

# TIPOLOGÍA Y MORFOMETRÍA: ANÁLISIS DE UNA SERIE DE RASPADORES DEL PALEOLÍTICO SUPERIOR

*Ana Neira Campos  
Fernando Mallo Fernández  
Federico Bernaldo de Quirós Guidotti*

RESUMEN.— En este trabajo se estudian, a través de técnicas estadísticas multivariantes una serie de raspadores procedentes de la Cueva de la Cantera (León) mediante seis variables morfométricas orientadas a una mejor identificación del «concepto» de raspador. Los resultados apuntan a una mayor importancia del soporte como discriminante del tipo de raspador.

RESUMÉ.— Une serie de grattoirs provenents de la «Cueva de la Cantera» (León) fait l'objet d'une étude à travers des techniques statistiques multivariants. Dans cette étude nous avons établi six variables morphométriques en vue d'une meilleure identification du «concept» de grattoir. Les résultats indiquent que le support lithique est un élément discriminant majeure du type de grattoir.

La necesidad de contar con un método tipológico que permita abarcar las diferentes clases de elementos del registro arqueológico propició, desde los comienzos de la investigación prehistórica, la búsqueda de técnicas de clasificación que hicieran manejable la variabilidad del propio registro. En la década de los cincuenta comienza la elaboración de tipologías que inician el análisis cuantitativo de los conjuntos líticos del Paleolítico. Así, D. de Sonneville-Bordes y J. Perrot y F. Bordes presentan a los investigadores una forma de análisis tipológico basada en sus conocidas «listas tipológicas». Tras estos primeros intentos se desarrollan una serie de líneas de investigación que pretenden resolver algunos de los problemas inherentes a las «listas tipológicas», como son su carácter de cerradas y la tendencia a crear tipos estandarizados de forma intuitiva, a través de la experiencia. Una de estas líneas fue iniciada por G. Laplace quien, para solventar estos problemas, crea una tipología de la que se conocen gran número de versiones, pues la contrastación, tanto teórica como práctica, le obligó a efectuar, constantes modificaciones de la tipología original. Sin embargo, la tendencia dominante fue el establecimiento de los globalmente denomina-

dos «análisis de atributos» que parten de los trabajos de A. SPAULDING (1953). Estos estudios proponen, dentro de esquemas estructuralistas o de la Teoría de Sistemas, la descomposición de los artefactos en rasgos menores —los atributos— cuya covariación o asociación significativa permitiría llegar a definir mejor la realidad arqueológica, siguiendo las tendencias vigentes en campos muy diversos que abarcan desde la Lingüística a la Física de partículas.

La aplicación de los «análisis de atributos» dentro del Paleolítico Superior nace, en cierto modo, como «refinamiento» de las listas tipológicas y como intento de profundizar en los estudios regionales (SACKETT, 1966). Frecuentemente implica la utilización de análisis estadísticos inferenciales conducentes a la búsqueda de asociaciones significativas de atributos, denominadas, a veces, «conglomerados de atributos», —lo que puede crear un equívoco entre los «análisis de conglomerados de atributos» (cluster attribute analysis) y el análisis estadístico taxonómico del mismo nombre (cluster analysis)—. Dentro de los «análisis de atributos», uno de los grupos más estudiados ha sido el de los raspadores, quizás por su presencia habitual en to-

das las colecciones y en todos los períodos del Paleolítico Superior. El primer trabajo de una cierta trascendencia –aplicado precisamente a estas piezas– fue el ya citado de J. SACKETT (1966) quien diseñó un primer conjunto de atributos, tanto cuantitativos como cualitativos, cuya asociación contrasta mediante test de contingencia ( $X^2$ ) en tablas de doble y múltiple entrada. Dentro de esta misma idea se mueven las propuestas de H. Movius y su escuela en su clásico *The Analysis of Certain Major Classes of Upper Palaeolithic Tools* (MOVIUS, DAVID, BRICKER y CLAY, 1968) y en su complemento «The Analysis of Certain Major Classes of Upper Palaeolithic Tools: Aurignacian Scrapers» (MOVIUS y BROOKS, 1971). Estos trabajos son, quizás, uno de los intentos más ambiciosos de aplicación del «análisis de atributos». Por un lado, amplían estos análisis a casi todas las clases tipológicas, y, por otro, se plantean el estudio integral de un yacimiento, en este caso el Abri Pataud (BRICKER y DAVID, 1984). Sin embargo, las propias dificultades que plantean el número de clases a analizar, la cantidad de atributos y una cierta indefinición o contradicción en ellos han podido hacer que este tipo de investigación no prospere en su totalidad. Un aspecto en el que este trabajo es altamente criticable son los planteamientos estadísticos de sus aplicaciones, como en el estudio del Nivel 3 del Abri Pataud (BRICKER y DAVID, 1984). Estos se basan también en análisis de contingencia y en test paramétricos pero estudian los atributos o variables tomándolos de dos en dos, lo que puede ocasionar una importante pérdida de información al no analizarlos globalmente.

En esta misma línea se encuentra el estudio de A. Montet-White sobre los materiales solutrenses y perigordenses de Le Malpas (MONTET-WHITE, 1973). En él, los atributos métricos (o variables) definidos por Movius y Sackett, se integran utilizando el método de las coordenadas polares y se someten no sólo a test de contingencia sino también a técnicas factoriales (análisis de componentes principales, análisis factorial y análisis de las correlaciones canónicas) y análisis «cluster», más potentes que los utilizados por los anteriores autores.

Centrándose únicamente en los raspadores, concretamente en los raspadores sobre hoja y sobre lasca, y utilizando también los atributos propuestos por Movius y Sackett, se encuentra el trabajo de DELPORTE y MAZIÈRE (1977) sobre La Ferrassie. En este caso se utilizan técnicas taxonómicas numéricas para comparar y definir los conjuntos de piezas de los distintos niveles aurignacienses y perigordenses de este yacimiento.

Ya en otra línea y basándose de nuevo exclusivamente en los raspadores, tenemos el trabajo de BANDELIER y HERICHER (1979) sobre una serie inédita de

Mas D'Azil. En él se utiliza una técnica factorial, posiblemente un análisis de las correspondencias, y se intenta contrastar los resultados de este análisis con relación a la tipología clásica de Sonnevile-Bordes/Perrot.

Uno de los estudios sobre raspadores más interesantes realizados últimamente es la propuesta de A. Bietti sobre el «reconocimiento de patrones». Su trabajo también parte de Movius, pero se depuran los planteamientos y se refina el tratamiento estadístico mediante un paquete estadístico interactivo en el que se combinan los test inferenciales con los análisis exploratorios multivariantes como el análisis de componentes principales. Su intención, a diferencia de Movius, no es descubrir clases tipológicas partiendo de la asociación de atributos, sino, mas bien, confirmar la consistencia de clases establecidas «a priori» cuya base son las tipologías tradicionales (BIETTI y ZANELLO, 1980; BIETTI, BURANI y ZANELLO, 1983; BIETTI, BURANI y ZANELLO, 1985).

