Colloques Internationaux C.N.R.S.
N° 584. — LA CÉRAMIQUE MÉDIÉVALE EN MÉDITERRANÉE OCCIDENTALE.

Séquences stratigraphiques et chronologie des types céramiques : essai d'établissement d'un modèle de traitement

Elzbieta PLESZCZYNSKA, Stanisław TABACZYNSKI

Riassunto. La communicazione presenta certi problemi relativi alle conclusioni che si possono trarre sulla base degli componenti degi strati ordinati nelle sequenze stratigrafiche. Il modello dell'inferenza proposto, ed in particolare l'applicazione della funzione di dipendenza monotona, offre uno strumento utile per la creazione e valutazione di una seriazione cronologicamente rilevante del materiale ceramico compreso negli strati.

Lo schema del ragionamento, di cui è stato presentato un esempio, corrisponde ai principi del procedimento ipotetico-deduttivo.

Les sites archéologiques à stratification complexe peuvent être traités comme un cas particulier des ensembles entiers de sources archéologiques. Si les couches superposées d'un site résultent de l'activité incessante d'un groupe humain donné, alors les couches superposées l'une au-dessus de l'autre, déterminent la direction de l'écoulement du temps et aussi les états successifs du système socio-culturel, qui sont stratifiquement identifiables. Nous pouvons alors dire de ces couches qu'elles demeurent réciproquement en relation de transitivité. Les couches transitives demeureraient entre elles dans une relation semblable à celle qui unit les états successifs d'un système socio-culturel. Elles sont mutuellement liées par leur origine et aussi par un certain degré d'« affinité » entre ses composants (Clarke 1968 : 262; Maetzke *et al.* 1977 : 16).

Pourtant, nous pouvons avoir à faire sur le même site stratifié, à des couches ne représentant pas un cycle d'états successifs du même système. Dans ce cas nous aurons certaines séquences ou des états isolés, appartenant à de différents systèmes socio-culturels qui correspondent à certains groupes humains qui ont séjourné temporellement sur le site donné. Nous nommerons ces couches: couches « non transitives ». Ces dernières peuvent avoir certains composants et certains traits structurels communs; mais le degré d'affinité entre ces ensembles est faible. Donc, les couches « non transitives » correspondraient aux états de systèmes différents.

L'objet de nos considérations sera à chaque fois les ensembles de couches transitives.

Nous admettons que les objets qui se trouvent dans les couches peuvent être divisés en catégories dans le cadre desquelles nous pouvons réaliser les divisions ultérieures en groupes plus ou moins vastes adéquatement définissables dont l'ampleur dépendra du « degré » d'homogénéité pré-établi en fonction de la recherche donnée. Les critères de division sont les ensembles de traits fortement corrélés, observables dans l'ensemble général des traits caractérisant les objets d'une catégorie donnée. De tels groupes d'objets qui possèdent un certain ensemble polithétique limité de traits communs, considérés comme étant significatifs pour la recherche donnée, seront appelés types (Clarke 1968 : 187 s.).

Le problème de l'identification de la succession chronologique des types peut être formulé de différentes manières. Dans cette communication nous nous proposons d'analyser une de ces manières. Le problème concerne l'estimation de l'ordre des types chronologiquement significatif.

Lors de l'estimation d'un tel ordre de types parmi ceux qui sont compris dans l'échantillon examiné, il s'agit de choisir une sous-série, qui serait, d'après nous, ordonnée d'une telle façon ou bien à proximité d'un tel ordre. Nous choisissons de tels types parmi les composants des couches, possédant des inter-relations chronologiques qui nous intéressent et nous suspectons d'avoir une telle « ordination ». Nous admettons d'autre part un tel mécanisme de pénétration dans les couches de différents objets auprès duquel pour les types chronologiquement ordonnés, l'échantillon reflète une dépendance sto-

chastique et monotone entre le numéro du type dans la série ordonnée chronologiquement et le numéro de la strate dans une séquence simple. Ce procédé permet de trouver une solution qui possèderait certaines propriétés acceptables.

Les déductions de ce genre sont précieuses surtout pour l'examen du matériel céramique.

