ces différences significatives révèlent et définissent les mouvements catégoriels caractéristiques d'une dynamique structurale évolutive.

Très rapidement la démarche de l'analyse structurale se précise (LAPLACE et LIVACHE 1975). Un critère de contingence quadratique substitue le critère ordinal pour la détermination des discontinuités dans la séquence structurale. Etabli à partir d'une matrice, il est fondé sur la comparaison d'une fréquence observée à une fréquence théorique par le moyen du test du Khi 2 et, pour les petits effectifs, de l'application de la loi binomiale. Dédit des considérations sur les sommes catégorielles des X^2 , un nouveau procédé de comparaison des fréquences catégorielles des ensembles industriels pris deux à deux est appliqué: l'hypothèse de l'homogénéité des couples de distributions empiriques formés par l'effectif catégoriel et son complémentaire dans chaque ensemble industriel est éprouvée par le test du Khi 2 et, pour les petits effectifs, par la "méthode exacte de Fisher" dérivée de l'application de la loi hypergéométrique. Enfin, le problème de la classification hiérarchique indicée à un niveau structural donné d'une série d'ensembles industriels ou de leurs catégories typologiques composantes est résolu par l'application d'algorithmes permettant d'obtenir des distances ultramétriques à une matrice des "distances du Khi 2" (LAPLACE 1975).

On trouvera dans le mémoire sur les industries leptolithiques du Riparo Mochi (LAPLACE 1977) l'exposé didactique, à partir de tableaux de données diversifiés jusqu'aux types secondaires, des diverses étapes de la démarche de l'analyse structurale.

L'utilisation des matrices pour l'analyse structurale comparée d'ensembles industriels, constituant ou non une série phylétique, représente le dernier progrès de la méthode (LAPLACE 1978). La mise au point de cette analyse des matrices d'homogénéité fait l'objet des paragraphes suivants.

2. ALGORITHME DE SEGMENTATION DE LA SEQUENCE STRUCTURALE.

On prendra comme exemple la séquence structurale[•] de la couche inférieure C1 du Castelperronien de la Grotta del Cavallo, en Terre d'Otrante, tirée du tableau des données de la publication précitée (LAPLACE 1978), soit:

S: \bar{G}	E	S:G	A:PLDp	A: \overline{PLD}	SE: \bar{G}	SE:G	A:PLDm	B
414	346	157	25	19	8	7	5	5

L'ordre des données dans la matrice est l'ordre numérique de la séquence structurale. L'application du critère de contingence quadratique et du test du Khi 2 et, pour les petits effectifs, de la formule de la loi binomiale aboutit à une segmentation de la matrice (Tableau 1) mettant en évidence la partition suivante:

S: \bar{G}								
	E							
		S:G						
			A:PLDp	A: \overline{PLD}				
				A: \overline{PLD}	SE: \bar{G}	SE:G		
					SE: \bar{G}	SE:G	A:PLDm	B

On constate:

a - que les quatre premières classes, constituées par trois classes à une seule catégorie, dénommées en conséquence singletons, et la quatrième classe à deux catégories sont séparées par des discontinuités significatives ou hautement significatives comme suit:

S: \bar{G}	E	S:G	A:PLDp	A: \overline{PLD}
.420	.351	.159	.025	.019

b - que les quatrième, cinquième et sixième classes présentant des catégories communes sont, de ce fait, sécantes et constituent un système que l'on peut traduire comme suit:

A:PLDp	A: \overline{PLD}	SE: \bar{G}	SE:G	A:PLDm = B
.025	.019	.008	.007	.005

ou plus simplement comme suit:

(A:PLDp	(A: \overline{PLD})	(SE: \bar{G}	SE:G)	A:PLDm = B)
.025	.019	.008	.007	.005

On obtient ainsi la séquence structurale segmentée:

S:G	E	S: \bar{G}	(A:PLDp	(A: \overline{PLD})	(SE: \bar{G}	SE:G)	A:PLDm = B)
.420	.351	.159	.025	.019	.008	.007	.005

dans laquelle les catégories non séparées par des barres obliques ou des

[•] Le niveau structural de base de cette analyse étant celui des ordres typologiques, on considère: à l'intérieur de l'ordre des Simples, les catégories Grattoir et non-Grattoir, soit S:G et S: \bar{G} ; à l'intérieur de l'ordre des Surélevés, les catégories Grattoir et non-Grattoir, soit SE:G et SE: \bar{G} ; à l'intérieur de l'ordre des Abrupts, les catégories Pointes et Lames à dos profond, Pointes et Lames à dos marginal et non-Pointes et Lames à dos, soit A:PLDp, A:PLDm et A: \overline{PLD} ; l'ordre des Burins, soit B, et l'ordre des Ecaillés, soit E.

gence 2 par k ou r par k, la structure des chaînes d'association (Tableau 3) demeure la même. Néanmoins, pour une raison de cohérence on utilisera ici le coefficient V, ce dernier s'identifiant à la corrélation quadruple \emptyset pour les tableaux de contingence 2 par k qui vont être utilisés, c'est-à-dire des tableaux de contingence comportant les deux modalités présence-absence pour le caractère "catégorie typologique" et trois à douze modalités pour le caractère "ensemble industriel".

Considérons la séquence des ensembles formant le premier des deux groupements comprenant des effectifs calculés inférieurs à 5, complétée par les deux ensembles qui la délimitent et par les coefficients \emptyset qui mesurent l'intensité des liaisons successives:

SP .061 RM .016 V .002 F2 .001 SR .017 F1 .007 C3 .025 I .013 C1

A partir du coefficient \emptyset le plus faible, soit .001, liant F2 à SR, on calcule au moyen du coefficient V l'association de ce maillon F2-SR d'une part avec RM et, de l'autre, avec F1:

V .004 F2 $\frac{1}{---}$ SR .017 F1

En conséquence, on retient la chaîne d'association minimale V-F2-SR, et on continue en calculant l'association de ces deux maillons d'une part avec RM et, de l'autre, avec F1:

RM .015 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR .016 F1

En opérant ainsi de suite, on obtient pour terminer un schéma arborescent aboutissant à la chaîne d'association minimale formée par les maillons dont le rang est numéroté:

F2 001 SR
V 004 F2 $\frac{1}{---}$ SR 017 F1
RM 0157 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR 0155 F1
RM 022 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 020 C3
RM 026 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 046 I
SP 079 RM $\frac{5}{---}$ V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 049 I
SP 092 RM $\frac{5}{---}$ V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 $\frac{6}{---}$ I 064

Si l'on se réfère au tableau des chaînes d'association (Tableau 3), on note que la chaîne d'association minimale des ensembles du groupement se prolonge d'abord jusqu'à la plus faible fréquence pour remonter ensuite jusqu'à la plus haute fréquence.

On opérera de la même façon pour construire la chaîne d'association minimale du second des deux groupements comprenant des effectifs calculés inférieurs à 5:

SR .017 F1 .007 C3 .027 I .013 C1 .003 C4 .029 C2
C1 003 C4
I 014 C1 $\frac{1}{---}$ C4 029 C2
C3 028 I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 032 C2
F1 0414 C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 0411 C2
F1 052 C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 $\frac{4}{---}$ C2
SR 073 F1 $\frac{5}{---}$ C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 $\frac{4}{---}$ C2

$$C = \frac{\sum_j n_{.j} \sum_i n_{i.}}{n..}$$

Un statisticien rigoureux exigeant que tous les effectifs calculés soient au moins égaux à 5, on s'en tiendra strictement à cette condition. Or on obtient, pour chacun des trois groupements d'ensembles précédemment distingués, les effectifs théoriques C suivants:

- SP	RM						
30,6	18,4						
- RM	V	F2	SR	F1	C3	I	
8,1	16,6	1,2	21,0	6,9	3,9	15,7	
- F1	C3	I	C1	C4	C2		
2,7	1,5	6,1	8,1	2,5	6,2		

Ainsi, on constate la présence de cinq effectifs calculés C inférieurs à 5, soit deux dans le second groupement et trois dans le troisième. Comme on ne peut les conserver, on est contraint d'agréger chacun d'entre eux à un autre effectif calculé de manière à obtenir une sommation théorique égale ou supérieure à 5. En conséquence, le problème à résoudre est celui de trouver un algorithme susceptible de fixer sans ambiguïté, dans tous les cas, la meilleure agrégation possible. L'algorithme proposé ici est basé sur la détermination de la chaîne d'association minimale. Or, pour construire cette chaîne, on dispose de plusieurs coefficients mesurant le degré d'association:

a - pour un tableau de contingence 2 par 2, le coefficient de corrélation de points ou corrélation quadruple \emptyset , dérivé de la contingence quadratique moyenne \emptyset^2 de Pearson:

$$\emptyset = \left(\frac{X^2}{N} \right)^{1/2}$$

b - pour les tableaux de contingence 2 par k et r par k, le coefficient de contingence moyenne ou coefficient C de Pearson:

$$C = \left(\frac{X^2}{X^2 + N} \right)^{1/2} = \frac{\emptyset}{(\emptyset^2 + 1)^{1/2}}$$

Ce coefficient présente l'inconvénient que sa valeur maximale dépend du nombre de lignes et de colonnes de la matrice.

c - pour les tableaux de contingence 2 par k et r par k, le coefficient V de Cramer:

$$V = \left(\frac{X^2}{N(q-1)} \right)^{1/2}$$

où q est le plus petit nombre entre r et k. Ce coefficient varie de 0 à 1 sans tenir compte du nombre de lignes et de colonnes de la matrice. Il se réduit au coefficient \emptyset dans le cas d'un tableau de contingence 2 par k.

d - pour les tableaux de contingence 2 par k et r par k, le coefficient T de Tchuprov:

$$T = \left(\frac{X^2}{N((r-1)(k-1))} \right)^{1/2}$$

Lorsque r = k, ce coefficient se ramène au coefficient V de Kramer.

Quel que soit le coefficient utilisé pour les tableaux de contin-

gence 2 par k ou r par k, la structure des chaînes d'association (Tableau 3) demeure la même. Néanmoins, pour une raison de cohérence on utilisera ici le coefficient V, ce dernier s'identifiant à la corrélation quadruple \emptyset pour les tableaux de contingence 2 par k qui vont être utilisés, c'est-à-dire des tableaux de contingence comportant les deux modalités présence-absence pour le caractère "catégorie typologique" et trois à douze modalités pour le caractère "ensemble industriel".

Considérons la séquence des ensembles formant le premier des deux groupements comprenant des effectifs calculés inférieurs à 5, complétée par les deux ensembles qui la délimitent et par les coefficients \emptyset qui mesurent l'intensité des liaisons successives:

SP .061 RM .016 V .002 F2 .001 SR .017 F1 .007 C3 .025 I .013 C1

A partir du coefficient \emptyset le plus faible, soit .001, liant F2 à SR, on calcule au moyen du coefficient V l'association de ce maillon F2-SR d'une part avec RM et, de l'autre, avec F1:

V .004 F2 $\frac{1}{---}$ SR .017 F1

En conséquence, on retient la chaîne d'association minimale V-F2-SR, et on continue en calculant l'association de ces deux maillons d'une part avec RM et, de l'autre, avec F1:

RM .015 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR .016 F1

En opérant ainsi de suite, on obtient pour terminer un schéma arborescent aboutissant à la chaîne d'association minimale formée par les maillons dont le rang est numéroté:

F2 001 SR
V 004 F2 $\frac{1}{---}$ SR 017 F1
RM 0157 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR 0155 F1
RM 022 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 020 C3
RM 026 V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 046 I
SP 079 RM $\frac{5}{---}$ V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 049 I
SP 092 RM $\frac{5}{---}$ V $\frac{2}{---}$ F2 $\frac{1}{---}$ SR $\frac{3}{---}$ F1 $\frac{4}{---}$ C3 $\frac{6}{---}$ I 064

Si l'on se réfère au tableau des chaînes d'association (Tableau 3), on note que la chaîne d'association minimale des ensembles du groupement se prolonge d'abord jusqu'à la plus faible fréquence pour remonter ensuite jusqu'à la plus haute fréquence.

On opérera de la même façon pour construire la chaîne d'association minimale du second des deux groupements comprenant des effectifs calculés inférieurs à 5:

SR .017 F1 .007 C3 .027 I .013 C1 .003 C4 .029 C2
C1 003 C4
I 014 C1 $\frac{1}{---}$ C4 029 C2
C3 028 I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 032 C2
F1 0414 C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 0411 C2
F1 052 C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 $\frac{4}{---}$ C2
SR 073 F1 $\frac{5}{---}$ C3 $\frac{3}{---}$ I $\frac{2}{---}$ C1 $\frac{1}{---}$ C4 $\frac{4}{---}$ C2

Si l'on se réfère au tableau des chaînes d'association (Tableau 3), on note que la chaîne d'association minimale des ensembles du groupement se prolonge jusqu'à la plus haute fréquence.

On a donc obtenu les deux chaînes d'association minimale:

$$\begin{array}{l} \text{RM} \xrightarrow{5} \text{V} \xrightarrow{2} \text{F2} \xrightarrow{1} \text{SR} \xrightarrow{3} \text{F1} \xrightarrow{4} \text{C3} \xrightarrow{6} \text{I} \\ \text{et } \text{F1} \xrightarrow{5} \text{C3} \xrightarrow{3} \text{I} \xrightarrow{2} \text{C1} \xrightarrow{1} \text{C4} \xrightarrow{4} \text{C2} \end{array}$$

Reprenant la première, on porte sous le sigle de chaque ensemble la valeur de son effectif calculé:

$$\begin{array}{ccccccc} \text{RM} & \xrightarrow{5} & \text{V} & \xrightarrow{2} & \text{F2} & \xrightarrow{1} & \text{SR} & \xrightarrow{3} & \text{F1} & \xrightarrow{4} & \text{C3} & \xrightarrow{6} & \text{I} \\ 8,1 & & 16,6 & & \underline{1,2} & & 21,0 & & 6,9 & & \underline{3,9} & & 15,7 \end{array}$$

Le rang des maillons indique le sens de l'agrégation de chaque ensemble dont l'effectif calculé est insuffisant avec l'un des deux ensembles adjacents, c'est-à-dire:

$$\begin{array}{ccccccc} \text{RM} & \xrightarrow{5} & \text{V} & \xrightarrow{2} & \text{F2} & + & \text{SR} & \xrightarrow{3} & \text{F1} & + & \text{C3} & \xrightarrow{6} & \text{I} \\ 8,1 & & 16,6 & & 22,2 & & & & 10,8 & & & & 15,7 \end{array}$$

d'où le groupement:

$$\text{RM} \quad \text{V} \quad (\text{F2} + \text{SR}) \quad (\text{F1} + \text{C3}) \quad \text{I}$$

qui, testé, se révèle homogène avec $\chi^2 = 8,321$ et $P = .081$.