Nuestro objetivo es un intento de comprobar hasta qué punto las tipologías de uso más común en el Paleolítico Superior cantábrico (fundamentalmente la de Sonnevile-Bordes y Perrot, y también la de Laplace) responden a criterios cuantitativos básicos y como se articulan estos. Por ello, las variables se eligieron buscando dos aspectos. Por un lado, las que son más representativas cuantitativamente del tipo de soporte, tal y como lo entienden las tipologías intuitivas. Mediante su estudio podremos determinar diversas cuestiones, como cuáles son las variables menos sensibles a la variabilidad específica de éste, o si la elección de dos tipos formales distintos de soportes –lascas y hojas– tiene confirmación tipométrica o por el contrario existe un continuum entre ellos y por lo tanto la elección de los soportes obedeció a otros criterios. El otro grupo de variables nos permitirán estudiar las características básicas del frente de raspador, entendiendo como tal la presencia de un frente destacado por retoques, y su variabilidad. Además podremos apreciar qué relaciones existen entre todas estas variables y cómo se articulan estas relaciones para formar las piezas estudiadas. No se han incluido atributos (variables cualitativas) como los tipos de retoques, su número, etc. por estar fuera de nuestra finalidad básica: la caracterización morfo-métrica elemental del «raspador».

## Los individuos y las variables

Las piezas que vamos a estudiar son parte de los materiales procedentes del yacimiento de la Cueva de la Cantero (Alcedo de Alba, León) y se encuentran de-

positadas en el Museo Provincial de León. Fueron clasificadas por J. M. LUENGO (1947) atribuyéndoles a tres conjuntos industriales del Paleolítico Superior pero en un estudio reciente hemos intentado demostrar que todas ellas pertenecen a un único conjunto del Paleolítico Superior Final (NEIRA, 1985; NEIRA y MALLÓ, 1990).

En este trabajo hemos elegido las piezas consideradas raspadores según la tipología de Sonnevile-Bordes y Perrot y los útiles compuestos de la misma que posean un frente de raspador. Los raspadores dobles se han considerado como dos piezas, siguiendo las opiniones expresadas por Movius y otros (MOVIUS, DAVID, BRICKER y CLAY, 1968, p. 17). Tenemos así un total de 20 individuos cuya clasificación tipológica pasamos a presentar brevemente. Los individuos 1, 2 y 14 son tres raspadores en extremo de hoja. Los números 3 y 16 se han realizado sobre hojas retocadas. El 4 y el 6 son raspadores en extremo de lasca mientras que el número 5 es un raspador sobre lasca casi circular. El número 7 es un raspador espeso en hocico. Los números 8 y 9 corresponden a un raspador doble y los números 10 y 11 a otro. El número 12 es un buril raspador y los números 13 y 15 dos raspadores carenados atípicos. Los números 17 y 20 son dos raspadores unguiformes y, finalmente, los números 18 y 19 son dos raspadores realizados sobre lascas más anchas que largas. En resumen, las piezas estudiadas corresponden a 17 raspadores y un buril raspador. Los once primeros individuos pertenecerían al supuesto nivel Auriñaciense, el resto, excepto el número 20 que corresponde al Aziliense, están incluidos en el Magdaleniense.

Sobre estos individuos se midieron las siguientes variables cuantitativas medidas en milímetros:

- $X_1$  = Longitud máxima de la pieza
- $X_2$  = Anchura máxima de la pieza
- $X_3$  = Grosor o altura máxima de la pieza
- $X_4$  = Longitud máxima del frente retocado
- $X_5$  = Anchura máxima del frente retocado
- $X_6$  = Grosor o altura máxima del frente retocado

Estas variables tienen grandes semejanzas, o son idénticas, a las de muchos de los trabajos anteriormente citados, especialmente los de Sackett y Movius, pero en su elección hemos tenido en cuenta los objetivos propios de nuestro trabajo. Como ya señalamos anteriormente, las tres primeras nos permitirán una caracterización de los soportes empleados mientras que las tres últimas sirven para estudiar las características básicas del frente de raspador. La medición de la variable longitud máxima del frente retocado merece una justi-

ficación más detenida. Se eligió esta variable en lugar del ángulo del frente porque esta última presenta varias dificultades: por un lado cuando la pieza presenta reavivados su determinación es muy difícil y suele requerir un redondeo que puede plantear problemas al haberse medido el resto de las piezas con mayor exactitud. Por otro lado, el uso de un único sistema de unidades de medida para todas las variables permite la aplicación de la métrica canónica para alguno de los análisis, con lo que podremos trabajar con las variables originales, evitándonos el tener que someterlas a algún tipo de transformación como la estandarización. Esta variable es equivalente a la RB –longitud del retoque en la punta del útil– de BANDELIER y HERICHER (1979, p. 579) –y a AD– la Longitud del Perfil del Frente de los raspadores carenados de MOVIUS y BROOKS (1971, p. 272). En la figura 1 se puede ver esquemáticamente cómo se han medido las seis variables.

Obtuvimos, en definitiva, una matriz de variables por individuos que se presenta en la Tabla 1:

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$
1	36	17	5	4	14	4
2	48	22	11	8	22	11
3	38	19	8	7	18	5
4	37	25	9	11	20	9
5	27	26	11	10	28	9
6	37	24	7	10	23	7
7	28	23	10	12	15	10
8	36	19	8	7	5	6
9	36	19	8	7	18	8
10	42	30	14	15	26	13
11	42	30	14	8	20	11
12	36	23	9	9	20	6
13	36	21	10	10	18	9
14	40	21	9	9	20	8
15	48	22	13	9	18	8
16	38	20	6	5	20	6
17	22	14	7	9	14	7
18	24	29	7	9	11	7
19	25	26	8	8	18	6
20	17	19	5	7	18	5

### Análisis de Coordenadas principales

Iniciamos nuestro trabajo estudiando las asociaciones que pudieran presentar las variables. Para ello, se realizó un análisis de coordenadas principales sobre la matriz de correlación asociada al vector  $X = (X_1, \dots, X_6)$ , que nos permitirá visualizar la clasificación de

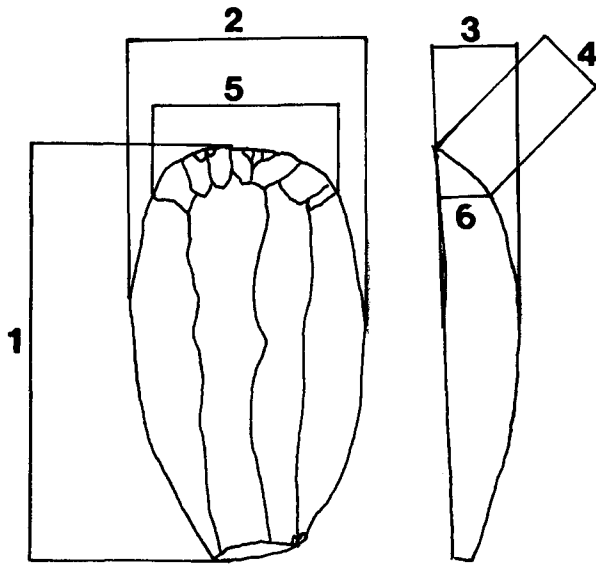


Figura 1

las mismas, a través de una representación euclídea, y definir grupos de variables fuertemente correlacionadas entre sí. La primera coordenada representa el 42,26% de la dispersión total, la segunda el 24,33% y la tercera el 18,54%. Con las tres primeras coordenadas principales se obtiene, por lo tanto, el 85,14% de la dispersión total, lo que resulta un porcentaje muy apreciable.