Nous admettons que, à côté des formes à longue durée, dans le matériel apparaissent aussi des types qui sont susceptibles aux changements et ce sont eux justement qui démontrent un ordre stochastique sur l'axe du temps.

La détermination approximative de cet ordre (que nous pouvons traiter comme une certaine propriété du processus de production et d'utilisation de la céramique) est un problème heuristique de grande portée pour les matériaux appartenant à certains territoires et à certaines époques.

Nous établirons un certain ensemble de types d'objets en étude et nous construirons un modèle tout en décrivant le mécanisme du processus de pénétration des objets de différents types dans la terre, c'est-à-dire de l'exclusion des objets de la sphère d'utilisation et de leur passage dans la couche en formation, équivalant à leur fossilisation. Pour avoir une image complète de ce procès, il faudrait la considérer avec celui de pénétration possible des objets de couches antérieures aux couches postérieures mais pour l'instant nous laisserons ce problème de côté.

En simplifiant : les réalisations de ce processus, dans le cadre de notre investigation, sont composées des « adhésions », c'est-à-dire des moments dans lesquels les objets d'un certain type arrivent à la couche. Un tel flux inobservable des « adhésions » sera considéré comme étant le procès ponctuel de Poisson avec l'intensité $\lambda(t)$ dépendante du temps.

Le sens intuitif de l'intensité du procès est illustré par la fig. 1; pour deux moments du temps, librement choisis, t_1 et t_2 la surface cochée sur le dessin sous la « courbe d'intensité » dans l'intervalle (laps) du temps (t_1, t_2) est égale au nombre moyen des adhésions enregistrées dans cet intervalle. Ainsi donc nous pouvons dire que : d'autant plus grande sera la valeur $\lambda(t)$ plus il y aura d'adhésions attendues dans l'environnement du moment t.

En simplifiant ultérieurement nous pouvons admettre, que les processus d'adhésion de types différents sont réciproquement indépendants et qu'ils peuvent avoir de différentes intensités.

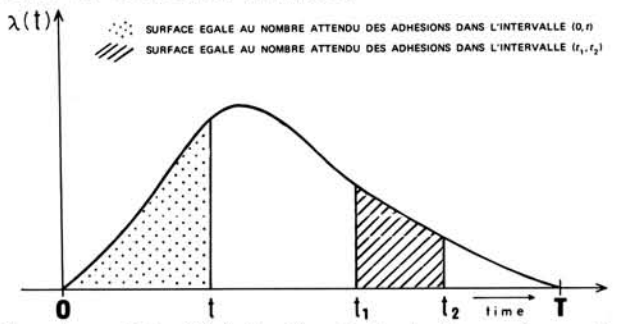

FIG. 1. — Intensité $\lambda(t)$ dépendante du temps du procès de Poisson.

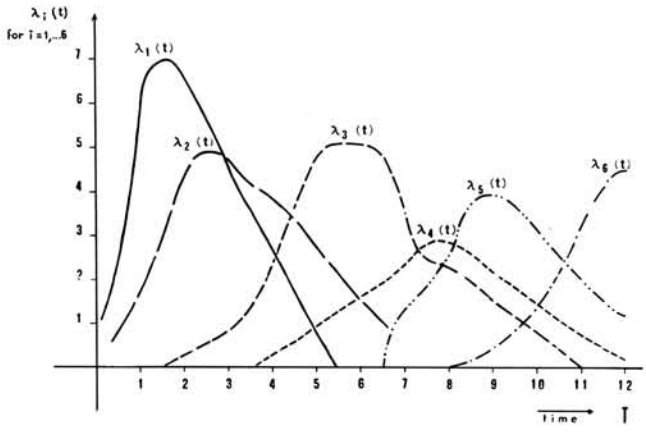

FIG. 2. — Intensités $\lambda_i(t)$ de i^e type pour $i = 1, \ldots, 6$

La figure 2 représente les courbes des intensités de 6 différents types. Nous nous sommes servis d'un exemple abstrait qui pourtant peut-être dans un grand nombre de cas rapproché de certaines réalités archéologiques. On prend en considération l'intervalle du temps (0, T). Pour chaque type, l'intensité est une fonction continue d'abord croissante et ensuite décroissante ce qui correspond à la « condensation » stochastique et par la suite à la « raréfaction » des adhésions de ce type. Par ailleurs, les courbes d'intensité sont comme « décalées » par rapport à elles-mêmes, ce qui nous suggère la succession chronologique des types. Les formalisations mathématiques d'un tel ordre chronologique peuvent être différentes. Ci-dessous nous proposons l'une d'elles.

