

APLICACION DE METODOS DE ANALISIS FACTORIAL EN EL ESTABLECIMIENTO DE UNA TIPOLOGIA DE LOS GLACIARES ROCOSOS DEL PIRINEO CENTRAL OSCENSE

J. CHUECA CIA

Departamento de Geografía. Facultad de Filosofía y Letras.
Universidad de Zaragoza. 50009-Zaragoza

Resumen. La complejidad de elementos a tener en cuenta al abordar el estudio del fenómeno de los glaciares rocosos requiere la utilización de análisis estadísticos de gran potencia. En este trabajo hemos pretendido llegar a la definición de una tipología básica (susceptible a la realización de posteriores revisiones de detalle) de los glaciares rocosos localizados en el sector central pirenaico oscense. Para ello, sometimos una amplia gama de variables identificativas a un proceso de análisis factorial que, combinado con la posterior visualización gráfica de sus interrelaciones, nos permitió llegar a la diferenciación de tres categorías individualizables.

Palabras clave. Análisis factorial, tipología, glaciares rocosos.

Abstract. The complexity of elements needed to be taken into account when studying the rock glaciers phenomenon requires the use of highly powerful statistical analysis. In this work, we have tried to arrive to a definition of a basic typology of the rock glaciers morphologies located in the central Pyrenees. We tested a broad range of identificative variables in a process of factor analysis which, combined with the subsequent graphic visualization of its interrelationships, allowed us to establish the differentiation of three fundamental categories.

Key words. Factor analysis, typology, rock glaciers.

1. Introducción

Al llevar a cabo un inventario de los glaciares rocosos ubicados en la provincia de Huesca, de cara al análisis de su distribución espacial (*vid.*, Chueca, 1990, 1991 b), realizamos una serie de mediciones adicionales que abarcaban una completa gama de variables identificativas. El inventario - efectuado a partir de fotografías aéreas de un área superior a los 6.500 km² que incluye la parte de los Pirineos Centrales

meridionales localizada en los límites de la provincia de Huesca - se realizó siguiendo un transecto de dirección este-oeste a través de la provincia oscense, entre las latitudes $42^{\circ} 19'$ y $42^{\circ} 56'$ norte (fig. 1). Para minimizar los problemas de interpretación, partimos de un área para la cual se contaba con fotografías aéreas uniformes y de gran calidad. Fueron tomadas por el I.G.N. durante los primeros años ochenta con una escala aproximada de 1:25.000. Los 170 glaciares rocosos identificados de este modo fueron cuidadosamente trasladados a mapas 1: 50.000 (M.T.N. números: 117, 118, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 175, 176, 177, 178, 179, 180, 209, 210, 211, 212 y 213) desde los cuales se realizaron medidas de las siguientes variables individualizadas: longitud, anchura, área, alturas en la zona de raíz y frente, altura media, altura máxima de las crestas circundantes, pendiente, orientación, localización (valores de latitud y longitud), además de identificar otra serie de elementos categóricos ligados al: tipo morfológico, tipo genético, estado de actividad actual, generación de glaciar rocoso y litología del sustrato y área fuente.