En la figura 2 se recoge la representación euclídea de las seis variables en el espacio de las tres primeras coordenadas principales. La calidad de la representación es elevada, dado el alto porcentaje de dispersión

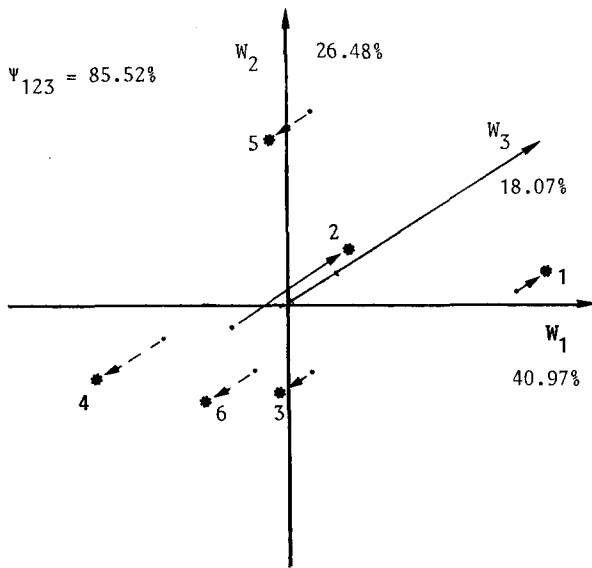


Figura 2

total recogido por estas coordenadas. En la figura se observa que hay un grupo de variables bastante diferenciado, formado por las variables  $X_3$ ,  $X_4$  y  $X_6$ . Este grupo se refiere al grosor máximo de la pieza ( $X_3$ ) al grosor máximo y longitud máxima del frente retocado ( $X_6$  y  $X_4$ ). Las variables  $X_1$ ,  $X_2$  y  $X_5$  las consideramos por separado dada su ubicación en el espacio factorial. Si sólo hubiésemos considerado las dos primeras coordenadas principales –que explican el 66,60% de la dispersión total– la variable  $X_2$  estaría agrupada con  $X_3$ ,  $X_4$  y  $X_6$ . Este hecho confiere a la tercera coordenada el papel de discriminadora entre la variable  $X_2$  (anchura máxima de la pieza) y el grupo referido.

La misma conclusión sobre la conglomeración de las variables se obtuvo mediante un análisis cluster, usando el método de «media aritmética no ponderada» sobre la matriz de distancias euclídeas obtenidas por la transformación standard de la matriz de correlación

$$\delta (X_i, X_j) = (2-2r_{X_i X_j})^{1/2}$$

La clasificación a nivel 0.57 coincide con la que se aprecia en el espacio euclídeo de las tres primeras coordenadas principales y el dendograma correspondiente puede observarse en la figura 3.

Ante estos resultados nos preguntamos si el grupo formado por las variables  $X_3$ ,  $X_4$  y  $X_6$  puede representarse por alguna de ellas. Para ello se puede optar por seleccionar la que parezca tener más importancia científica o bien utilizar el análisis de componentes principales para eliminar las más redundantes. Nosotros, al carecer de criterios sobre la mayor importancia de alguna de ellas, utilizamos esta última opción que pasamos a exponer en el siguiente apartado.

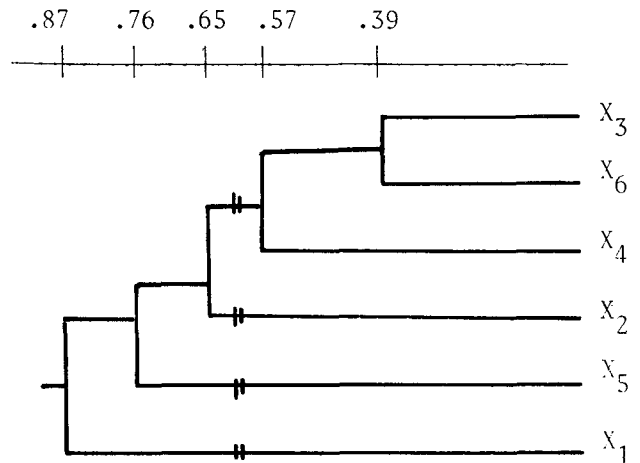


Figura 3

## Eliminación de la redundancia

En orden a representar el grupo de variables  $X_3$ ,  $X_4$  y  $X_6$  por una de ellas, realizamos un primer análisis de componentes principales con la métrica normada (matriz de correlaciones). Los autovalores obtenidos en un análisis normado de componentes principales definen éstas en orden de importancia, la técnica consiste básicamente en considerar las correlaciones de las componentes menos importantes con las variables y rechazar las más correlacionadas con aquellas (MALLO, 1985, p. 434-435). La variable más correlacionada con la componente de menor importancia, la sexta componente, resultó ser  $X_3$ , y la segunda a descartar  $X_4$ , la más correlacionada con la quinta componente. Podríamos haber seguido eliminando variables, pues estamos en un umbral de nivel bajo, pero dados los resultados obtenidos en el análisis de coordenadas principales consideramos cubierto nuestro objetivo de representar el grupo obtenido por una variable que resultó ser  $X_6$ . Las variables seleccionadas para la representación euclídea y la clasificación de los raspadores son, por tanto,  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_5$  y  $X_6$ .

## Análisis de Componentes Principales para los raspadores

Antes de proceder al análisis, estudiamos las características de la distribución de las cuatro variables seleccionadas. A partir del test de normalidad multivariante de asimetría y curtosis de MARDIA (1970), usando el algoritmo de Mardia y Zenroch, se obtuvo que las cuatro variables poseen una distribución conjunta 4-normal a un nivel de significación del 5%. La normalidad multivariante implica la normalidad univariante –es decir, cada una de las cuatro variables sigue también la distribución normal– y la normalidad bivariante. Este hecho tiene una cierta importancia desde el punto de vista prehistórico porque nos indica que las variables utilizadas para diferenciar los soportes sobre hoja de los soportes sobre lasca –la longitud y la anchura máximas de la pieza– se ajustan a una campana de Gauss que, como ya se sabe, tiene, entre otras, la propiedad de poseer un único máximo en el que se encuentra la moda. Como consecuencia de esto la tradicional división en piezas sobre lasca y piezas sobre hoja parece, desde un punto de vista métrico, artificial, pues la distribución conjunta de estas dos variables no tiene características, como podría ser cierta bimodalidad, que permitan separarlas a priori en dos grupos. Por todo ello, la división de los soportes en función del

cociente longitud/anchura puede estar imponiendo un patrón artificial sobre las piezas, si bien es cierto que puede estar diferenciando un fenómeno técnico: la existencia de técnicas distintas de talla que conjuntamente producen, a nivel métrico, una distribución normal bivariante. En cualquier caso, el estudio de este fenómeno y sus implicaciones sobrepasan, con mucho, los objetivos de este trabajo, por lo que simplemente queremos apuntar el interés que tendría analizarlo, especialmente a un nivel regional amplio.