Prenons tout d'abord le flux des adhésions d'un type librement choisi avec l'intensité $\lambda(t)$ comme sur la figure 1. Conformément à l'interprétation de l'intensité, la surface sous la courbe λ dans l'intervalle (0, T) est égale au nombre moyen des objets de ce type, qui adhèrent dans l'intervalle (0, T), et la partie pointillée de cette surface dans l'intervalle (O, t) est égale au nombre moyen des objets adhérant jusqu'au moment t (pour $t \in [0, T]$ librement choisi). On pourrait interpréter le quotient de la seconde valeur divisée par la première comme « âge » d'un type donné dans le moment t (par rapport à l'intervalle de 0 à T et au procès donné des adhésions) : plus grand sera le quotient d'autant plus « ancien » sera le type dans le moment t sur le segment de 0 à T. Cela nous amène d'une manière naturelle au suivant ordre chronologique de deux types quelconques :

Définition : disons que le type A précède le type B dans l'intervalle du temps (0, T), si pour chaque $t \in (0, T)$ le type A est plus ancien dans le moment t que le type B.

Les intensités sur la figure 2 sont choisies de telle manière que les types 1, 2, ... 6, avec des intensités $\lambda_1(t)$ ..., $\lambda_6(t)$ forment une série de types, ordonnée chronologiquement.

Une question importante s'impose : quel ordre chronologique peut-on considérer comme étant significatif ? Il est évident que si le déplacement des courbes d'intensité l'une par rapport à l'autre est

très faible, l'ordre chronologique des types est insignifiant du point de vue pratique. Par contre, si les intensités de quelques types sont écartées complètement (c'est-à-dire pour une suite donnée de points $0 < t_1 < t_2 \ldots < t_n < T$, le premier type a une intensité différente de zéro seulement dans l'intervalle $(0, t_1)$, le second dans l'intervalle (t_1, t_2), etc.), alors l'ordre chronologique est parfait : dans chaque intervalle particulier (t_{i-1}, t_i) adhèrent exclusivement les exemplaires de $i^{\text{ème}}$ type. Il serait bien de pouvoir caractériser un ordre donné de types (et des intensités correspondantes) du point de vue du degré de divergence de l'ordre chronologique parfait. Ensuite on décrit une des méthodes possibles.