De la même façon, on considère la seconde chaîne d'association minimale:

$$\begin{array}{ccccccc} \text{F1} & \xrightarrow{5} & \text{C3} & \xrightarrow{3} & \text{I} & \xrightarrow{2} & \text{C1} & \xrightarrow{1} & \text{C4} & \xrightarrow{4} & \text{C2} \\ \underline{2,7} & & \underline{1,5} & & 6,1 & & 8,1 & & \underline{2,5} & & 6,2 \end{array}$$

Le rang des maillons indiquant le sens des agrégations, on obtient:

$$\begin{array}{ccccccc} \text{F1} & \xrightarrow{5} & \text{C3} & + & \text{I} & \xrightarrow{2} & \text{C1} & + & \text{C4} & \xrightarrow{4} & \text{C2} \\ \underline{2,7} & & & & 7,5 & & 10,6 & & & & 6,2 \end{array}$$

d'où le groupement:

$$\text{F1} \quad (\text{C3} + \text{I}) \quad (\text{C1} + \text{C4}) \quad \text{C2}$$

dans lequel l'effectif théorique de l'ensemble F1 étant inférieur à 5, on doit opérer, afin de pouvoir utiliser la "méthode exacte de Fisher", l'agrégation de tous les autres ensembles après s'être assuré de leur homogénéité.

Or, si l'on obtient l'homogénéité pour la série formée par les cinq premiers ensembles de la chaîne d'association:

$$(\text{C3} + \text{I}) \quad (\text{C1} + \text{C4}) \quad \text{C2} \quad \text{avec } \chi^2 = 4,016 \text{ et } P = .260$$

il n'en est pas de même pour la totalité de la chaîne comme le met en évidence la probabilité P calculée directement par la "méthode exacte":

$$\text{F1} \quad (\text{C3} + \text{I} + \text{C1} + \text{C4} + \text{C2}) \quad \text{avec } P = .041$$

par conséquent, la seconde chaîne d'association minimale est réduite à ses cinq premiers éléments agrégés comme suit:

$$(\text{C3} + \text{I}) \quad (\text{C1} + \text{C4}) \quad \text{C2}$$

En conclusion, l'agrégation des petits effectifs selon la chaîne d'association minimale aboutit à une modification de la segmentation de la

matrice (Tableau 4), segmentation dont il convient maintenant d'examiner l'articulation.

3.3 Troisième étape: contrôle de l'articulation des groupements intersécants.

Soient les niveaux d'homogénéité obtenus après agrégation des ensembles dont l'effectif théorique était inférieur à 5:

M
 SP RM
 RM V (F2 + SR) (F1 + C3) I
 (C3 + I) (C1 + C4) C2

De toute évidence, l'articulation entre le troisième et le dernier niveaux d'homogénéité, assurée par les ensembles C3 et I, ne peut, telle quelle, être conservée, l'ensemble C3 étant agrégé à l'ensemble 1 dans le troisième niveau et à l'ensemble I dans le dernier. De la considération des deux chaînes d'association minimale il résulte que la seule solution qui permettrait de sauvegarder l'articulation serait celle de la suppression de l'ensemble C3 dans le dernier niveau. La chaîne d'association ainsi réduite se présente comme suit avec ses effectifs théoriques:

I $\frac{2}{4,8}$ C1 $\frac{1}{8,3}$ C4 $\frac{3}{4,9}$ C2

Or les effectifs théoriques des ensembles I et C2 étant inférieurs à 5 et l'ensemble I devant nécessairement s'agréger à l'union (C1 + C4) afin de permettre l'application de la "méthode exacte de Fisher", on obtient la nouvelle articulation:

RM V (F2 + SR) (F1 + C3) I
 (I + C1 + C4) C2

L'ensemble I étant libre dans le troisième niveau, mais agrégé aux ensembles C1 et C4 dans le dernier, la difficulté ne saurait être dénouée que par l'élimination unilatérale de l'ensemble I. Le choix du maintien de l'ensemble I dans l'un ou l'autre niveau dépend uniquement de la valeur du coefficient V d'association de cet ensemble dans chacun des niveaux, valeur calculée dans chaque schéma arborescent soit, respectivement, .049 et .014. La décision est évidemment prise en considération de la valeur minimale atteinte dans la chaîne d'association. En conséquence, l'ensemble I est conservé dans le dernier niveau et l'on obtient en définitive quatre niveaux d'homogénéité dont seuls, les deux moyens forment un réseau ou chaîne d'homogénéité, la fréquence catégorielle des Grattoirs carénés dans chaque ensemble de chaque niveau étant évidemment celle de la fréquence catégorielle théorique des Grattoirs carénés dans le niveau considéré:

	f	χ^2	P
M089		
SP RM048	3,763	.052
RM V (F2 + SR) (F1 + C3)024	1,779	.620
(I + C1 + C4) C2.	.006		.094

Pour terminer l'application de l'algorithme de segmentation à la matrice d'homogénéité des Grattoirs carénés, on opère la partition de cette

matrice selon la structure cohérente établie par l'articulation des chaînes d'association minimale (Tableau 5). En conclusion, on aboutit à une matrice réduite (Tableau 6) où apparaissent les agrégations d'ensembles et disparaissent simultanément les cases vides extérieures aux groupements homogènes.

4. SEGMENTATION DES MATRICES CATEGORIELLES DES CASTELPERRONNIEN ET PROTOAURIGNACIEN ITALIQUES.

Afin de mettre en lumière la différence entre le procédé des chaînes d'association minimale et le procédé de "permutation de lignes et de colonnes" (LAPLACE 1978), il est apparu opportun de présenter les résultats obtenus par l'algorithme de segmentation sur la série des matrices catégorielles des douze ensembles du Castelperronien et du Protoaurignacien italiques, les catégories typologiques étant rangées selon l'ordre dégressif de leurs fréquences globales:

(.519)	S: \bar{G}	I738								
		SR	SP658							
			SP	V	M606					
				C4	F2501					
					F2	C1	F1414			
							F1	C3348		
								C3	RM284	
									C2142	
(.182)	E	C2694								
		F1	C3	F2469						
			F2	C1	C4341					
				M	SP056					
					SR023					
					(V + RM)	I007				
(.108)	A: \overline{PLD}	I	SR	RM	V176					
				RM	V	M142				
					SP	C4068				
						C4	C2	C3039		
							C3	(C1 + F2 + F1)018		
(.054)	S:G	C1159								
		V	SP	RM067						
			SP	RM	C4	M	F1045			
							F1	(C2 + F2)	SR	(I + C3)020
(.034)	SE:G	M089								
		SP	RM048							
			RM	V	(F2 + SR)	(F1 + C3)024				
						(I + C1 + C4)	C2	..	.006			
(.032)	B	RM	V106							
			M	SP038						
				SP	SR	F1023				
						F1	(C4 + I + C1)008			
							C2	(C3 + F2)001		

(.028)	A:PLDp	C3158
		C2 C4076
		C4 SR C1031
		SR C1 I SP022
		I SP M (F1 + RM) (V + F2)012
(.022)	SE:G	SP083
		F1 M SR I028
		I (F2 + C1)012
		(V + C4 + C2 + RM) C3003
(.022)	A:PLDm	RM326
		F2074
		(C3 + C4 + V) C2012
		(C1 + SR + M + I) (SP + F1)002

BIBLIOGRAPHIE.