Conocida la distribución de las variables, realizamos un segundo análisis de componentes principales con la métrica canónica (matriz de covarianzas) para las cuatro variables anteriormente seleccionadas. El uso de la métrica canónica se justifica porque en las variables se usaron las mismas unidades de medida. La normalidad se utilizará para la reducción de componentes principales (MALLO, 1985, p. 438-440). Los dos primeros autovalores obtenidos explican respectivamente el 67,38% y el 21,42% de la dispersión total. Del test de porcentaje de variación fijado se deduce que a un nivel de confianza del 95% el porcentaje de variación explicado por las dos primeras componentes se cubre con el intervalo 81,4% y 96,3%. La primera componente tiene una fuerte correlación con la variable  $X_1$  (longitud máxima de la pieza), así como correlaciones positivas con el resto de las variables, esta componente, por tanto, representa un factor tamaño. Para las demás componentes existen variables con coordenadas de signo positivo y negativo, por lo que deducimos que son «factores de forma». Más concretamente, la segunda componente tiene las mayores correlaciones con  $X_2$  (anchura máxima del frente). Los análisis de tamaño y forma no resultan extraños cuando se trabaja con variables morfométricas. El concepto de tamaño es independiente del de forma, pues dos objetos cualesquiera pueden tener la misma forma pero tamaños muy diferentes y, viceversa, dos objetos de tamaños semejantes pueden poseer formas diferentes (CUADRAS, 1981, p. 275-276). Como resultado del análisis podemos deducir que la idea de tamaño está expresada principalmente por la variable longitud máxima del soporte, mientras que las variables anchura máxima de la pieza y anchura máxima del frente son las que mejor determinan la forma de las piezas.

La representación euclídea de los raspadores en el plano formado por las dos primeras componentes principales se da en la figura 4. Si analizamos primero las piezas sobre el eje horizontal –que representa el primer factor– veremos que las piezas de menor tamaño se encuentran a la izquierda, mientras que a medida que avanzamos hacia la derecha el tamaño de las mismas se va haciendo mayor. Si las estudiamos siguiendo

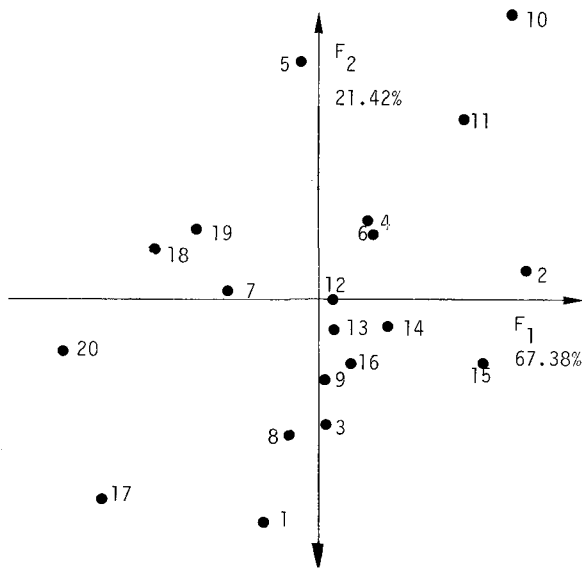


Figura 4

únicamente el eje vertical, las encontraremos distribuidas según sus anchuras, –las variables que determinan la forma de las piezas– encontrándose las piezas más estrechas en la parte inferior de la figura y aumentando éstas a medida que ascendemos.

La interpretación de la distribución de los raspadores en el plano de las dos primeras componentes principales es la siguiente: encontramos dos grandes grupos, el primero lo constituyen las piezas cuyo soporte son las lascas más cortas y el segundo las piezas cuyo soportes –lascas y hojas– son más alargados.

En el primer grupo, a su vez, encontramos varios subgrupos. Uno está constituido por las piezas número 20 y 17, los dos raspadores unguiformes, los de menor tamaño de la industria y de forma muy semejante. En el segundo se encuentran las piezas 18 y 19, ambos raspadores sobre lascas más anchas que largas al que se uniría la pieza nº 7, un raspador espeso en hocico. La pieza nº 5, otro raspador sobre lasca casi circular forma en solitario un tercer subgrupo.

En el segundo grupo los soportes son hojas, lascas más grandes y productos de acondicionamiento. También aquí hay varios subgrupos. Uno, algo disperso, está formado por las piezas nº 15, raspador carenado atípico, y nº 2, raspador sobre hoja, que aparecen agrupados por ser las piezas más largas. Otro subgrupo lo constituyen los números 11 y 10 que aparecen aislados a causa de sus dimensiones y que forman uno de los raspadores dobles. El último subgrupo incluye los individuos número 3 y 16, en extremo de hoja retocada; 14 y 1, en extremo de hoja; 4 y 6, en extremo de lasca; 9 y 8 que forman el segundo raspador doble; 13, raspador

carenado atípico; y 12, buril raspador. En él se reúnen las piezas de proporciones intermedias, aunque tipológicamente son de tipos muy diversos.

### Conglomeración de los raspadores

Con el fin de clasificar los raspadores de acuerdo con sus semejanzas, según las variables observadas, se realizó un análisis cluster usando la distancia de Mahalanobis, idónea para nuestros datos, y con el método de conglomeración de «promedio no ponderado». El dendrograma obtenido se da en la figura 5. Se observa que, al igual que ocurre en el plano factorial de los componentes, se han formado dos grandes grupos de piezas. El constituido por los soportes alargados presenta subgrupos muy compactos, e idénticos a los obtenidos en el análisis de componentes principales. La única diferencia es la presencia en este grupo de la pieza número cinco que se une al mismo a un nivel muy alto (10.72), por lo que consideramos un elemento espúreo. El grupo de los soportes cortos es menos compacto, y los subgrupos no coinciden de forma tan perfecta con los obtenidos en el análisis de componentes principales. Además la pieza número 18 se une a este grupo a un nivel muy elevado (9.19) por lo que también la consideramos como otro elemento espúreo.