Commençons par substituer la suite de six intensités de la figure 2 par la « matrice des intensités » Λ liée avec une unité du temps Δ choisie librement, qui se devrait d'être « suffisamment petite » et qui sera comprise s fois en T. La matrice Λ a $r = 6$ lignes étant conformes aux types (la ligne la plus en bas correspond au type 1 etc.) et $s = T/\Delta$ colonnes étant conformes aux intervalles du temps de la longueur Δ. Sur une $j^{\text{ème}}$ place en $i^{\text{ème}}$ ligne de la matrice Λ nous plaçons le nombre $\Lambda_{ij} = \lambda_i (\Delta \cdot j)$, c'est-à-dire l'intensité du $i^{\text{ème}}$ type dans le moment $\Delta \cdot j$. Le choix de Δ doit être tel qu'une semblable discrétisation mette en évidence d'une manière suffisante, selon l'opinion de l'archéologue, l'ensemble des courbes $\lambda_i (t)$; ce choix dépend donc du T établi, de même que de la précision avec laquelle on voudrait apercevoir les changements des intensités au fur et à mesure de l'écoulement du temps. Tous les termes de la matrice Λ ne sont pas négatifs. Si chacun d'eux est divisé par la somme de tous les termes, on pourra traiter formellement la matrice Λ ainsi formée comme une distribution discrète bidimensionnelle de la probabilité pour deux variables : la variable du temps aux valeurs 1, ..., s et numéro du type aux valeurs 1, ..., r. On peut dire, en traitant de manière conventionnelle la matrice Λ comme distribution de la probabilité, que, pour l'ordre chronologique des types, ces deux variables : le temps et le numéro du type sont « positivement dépendants », c'est-à-dire qu'avec l'écoulement du temps augmentent les chances de l'apparition du type d'un numéro majeur. On peut évaluer cette dépendance par l'intermédiaire des paramètres utilisés dans l'analyse statistique pour des valutations de ce genre dans les cas des distributions de probabilités. Les plus connus sont les coefficients de corrélation de Pearson et le « rank coefficient » de Kendall, qui permettent de remplacer la matrice Λ par un seul nombre de l'intervalle $[-1, 1]$, qui caractérise le degré de l'écart d'un ordre donné de types par rapport à l'ordre chronologique parfait. Avec un quelconque ordre chronologique parfait ces coefficients seraient, en général, proches de 1; avec un ordre chronologique insignifiant — proches de zéro; et *en absence* d'un ordre chronologique, ils pourraient prendre *aussi des valeurs négatives*. La mesure de la « dépendance » entre le temps et le numéro du type par l'intermédiaire d'un seul chiffre doit pourtant être, par force, très imprécise et il semble qu'il faut un instrument plus sensible qui nous fournisse plus d'information sur la matrice Λ. C'est pourquoi l'on propose la mise en valeur dans ce but de la fonction de dépendance monotone (monotonic dépendence function) (Kowalczyk, Pleszczyńska 1977; Kowalczyk 1977 : 351-369).

Dans le cas de six intensités pour les types 1, 2, 3, 4, 5, 6 de la figure 2, la fonction de dépendance monotone transforme la matrice Λ pour ces types en courbe de dépendance monotone qu'on voit sur la figure 3. Elle est marquée par les chiffres (1, 2, 3, 4, 5, 6). Sur la figure 3 on a montré de plus six autres courbes de dépendance monotone qui ont été formées par la transformation des autres matrices. Nous avons ainsi une courbe pour l'ordre chronolo-