- LAPLACE G., 1954 - Application des méthodes statistiques à l'étude du Mé-solithique. Bull. Soc. Préhist. Française, LI, 127-139, 2 fig.
- LAPLACE G., 1956 - Typologie statistique et évolution des complexes à lames et lamelles. Bull. Soc. Préhist. Française, LIII, 271-290, 6 fig.
- 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, 133-164, 7 fig.
- LAPLACE G., 1966 - Recherches sur l'origine et l'évolution des complexes leptolithiques. Ecole Française de Rome. Mélanges d'Archéologie et d'Histoire, Suppléments, 4, XII-586 p., 39 fig., XXIV tabl. et 25 pl. hors texte.
- 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., n° 932, Marseille 12-14 juin 1972, 91-143, 30 fig.
- LAPLACE G., 1974b - De la dynamique de l'analyse structurale ou la typologie analytique. Rivista di Scienze Preistoriche, XXIX, 1-71, 2 fig., 3 tabl. hors texte.
- LAPLACE G., 1975 - Distance du Khi 2 et algorithmes de classification hiérarchique. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique, 8-21.
- LAPLACE G., 1977 - Il Riparo Mochi ai Balzi Rossi di Grimaldi (Fouilles 1938-1949). Les industries leptolithiques. Rivista di Scienze Preistoriche, XXXII, 3-131, 5 fig.
- LAPLACE G., 1978 - Analyse matricielle de la contingence. Niveaux et réseaux d'homogénéité. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique, 1978, 7-27, 3 fig., 19 tabl.
- LAPLACE G. et LIVACHE M., 1975 - Précisions sur la démarche de l'analyse structurale. Dialektikê. Cahiers de typologie analytique 1975, 8-21.

Tableau 1

C1	$\frac{S}{G}$	E	$\frac{S}{G}$	A PLDp	$\frac{A}{PLD}$	$\frac{SE}{G}$	$\frac{SE}{G}$	A PLD m	B		
										986	
S: \bar{G}	o	S	H	H	H	H	H	H	H	414	.420
E	S	o	H	H	H	H	H	H	H	346	.351
S:G	H	H	o	H	H	H	H	H	H	157	.159
A:PLDp	H	H	H	o	.	S	S	T	T	25	.025
$\overline{A:PLD}$	H	H	H	.	o	.	:	S	S	19	.019
SE: \bar{G}	H	H	H	S	.	o	.	.	.	8	.008
SE:G	H	H	H	S	:	.	o	.	.	7	.007
A:PLDm	H	H	H	T	S	:	.	o	.	5	.005
B	H	H	H	T	S	.	.	.	o	5	.005

Tableau 2

	SE:G	M	SP	RM	V	F2	SR	F1	C3	I	C1	C4	C2	258/7696	f
\emptyset	M	o	S	H	H	S	H	H	H	H	H	H	H	136/1526	.089
.052	SP	S	o	:	T	.	H	T	S	H	H	H	H	37/636	.058
.061	RM	H	.	o	T	H	S	H	12/381	.031
.016	V	H	T	.	o	S	T	S	H	20/783	.0255
.002	F2	S	.	.	.	o	:	.	T	2/81	.0247
.001	SR	H	H	.	.	.	o	.	.	S	T	:	H	24/986	.0243
.017	F1	H	T	o	.	.	:	.	T	6/326	.018
.007	C3	H	S	o	.	.	.	S	3/183	.016
.027	I	H	H	T	S	.	S	.	.	o	.	.	:	7/740	.009
.013	C1	H	H	H	T	:	T	:	.	.	o	.	.	7/986	.0071
.003	C4	H	H	S	S	.	:	o	.	2/304	.0066
.029	C2	H	H	H	H	T	H	T	S	:	.	.	o	2/762	.003