Así, podemos señalar que se han obtenido dos grupos de piezas: las realizadas sobre soportes largos y las realizadas sobre lascas cortas y dos elementos espúreos: los números 5 y 18. Para poder clasificar adecuadamente estos elementos espúreos y confirmar la existencia de los grupos obtenidos en el cluster hemos

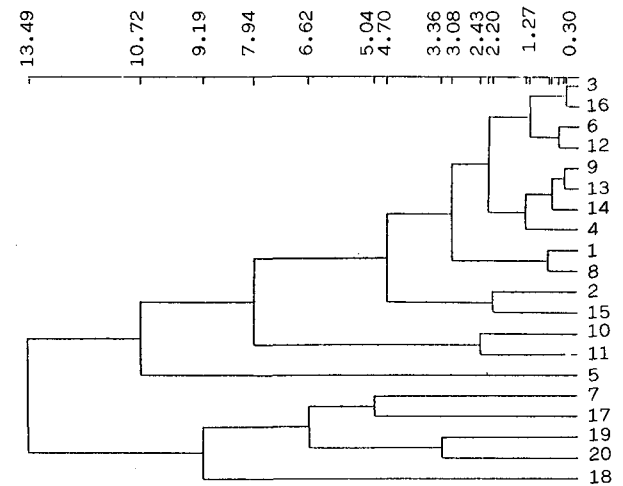


Figura 5

realizado una serie de análisis discriminantes que pasamos a presentar.

### Análisis Discriminante paso a paso con tres grupos y seis variables

El análisis discriminante es un método de clasificación formado por un conjunto de técnicas multivariantes explicativas, descriptivas y predictivas que permiten estudiar la significación y la naturaleza de las diferencias existentes entre grupos establecidos «a priori», así como la asignación de individuos a grupos cuyas características se han estudiado previamente. Para ello, se determina cuales son las variables que contribuyen a discriminar mejor entre los grupos que se han formado, reduciendo las variables que mejor discrimi-

nan a unas nuevas variables, menores en número, denominadas variables canónicas, que son combinaciones lineales de las variables originales y que vienen expresadas por una función discriminante. El método «stepwise» selecciona las variables paso a paso, de modo que en cada paso, la variable que añade más a la separación entre grupos es introducida en la función discriminante.

Para este primer análisis partimos de tres grupos de individuos: los dos señalados en el cluster y otro para los dos casos espúreos, y las seis variables cuantitativas ya señaladas, con el fin de clasificar a los individuos con toda la información. Se parte de una distribución de probabilidades uniforme para la pertenencia de cada elemento a uno de los grupos.

En el primer paso se introduce la variable longitud máxima de la pieza. Dado que esta variable, como señalamos anteriormente, tiene distribución normal,