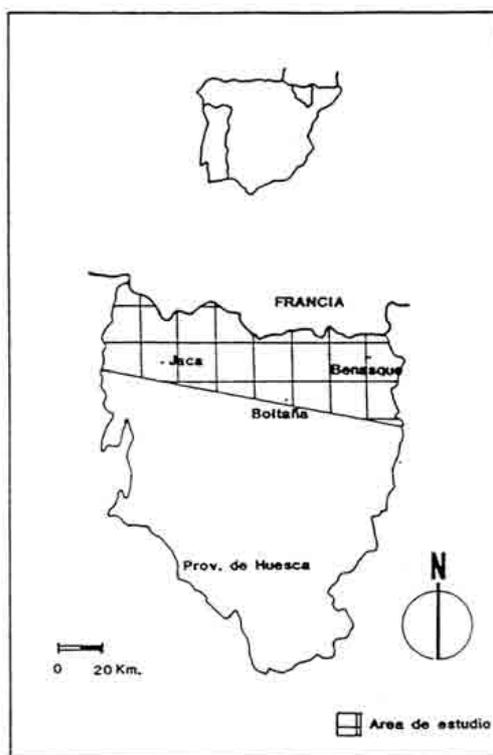


Fig.1. Localización del área de estudio
Study area

La característica básica que identifica las diversas técnicas de análisis factorial radica en su capacidad para condensar y clasificar - subjetivamente, en este último caso - un volumen de datos considerable en una serie limitada de factores. En este trabajo utilizamos las posibilidades exploratorias del análisis factorial en un intento de detectar e identificar grupos de variables interrelacionadas. De este modo, como más adelante veremos, se ha podido llevar a cabo el establecimiento de una tipología preliminar de los glaciares rocosos del Pirineo oscense a partir de la utilización combinada de los pesos factoriales de tres de los cuatro factores extraídos inicialmente y posteriormente sometidos a procesos de rotación.

2. El método de análisis

Con el término análisis factorial no estamos definiendo un método de trabajo individualizado y unificado, sino un complejo *corpus* de técnicas hacia el que se hace posible una gran variedad de aproximaciones. No obstante, todo modelo de análisis factorial puede esquemáticamente sintetizarse en una serie de pasos operacionales similares cuando es aplicado a un problema particular (a: preparación de los datos. b: obtención de la matriz factorial inicial. c: transformación o rotación de la matriz factorial. d: interpretación de los resultados). Dado que no es nuestra intención el llevar aquí a cabo una exhaustiva relación del fundamento matemático de esta técnica de análisis - algo, por otra parte, fuera de lugar y para lo que remitimos, en todo caso, a los trabajos específicos de Harman (1967), Blackith y Reyment (1971), Cooley y Lohnes (1971), Catell (1978), Johnston (1978), Chatfield y Collins (1980) o Shaw y Wheeler (1985)- examinaremos a continuación detalladamente cada una de las citadas etapas deteniéndonos, con particular énfasis, en la interpretación final de los resultados.

2.1 Preparación de los datos

Los problemas principales que se plantean en el momento de introducir los datos para llevar a cabo el análisis factorial pueden aglutinarse en tres grupos básicos. El primero concierne a la posible necesidad de transformación de los datos originales si se pretende efectuar una normalización en vista a la elaboración *a posteriori* de estadísticas inferenciales inscritas al propio proceso de análisis (algo imposible si únicamente se utilizan los datos brutos). En general, la mayoría de estudios que se deciden por la transformación aplican rutinariamente a todas las variables involucradas un factor logarítmico determinado y -en buen número de ocasiones- no totalmente satisfactorio. Los resultados así obtenidos tienden a oscurecer y complicar la ulterior interpretación de las variables. En nuestro caso, el empleo de la estadística inferencial poseía tan solo un interés secundario, por lo que decidimos optar - pese a la relativa influencia que para el cálculo del coeficiente de correlación tiene la existencia de valores muy heterogéneos que pueden producir un incremento anormal del valor de la correlación - por la no-transformación de los datos originales.

Otro problema -quizá incluso de mayor importancia- es la selección de las variables a utilizar en el análisis. Obviamente, ésta depende del tipo de estudio que se esté llevando a cabo y del acceso y disponibilidad de información. En este trabajo nos veíamos limitados a contar con dos soportes de tipo secundario (sin posibilidad, por tanto, de establecer mediciones-tipologías *in situ*): fotogramas aéreos y mapas topográficos de escala semi-detallada (1: 25.000 y 1: 50.000, respectivamente). Su explotación, sin embargo, fue prácticamente exhaustiva y concentró una buena parte -sustancial, diríamos- de los elementos necesarios para la realización de una clasificación tipológica consistente. Por otro lado, el efecto de incluir un gran número de variables que cuantifiquen características similares y estén altamente correlacionadas incrementa la proporción total de la varianza que representa un factor particular (el peso atribuido a un factor se deriva del porcentaje de varianza explicado por el mismo). Esto puede provocar la aparición de un factor importante -artificialmente creado- que concentre en sí un porcentaje desproporcionado de la varianza y desestabilice, desvirtuándolo, el análisis posterior. En nuestro caso, y después de una larga serie de tentativas, hubimos de eliminar alguna de las 16 variables inicialmente medidas -y que con anterioridad han sido enumeradas- para cada uno de los 170 glaciares rocosos analizados. Así, los valores de alturas máximas y mínimas de raíz y frente, junto al de altura máxima de crestas quedaron suprimidos al primar excesivamente la presencia del factor altitudinal en los resultados finales (tan sólo el valor de la altitud media fue conservado). Lo mismo ocurría con los valores de longitud y anchura que, unidos a la variable de superficie, sobrecargaban de modo manifiesto la proporción total de varianza llegándose a la definición de un factor sesgado y marcadamente irreal. Procedimos igualmente, por último, con la variable localización -valores de latitud y longitud- que introducía notables distorsiones en el análisis final. En definitiva, seleccionamos únicamente aquellas variables -no redundantes- que mostraban una relación clara con el fenómeno a analizar evitando que, la presencia de un excesivo número de variables, introdujera factores débiles producto de correlaciones poco definidas.