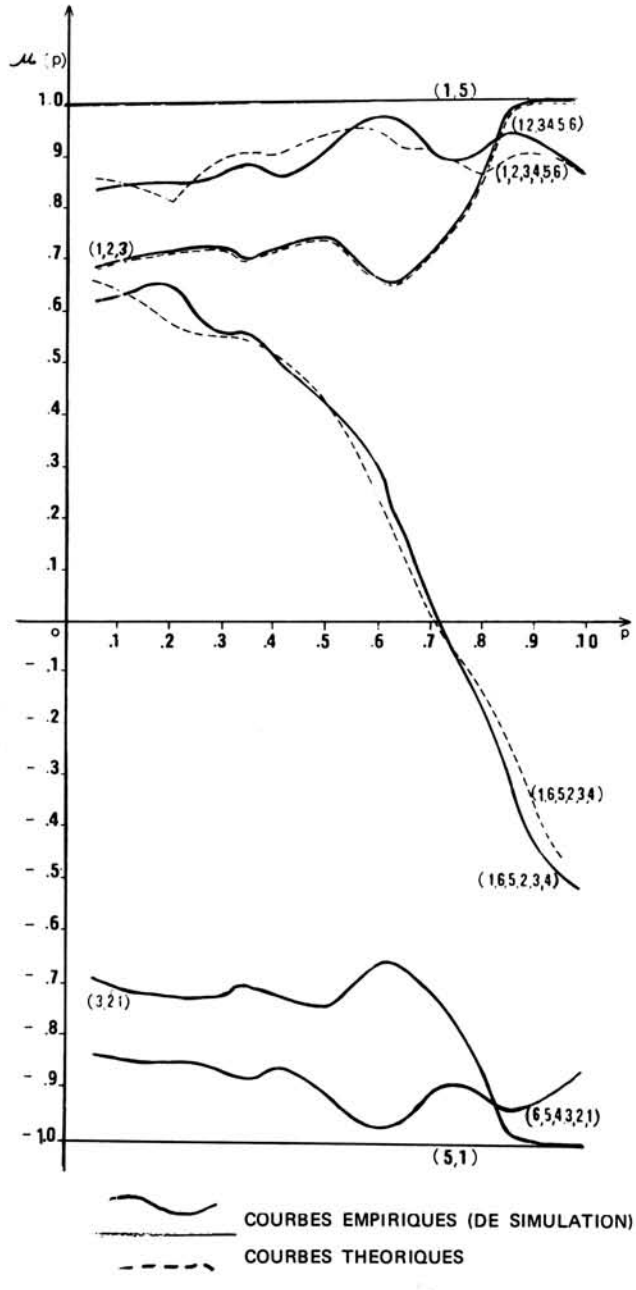

FIG. 3. — Courbes de dépendance monotone $\mu (p)$ théoriques pour différents ordres des types d'un ensemble de types {1, 2, 3, 4, 5, 6} avec les intensités $\lambda_i (t)$ représentées par la fig. 2.

gique parfait qui est un segment de la droite de la hauteur +1; et une courbe pour l'ordre antichronologique parfait qui est un segment de la droite de la hauteur −1. Il découle de l'analyse théorique qu'une telle forme aura toutes les courbes pour les ordres chronologiques et antichronologiques parfaits et que pour tous les autres cas les courbes de dépendance monotone parcourront toujours entre ces deux courbes extrêmes. On sait aussi que l'inversion de l'ordre de la séquence des types causera la formation de la courbe étant un reflet spéculaire de la courbe primaire, comme l'illustre la courbe pour l'ordre (6, 5, 4, 3, 2, 1) dans le cas de l'intensité de la figure 2 (ce qui a lieu quand dans la matrice originelle Λ, pour l'ordre (1, 2, 3, 4, 5, 6) s'opère la permutation des vers de telle manière que le vers 6 soit placé le plus bas, etc). L'idée de l'interprétation des courbes est telle, que : plus une courbe de l'ordre chronologique donné est proche de la courbe de l'ordre chronologique parfait, plus l'ordre donné est chronologiquement significatif. Ainsi donc, pour deux ordres différents, lorsque la courbe pour le premier d'entre eux est située totalement au-dessus du second ordre, alors le premier ordre est chronologiquement plus significatif que le deuxième.

Par exemple si nous considérons seulement trois types et trois intensités λ_i, $i = 1, 2, 3$ donnés sur la figure 2, alors nous obtiendrons la courbe marquée sur la figure 3 par (1, 2, 3) qui est localisée audessous de la courbe (1, 2, 3, 4, 5, 6). Cela correspond au fait que l'ordre (1, 2, 3, 4, 5, 6) est « chronologiquement plus significatif » dans le sens intuitif que l'ordre 1, 2, 3).

La forme de la courbe de dépendance monotone porte donc tout un nombre d'informations concernant l'ordre chronologique des types. Si la courbe se place entièrement dans la moitié positive, alors l'ordre diffèrera fort peu de l'ordre chronologique. Si cette courbe se trouve entièrement dans la moitié négative, alors l'ordre se rapprochera de l'ordre antichronologique. La courbe qui aura son parcours partiel dans la moitié positive et aussi dans la moitié négative, par exemple pour l'ordre (1, 6, 5, 2, 3, 4), témoignera du déplacement des types et en même temps nous indiquera comment changer un tel ordre, afin d'obtenir un ordre qui soit plus près de l'ordre chronologique, si ce dernier existe.

En pratique nous avons à faire à une certaine numération choisie des types et à une simple séquence de strates (Harris 1975 : 109-121). A chacune des strates nous pouvons attribuer un nombre de trouvailles d'un type donné. Nous pouvons donc former une « matrice de fréquence » (abundance matrix) c'est-à-dire : matrice de fréquence des objets d'un type donné dans les strates déterminées. Cette matrice comporte autant de vers que nous avons de types et autant de colonnes qu'il y a de strates dans la simple séquence donnée. Pour cette « matrice de fréquence » nous pouvons déterminer la courbe de dépendance monotone en procédant de même qu'avec la matrice d'intensité.