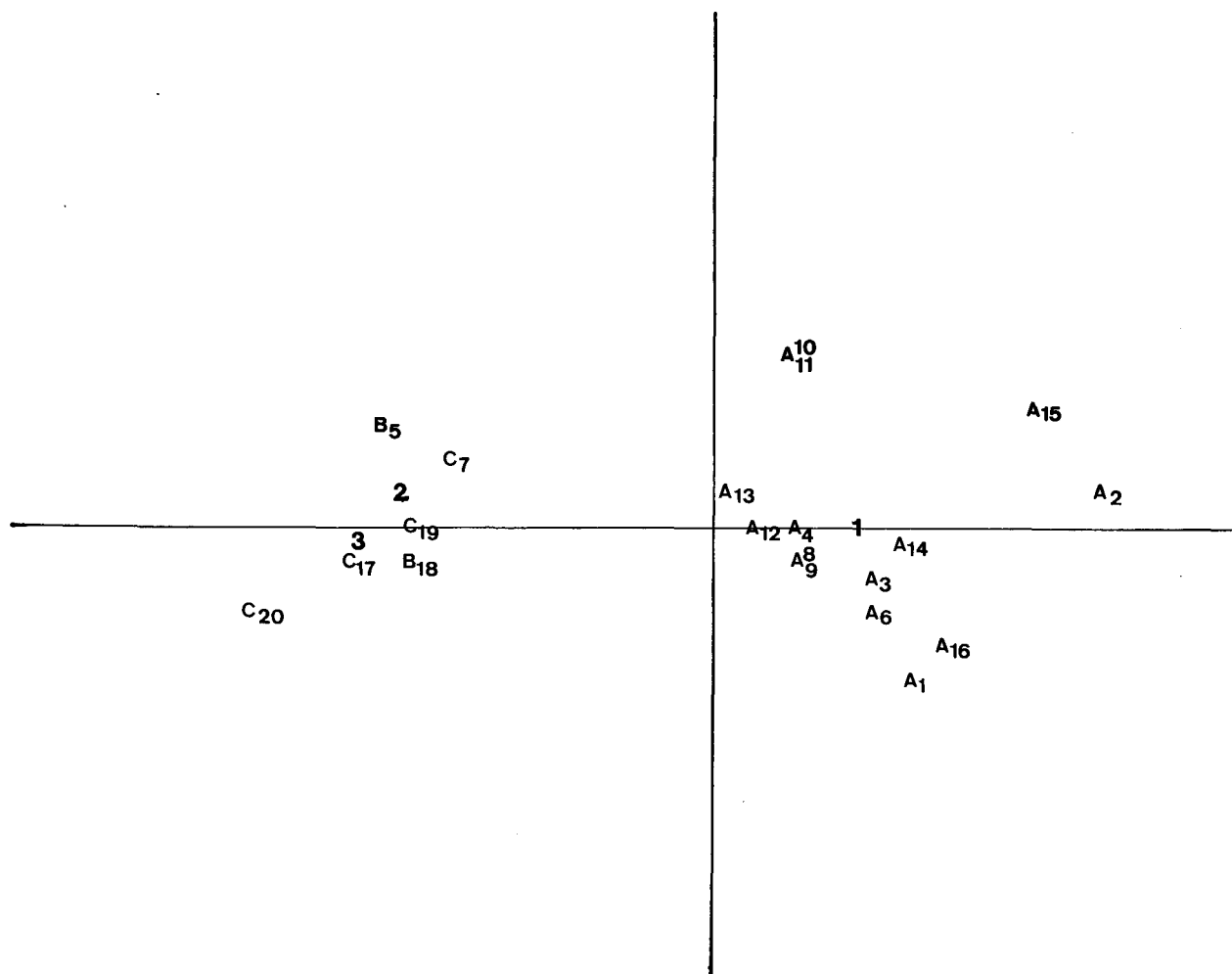


Figura 6

Tabla 2

STEP NUMBER 1									
VARIABLE ENTERED					1 LMP				
VARIABLE	F TO REMOVE	FORCE LEVEL	TOLERANCE	*	VARIABLE	F TO ENTER	FORCE LEVEL	TOLERANCE	
	DF = 2	17		*		DF = 2	16		
1 LMP	28.148	1	1.000000	*	2 AMP	3.189	1	0.864780	
				*	3 GMP	4.728	1	0.470502	
				*	4 LMF	1.090	1	0.896228	
				*	5 AMF	0.422	1	0.932507	
				*	6 GMF	2.894	1	0.633048	
U-STATISTIC JR WILKS' LAMBDA			0.2319373	DEGREES OF FREEDOM			1 2	17	
APPROXIMATE F-STATISTIC			28.148	DEGREES OF FREEDOM			2.00	17.00	
F - MATRIX DEGREES OF FREEDOM = 1 17									
A		B							
B	18.52								
C	45.94	0.46							
CLASSIFICATION FUNCTIONS									
GROUP =		A	B	C					
VARIABLE									
1 LMP	2.18713		1.41965	1.28047					
CONSTANT	-44.06015		-19.19911	-15.82398					
STEP NUMBER 2									
VARIABLE ENTERED					3 GMP				
VARIABLE	F TO REMOVE	FORCE LEVEL	TOLERANCE	*	VARIABLE	F TO ENTER	FORCE LEVEL	TOLERANCE	
	DF = 2	16		*		DF = 2	15		
1 LMP	42.444	1	0.470503	*	2 AMP	1.923	1	0.576225	
3 GMP	4.728	1	0.470502	*	4 LMF	-0.178	1	0.500569	
				*	5 AMF	0.401	1	0.791891	
				*	6 GMF	0.023	1	0.294437	
U-STATISTIC JR WILKS' LAMBDA			0.1457841	DEGREES OF FREEDOM			2 2	17	
APPROXIMATE F-STATISTIC			12.952	DEGREES OF FREEDOM			4.00	32.00	
F - MATRIX DEGREES OF FREEDOM = 2 16									
A		B							
B	17.45								
C	35.39	0.24							

Tabla 3

CLASSIFICATION FUNCTIONS			
GROUP =	A	B	C
VARIABLE			
1 LMP	3.37501	1.79242	1.70075
3 GMP	-2.58038	-0.80975	-0.91296
CONSTANT	-55.32101	-20.30804	-17.23361

Tabla 4

CLASSIFICATION MATRIX				
Group	Percent Correct	Number of cases Classified «Into Group»		
		A	B	C
A	100.0	14	0	0
B	50.0	0	1	1
C	50.0	0	2	2
TOTAL	85.0	14	3	3



Tabla 5

JACKKNIFED CLASSIFICATION				
Group	Percent Correct	Number of cases Classified «Into Group»		
		A	B	C
A	100.0	14	0	0
B	0.0	0	0	2
C	50.0	0	2	2
TOTAL	80.0	14	2	4

Tabla 7

Eigenvalues	5.71275	0.02186
Cumulative proportion of total dispersion	0.99619	1.000000
Canonical correlations	0.92251	0.14625
Variable	Coefficients for canonical variables	
1 LMP	0.34198	-0.03704
3 GMP	-0.35319	0.41340
Constant	-8.68871	-2.41643
Group	Canonical variables evaluated at group means	
A	1.44154	-0.00340
B	-3.14682	0.35959
C	-3.47199	-0.16790

Tabla 6

GROUP A	Incorrect Classifications	Mahalanobis D-Square from and Posterior probability for group					
		A	B	C			
CASE							
1	3.0	1.000	29.2	0.000	30.7	0.000	
2	5.9	1.000	48.8	0.000	53.8	0.000	
3	0.3	1.000	22.2	0.000	24.7	0.000	
4	0.4	0.999	15.6	0.000	18.1	0.000	
6	0.8	1.000	23.1	0.000	25.2	0.000	
8	0.6	0.999	16.2	0.000	18.3	0.000	
9	0.6	0.999	16.2	0.000	18.3	0.000	
10	3.8	0.999	17.1	0.001	21.6	0.000	
11	3.8	0.999	17.1	0.001	21.6	0.000	
12	1.0	0.997	13.0	0.002	15.4	0.001	
13	2.0	0.982	10.5	0.014	13.0	0.004	
14	0.2	1.000	24.9	0.000	27.9	0.000	
15	4.3	1.000	40.1	0.000	45.5	0.000	
16	2.4	1.000	31.4	0.000	33.4	0.000	
GROUP B							
		A	B	C			
CASE							
5		24.2	0.000	0.6	0.631	1.7	0.369
18	C	19.5	0.000	0.6	0.462	0.3	0.538
GROUP C							
		A	B	C			
CASE							
7	B	17.2	0.000	0.4	0.628	1.4	0.372
17		25.9	0.000	0.7	0.417	0.1	0.583
19	B	19.4	0.000	0.2	0.511	0.3	0.489
20		37.9	0.000	4.0	0.269	2.0	0.731

consideramos, para estudiar su significación a nivel discriminante, el estadístico lambda de Wilks cuyo valor es 0.2319, con una aproximación F de Fisher de 28.148 y 2 y 17 grados de libertad respectivamente, resultando, por lo tanto, significativa a un nivel  $\alpha = 0.05$ .

En el paso 2 se introduce la variable grosor máximo de la pieza, variable que consideramos sólo a nivel descriptivo dada su no normalidad (Tabla 2).

Las funciones de clasificación resultantes son las siguientes (Tabla 3):

El porcentaje de individuos bien clasificados para cada uno de los grupos se da en la Tabla 4.

El porcentaje de acuerdo con la clasificación de Jackknifed (cada individuo es clasificado en un grupo de acuerdo con las funciones de clasificación computadas para todos los casos, excepto los casos a ser clasificados) se encuentra en la tabla 5:

La clasificación de los casos se recoge en la tabla 6. Las variables canónicas son (Tabla 7):

La representación de las medias de los grupos y de los individuos en el plano formado por las dos variables canónicas aparece en la figura 6.

Del estudio de la tabla 5 y de la figura 6 podemos deducir que el grupo A, soportes largos, aparece perfectamente clasificado con porcentajes muy altos, mientras que los grupos B y C están muy próximos, discriminándose sólo en función de la segunda variable canónica, la cual viene a recoger fundamentalmente la variabilidad de la variable grosor máximo de la pieza, y las probabilidades de pertenencia a posteriori no son mucho más altas en un grupo que en el otro, lo que interpretamos como debido a que las diferencias en los grosores de los dos conjuntos son pequeñas.