Tableau 3

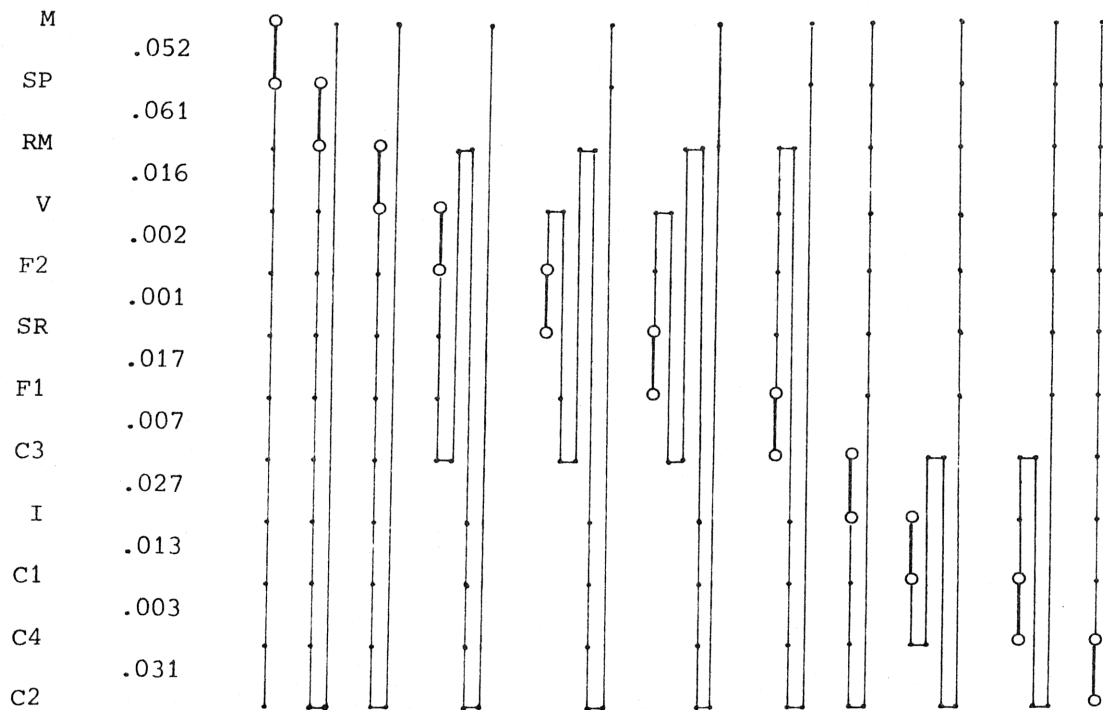


Tableau 4

SE:G	M	SP	RM	V	F2	SR	F1	C3	I	C1	C4	C2
M	O	S	H	H	S	H	H	H	H	H	H	H
SP	S	O	:	T	.	H	T	S	H	H	H	H
RM	H	:	O	T	H	S	H
V	H	T	.	O	S	T	S	H
F2	S	.	.	.	O	:	.	T
SR	H	H	.	.	.	O	.	.	S	T	:	H
F1	H	T	O	.	.	:	.	T
C3	H	S	O	.	.	.	S
I	H	H	T	S	.	S	.	.	O	.	.	:
C1	H	H	H	T	:	T	:	.	.	O	.	.
C4	H	H	S	S	.	:	O	.
C2	H	H	H	H	T	H	T	S	:	.	.	O

Tableau 5

SE:G	M	SP	RM	V	F2	SR	F1	C3	I	C1	C4	C2
M	o	S	H	H	S	H	H	H	H	H	H	H
SP	S	o	:	T	.	H	T	S	H	H	H	H
RM	H	:	o	T	H	S	H
V	H	T	.	o	S	T	S	H
F2	S	.	.	.	o	:	.	T
SR	H	H	.	.	.	o	.	.	S	T	:	H
F1	H	T	o	.	.	:	.	T
C3	H	S	o	.	.	.	S
I	H	H	T	S	.	S	.	.	o	.	.	:
C1	H	H	H	T	:	T	:	.	.	o	.	.
C4	H	H	S	S	.	:	o	.
C2	H	H	H	H	T	H	T	S	:	.	.	o

Tableau 6

SE:G	M	SP	RM	V	F2	F1	C1	I	C4	C2
M	o	S	H	H	H	H	H	H	H	H
SP	S	o	:	T	H	H	H	H	H	H
RM	H	:	o	.	.	.	H	H	H	H
V	H	T	.	o	.	.	H	H	H	H
F2 SR	H	H	.	.	o	.	H	H	H	H
F1 C3	H	H	.	.	.	o	S	T	H	H
I C1 C4	H	H	H	H	H	S	o	.	H	H
C2	H	H	H	H	H	T	.	o	H	H