Une telle courbe est observable et peut être traitée, en tant qu'« estimateur » de la courbe théorique de la dépendance monotone pour la matrice d'intensité, pour une numération donnée de types. Cette approximation sera d'autant plus bonne d'autant plus sera grand le nombre total des objets observés, qui dépend à son tour de l'intensité des adhésions.

A titre d'exemple, quelques-unes des fonctions théoriques de dépendance monotone présentées sur la figure 3 sont accompagnées de leurs approximations nommées « courbes de simulation » obtenues par les méthodes de Monte-Carlo, dans les recherches de simulation effectuées à l'Institut de Mathématique de l'Académie Polonaise des Sciences à Varsovie par M. J. Cwik (avec la prémisse qu'il y a 12 strates d'une égale longueur de la durée).

Il nous semble que la courbe de dépendance monotone pour la « matrice de fréquence » avec une numération choisie de types, peut être un point de départ pour la détermination de l'ordre chronologiquement significatif des types, par l'intermédiaire des permutations adéquates de la numération initiale et par l'analyse des courbes de dépendance monotone liées à ces permutations. Les recherches concernant ce problème sont en cours.

Note :

— Comme on a pu le constater, l'exemple du raisonnement que j'ai présenté tout à l'heure, entre dans le cadre de la problématique de l'inférence archéologique à partir des composants des couches ordonnées en séquences stratigraphiques; il correspond, en principe, aux procédés d'approche hypothético-déductive.

— A partir des données rassemblées à l'aide de l'observation sélective dirigée par un problème précis de recherche et interprétée à la lumière des principes précédemment posés, nous précisons le modèle analytique du phénomène qui se produit dans le secteur examiné de la réalité.

— Ce modèle, étant une hypothèse qui explique les faits observés antérieurement, englobe avant tout la description de « l'espace d'échantillonnage », c'est-à-dire l'ensemble des réalisations possibles du phénomène analysé. Il englobe aussi la description de tout ce que nous estimons comme étant abordable à l'observation, de même que la description du mécanisme selon lequel se réalise le phénomène; ce qui dans le cas des modèles statistiques classiques correspond à la description des distributions admissibles de probabilités qui génèrent des échantillons.

— Les questions qui se posent au cours de la recherche se réfèrent, en général, à ce qui n'est pas connu dans la description du mécanisme et nous ne pouvons donc les formuler que sous forme d'hypothèses. Ces questions peuvent aussi se référer à ce qui n'est pas observable dans la réalisation du phénomène examiné. Dans notre cas, il s'agit, entre autre, de définir par avance l'ensemble des réponses possibles, au delà duquel dans le cadre du modèle accepté, nous ne cherchons pas de réponses significatives pour le problème analysé. La solution du problème consiste à subordonner des réponses à la partie observable dans chaque réalisation donnée du phénomène. Nous recherchons des solutions pouvant posséder les propriétés attendues; ceci dans le cadre du modèle accepté.

CLARKE D.L. (1968). — Analitical Archaeology. London.

HARRIS E.C. (1975). — The stratigraphic sequence : a question of time. *World Archaeology*, 7, 1:109-121.

KENDALL D.G. (1964). — A statistical approach to Flinders Petrie's sequence-dating. *Bulletin de l'Ins-*

titut International de Statistique, volume XL. Book 2:657-681.

KENDALL D.G. (1969). — Some problems and methods in statistical archaeology. *World Archaeology*, 1. 1:68-76.

KENDALL D.G. (1971). — A mathematical approach to seriation. *Philosophical Transactions of the Society of London*, 269:125 ss.

KOWALCZYK T. (1977). — The definition and sample counterparts of monotonic dependence functions of bivariate distributions. *Mathematische Operationsforschung und Statistik*, Series Statistics, 8, 3:351-365.

KOWALCZYK T., PLESZCZYNSKA E. (1977). — Monotonic dependence functions of bivariate distributions. *The Annals of Statistics*, Vol. 5, No. 6, 1221-1227.

MAETZKE G., RYSIEWSKA T., TABACZYNSKI S., URBANCZYK P. (1977). — Problemi dell'analisi descrittiva nelle ricerche sui siti archeologici pluristratificati. *Archeologia Medievale*, volume IV, 7-46.