Tabla 8

STEP NUMBER 1								
VARIABLE ENTERED 1 LMP								
VARIABLE	F TO REMOVE	FORCE LEVEL	TOLERANCE	*	VARIABLE	F TO ENTER	FORCE LEVEL	TOLERANCE
	DF = 1 18			*		DF = 1 17		
1 LMP	57.545	1	1.000000	*	2 AMP	2.860	1	0.841903
				*	3 AMF	0.298	1	0.918303
				*	4 GMF	6.140	1	0,624876
U-STATISTIC JR WILKS' LAMBDA			0.2382670	DEGREES OF FREEDOM		1	1	18
APPROXIMATE F-STATISTIC			57.545	DEGREES OF FREEDOM		1.00	18.00	
F - MATRIX DEGREES OF FREEDOM = 1 18								
SPL								
B 57.55								
CLASSIFICATION FUNCTIONS								
GROUP = SPL LC								
VARIABLE								
1 LMP		2.25427	1.36759					
CONSTANT		-44.97340	-16.99025					
STEP NUMBER 2								
VARIABLE ENTERED 4 GMF								
VARIABLE	F TO REMOVE	FORCE LEVEL	TOLERANCE	*	VARIABLE	F TO ENTER	FORCE LEVEL	TOLERANCE
	DF = 1 17			*		DF = 1 16		
1 LMP	78,699	1	0.624877	*	2 AMP	0.200	1	0.636886
4 GMF	6.140	1	0.624876	*	3 AMF	0.176	1	0.766488
U-STATISTIC JR WILKS' LAMBDA			0.1750422	DEGREES OF FREEDOM		2	1	18
APPROXIMATE F-STATISTIC			40.060	DEGREES OF FREEDOM		2.00	17.00	
F - MATRIX DEGREES OF FREEDOM = 2 17								
SPL								
LC 10,06								

Tabla 9

CLASSIFICATION MATRIX			
Group	Percent Correct	Number of cases Classified «Into Group»	
		SPL	LC
SPL	100,0	14	0
LC	100,0	0	6
TOTAL	100,0	14	6

Tabla10

CLASSIFICATION FUNCTIONS		
Group =	SPL	LC
Variable		
1 LMP	2.81879	1.45904
4 GMF	-1.63033	-0.26410
Constant	-49.59912	-17.11162

Tabla 11

JACKKNIFED CLASSIFICATION			
Group	Percent Correct	Number of cases Classified «Into Group»	
		SPL	LC
SPL	100.0	14	0
LC	100,0	0	6
TOTAL	100,0	14	6

Tabla 12

GROUP	SPL	Incorrect Classifications	Mahalanobis D-Square from and Posterior probability for group	
		SPL	SPL	LC
CASE				
1		2.9	1.000	24.9 0.000
2		4.4	1.000	39.9 0.000
3		1.9	1.000	26.6 0.000
4		1.3	0.996	12.4 0.004
6		0.3	1.000	16.8 0.000
8		0.8	1.000	17.3 0.000
9		1.0	0.996	12.1 0.004
10		5.3	0.999	19.0 0.001
11		1.7	1.000	20.9 0.000
12		0.8	1.000	17.3 0.000
13		2.0	0.985	10.4 0.015
14		0.0	1.000	22.0 0.000
15		6.9	1.000	50.6 0.000
16		0.7	1.000	22.7 0.000
GROUP LC				
		SPL		LC
CASE				
5		16.8	0.000	0.7 1.000
7		17.6	0.000	1.4 1.000
17		24.5	0.000	0.2 1.000
18		18.9	0.000	0.0 1.000
19		14.3	0.001	0.9 0.999
20		35.1	0.000	2.7 1.000

**Análisis Discriminante paso a paso con dos grupos y cuatro variables con distribución normal conjunta**

Al apreciar que hay fundamentalmente dos grupos que se diferencian de forma clara: soportes largos y lascas cortas, decidimos hacer un segundo análisis discriminante paso a paso partiendo de estos dos grupos y

Tabla 13

Eigenvalues	
	4,71291
Cumulative proportion of total dispersion	
	1.00000
Canonical correlations	
	0.90827
Variable Coefficients for canonical variables	
1 LMP	0.30255
4 GMF	-0.30400
Constant	-8.12755
Group Canonical variables evaluated at group means	
SPL	1.34827
LC	-3.14597

teniendo en cuenta las cuatro variables que poseen distribución normal conjunta: longitud máxima de la pieza, anchura máxima de la pieza, anchura máxima del frente retocado y grosor máximo del frente retocado.

En el primer paso se inscribe, nuevamente, la variable longitud máxima de la pieza cuya lambda de Wilks tiene un valor de 0.2382, con una aproximación F de Fisher de 57.545, y 1 y 18 grados de libertad respectivamente, siendo por tanto significativa a un nivel  $\alpha = 0.05$ .

En el segundo paso se inscribe la variable grosor máximo de la pieza, con una lambda de Wilks de 0.1750 y una aproximación F de Fisher de 40.000 y 2 y 17 grados de libertad que resulta significativa a un nivel  $\alpha = 0.05$  (Tabla 8).

Las funciones de clasificación que se han obtenido se presentan en la tabla 9.

En la tabla 10 podemos observar que el porcentaje de individuos bien clasificados es del 100% para los dos grupos.

Estos mismos porcentajes se obtienen en la clasificación de Jackknifed (Tabla 11).

Los individuos aparecen clasificados en la tabla 12.

Las variables canónicas son (Tabla 13):

La figura 7 muestra la representación de las medias de los grupos y de los individuos en función de la primera variable canónica. Como puede observarse, los dos grupos aparecen perfectamente separados, y nuevamente esta separación se realiza en función de los soportes.

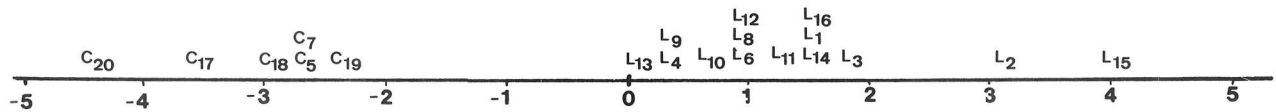


Figura 7

## Conclusiones

Los resultados obtenidos, indican que todos los «tipos» de «raspadores» utilizados en nuestro estudio se pueden reducir, desde un punto de vista morfométrico, a dos grupos de piezas, caracterizados fundamentalmente por soportes largos y cortos. Sin embargo estos no se corresponden con atributos técnicos como lascas u hojas, siendo éstos unos atributos que se superpondrían a la largura o cortedad del soporte. En este trabajo no pretendemos desbancar las tipologías tradicionales, sino más bien analizar otros criterios dimensionales que nos sirvan para confirmar o investigar otros aspectos. La categoría «raspador» es, dada su neta ubicuidad en las series paleolíticas, la que, como hemos visto, más atenciones ha recibido por parte de los investigadores y por tanto la más analizada.

En cuanto a la comparación con las tipologías tradicionales podemos señalar que la diferencia entre «Raspador en extremo de hoja» y «Raspador sobre lasca» no funciona en la serie estudiada, algunas piezas en extremo de lasca larga tienden a agruparse con las piezas sobre hoja, mientras que el resto de las piezas sobre lasca, fundamentalmente las de formas más cuadrangulares se agrupan juntas.

La comparación directa de nuestro trabajo con los estudios citados en la introducción no es siempre posible, pues cambian los objetivos de los mismos, los métodos de análisis y las variables elegidas. Sin embargo, nos parece interesante señalar algunas coincidencias con aquellos que son más semejantes en fines porque la obtención de resultados parecidos, mediante técnicas o variables diferentes, reafirma, de alguna forma, la significación de todos ellos.

Así, es interesante señalar que en el estudio de Le Malpas (MONTET WHITE, 1973) una gran cantidad de la variación observada está también directamente relacionada con el tamaño y la forma de los soportes y que el espesor de los mismos no contribuyó de manera especial a ninguno de los factores significativos. Sería interesante contrastar este resultado con una muestra de raspadores de niveles auriñacienses, pues ni nosotros ni Montet-White tenemos muchas piezas carenadas o en hocico. Además, el gráfico que presenta los individuos en el espacio de los dos primeros ejes facto-

riales tiene bastantes semejanzas con el obtenido en nuestro análisis de componentes principales –véase por ejemplo, la situación de los raspadores unguiformes o la de las piezas masivas– (MONTET-WHITE, 1973, p. 93).

La comparación con el trabajo de los raspadores de Mas d'Azil no puede hacerse en función del tamaño/forma de las piezas pues la técnica empleada por los investigadores –un análisis de las correspondencias– elimina los efectos de tamaño. Ahora bien, las variables altura del retoque del frente, longitud del mismo y espesor máximo de la pieza tienen proyecciones muy cercanas en los planos de los primeros factores, lo que indica que están expresando la misma idea, como vimos en nuestro análisis de coordenadas principales (BANDELIER y HERICHER, 1979, p. 581).

Las semejanzas con el estudio de Bietti y colaboradores, concretamente con los análisis de componentes principales que realizan estos investigadores, residen en la importancia que, tanto en los raspadores de Grotta Romanelli como en los de Grotta Polesini, tienen las variables longitud y anchura del soporte y en la escasa importancia que tiene el espesor del mismo en el primero de los yacimientos analizados (para el segundo no se especifica nada) así como en irrelevancia de las variables relacionadas con la forma del frente (BIETTI, BURANI y ZANELLO, 1983, pp. 183-184).

En definitiva, todos estos análisis parecen sugerir la importancia de las dimensiones de los soportes como un elemento determinante del concepto «raspador». Este hecho puede deberse a las restricciones que impone el soporte en la confección de estas piezas y a que el retoque del frente de raspador no modifica en exceso sus características. Por otra parte, en nuestros estudios también se da primacía a una variable del frente, concretamente a su anchura, que puede estar indicando diferencias cuyo significado aún no se ha descubierto (¿distintos usos funcionales?). Sin embargo, no debemos olvidar que el concepto raspador se apoya básicamente en un criterio: la presencia de un retoque que altera la forma del soporte. En este sentido parece que las directrices de la investigación se deben orientar en el futuro en dos vías. Por un lado, extender los análisis a series más amplias –preferentemente de carácter regional y que incluyan raspadores masivos– y,

por otro, introducir la valoración del retoque como eventual criterio ampliador de las limitaciones del soporte. Además, si bien el uso de lascas u hojas no es un determinante morfométrico, su elección puede deberse a causas técnicas, funcionales y/o económicas.

## Bibliografía

- BANDELIER, P. y HERICHER, S. 1979. «Annexe. Analyse des Données. Contribution a l'Étude des Grattoirs du Magdalénien de la Galerie Rive Droite du Mas D'Azil. Réflexions sur l'Exploitation des Résultats», *L'Anthropologie*, tome 83, n. 4, pp. 577-583.
- BIETTI, A., BURANI, A. y ZANELLO, L. 1983. «An Application of ISPAHAN to the Typological Classification of Some Italian Upper Paleolithic End-Scrapers», *Pattern Recognition Letters*, I, pp. 181-186.
- BIETTI, A., BURANI, A. y ZANELLO, L. 1985. «Interactive Pattern Recognition in Prehistoric Archaeology. Some Applications», VOORRIPS, A. y LOVING, H. (Eds.): *To Pattern the Past*, PACT, 11, pp. 205-228.
- BIETTI, A. y ZANELLO, L. 1980. «A Project of Pattern Recognition with an Interactive System (ISPAHAN) in Prehistoric Archaeology: 'Quantitative' Typology of the End-Scrapers of an Italian Upper Paleolithic Industrial Assemblage», GELSEMA, E. S. y KANAL, L. N. (Eds.): *Pattern Recognition in Practice*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, pp. 517-526.
- BRICKER, H. M. y DAVID, N. 1984. *The Périgordian VI (Level 3) Assemblage*, Peabody Museum of Archaeology and Ethnology, Harvard University, Cambridge, Massachusetts.
- CUADRAS, C. 1981. *Métodos de Análisis Multivariante*, Eubar, Barcelona.
- DELPORTE, H. y MAZIERE, G. (F. DJINDJIAN colaborador), 1977: «L'Aurignacien de La Ferrassie. Observations Préliminaires à la Suite de Fouilles Récentes», *Bulletin de la Société Préhistorique Française*, tome 71, Études et Travaux, fasc. 1, pp. 343-361.
- LUENGO, J. M. 1947. «Noticia sobre el Paleolítico Inferior en la Provincia de León», *Actas y Memorias de la Sociedad Española de Antropología, Etnografía y Prehistoria*, tomo XXII, cuaderno 1-4, (Homenaje a J. Martínez Santaolalla), pp. 147-167.
- MALLO, F. 1985. *Análisis de Componentes Principales y Técnicas Factoriales Relacionadas*, Universidad de León.
- MARDIA, K. V. 1970. «Measure of Multivariate Skewness and Kurtosis with Applications», *Biometrika*, 57, pp. 519-530.
- MONTET-WHITE, A. 1973. *Le Malpas Rockshelter: A Study of Late Paleolithic Technology in its Environmental Setting*, University of Kansas, Publications in Anthropology n. 4, Lawrence, Kansas.
- MOVIUS, H. L. y BROOKS, A. S. 1971. «The Analysis of Certain Major Classes of Upper Palaeolithic Tools: Aurignacian Scrapers», *Proceedings of the Prehistoric Society*, vol. 37, 2, pp. 253-273.
- MOVIUS, H. L., DAVID, N. C., BRICKER, H. M. y CLAY, R. B. 1968. *The Analysis of Certain Major Classes of Upper Palaeolithic Tools*, American School of Prehistoric Research, Peabody Museum, Harvard University, bulletin n. 26, Cambridge, Massachusetts.
- NEIRA, A. 1985. *Evidencias de Paleolítico Superior en la Provincia de León*, Memoria de Licenciatura, Universidad de León.
- NEIRA, A. y MALLO, F. 1990. «Análisis Estadístico de Materiales Líticos Paleolíticos: La 'Cueva de la Cantera' (Alcedo, León)», *Trabajos de Prehistoria*, 47, en prensa.
- SACKETT, J. R. 1966. «Quantitative Analysis of Upper Paleolithic Stone Tools», *American Anthropologist* (Special Issue), vol. 68, n. 2, pt. 2, pp. 356-394.
- SPAULDING, A. C. 1953. «Statistical Techniques for the Discovery of Artifact Types», *American Antiquity*, vol. XVIII, n. 4, pp. 305-313.