El análisis factorial definitivo fue llevado por tanto a cabo con un total de nueve variables, de las que seis eran de tipo categórico:

a) tipo morfológico (TMORF), en la que se establece una división acorde con la clasificación más al uso (v., Domaradzki 1951; Wahrhaftig y Cox 1959) de glaciares rocosos en lóbulo, linguoides, y espatulados; b) tipo genético (TGEN), diferenciándose -con un margen de error limitado- y basándose en criterios morfométricos, altitudinales y de ubicación, entre glaciares rocosos de origen glaciar y periglaciar; c) estado de actividad actual (ACT), distinguiéndose en un sentido lato por carecer hasta la fecha de mediciones absolutas de movimiento superficial o en profundidad de los glaciares rocosos pirenaicos. No obstante, indicios indirectos aportados por algunos autores (cf., Hamilton, 1988; Martínez de Pisón y Arenillas, 1988; Agudo, 1989; Serrano y Rubio, 1989) parecen indicar un *status* de actividad que -si bien somero- nos permitiría clasificar alguno de ellos dentro de las formas netamente activas. Por otro lado, el proceso de control de alguno de los casos más significativos iniciado por miembros de este Departamento permitirá, en un futuro próximo, manejar algunos datos de carácter absoluto entre glaciares rocosos activos/pseudo-activos e inactivos; d) orientación (ORIENT), establecida a partir de la dirección predominante de flujo y dividida en intervalos de 45°; e) litología del sustrato (LITOL), obtenida mediante el examen directo de los fotogramas y la superposición de los mapas de síntesis geológica a escala 1: 200.000 números 13, 14, 22 y 23. Se han diferenciado tan sólo tres grandes grupos (predominio de rocas graníticas, predominio de rocas calizas y otras litologías) al ser los dos primeros -con mucho- los más significativos en el aporte de litomasa de cara a la génesis de formas de glaciar rocoso (como ya apuntamos en un trabajo anterior; v., Chueca, 1991 a), el agrupamiento espacial que experimentan los glaciares rocosos del área de estudio es altamente significativo, y no obedece a procesos aleatorios de ningún tipo. El 55,88 % de los glaciares rocosos identificados se localiza en zonas con predominio de rocas graníticas (que constituyen el 6,86 % del total del área trabajada), mientras que únicamente el 44,12 % de los glaciares rocosos se instala sobre zonas con otro tipo de materiales (93,14 % del total del área trabajada). Este proporcionalmente mayor número de glaciares rocosos situados en zonas con predominio de rocas cristalinas (macizos de Panticosa, Posets, Montes Malditos, etc.) es estadísticamente significativo (nivel de significación del 0,001. Test de ji-cuadrado), y se halla en relación con la presencia de una densa red de fracturas y diaclasas que coadyuva a la producción de grandes bloques angulosos; f) generación de glaciar rocoso (GENGR), establecida a partir de criterios altitudinales y morfológicos. El análisis particular de este apartado ha arrojado valores estadísticamente significativos que nos han permitido definir la existencia de, cuando menos, tres generaciones -generalizables a todo el sector pirenaico oscense- de glaciares rocosos;

y las otras tres agrupaban los valores de:

g) altitud media (AMED), hallada a partir de los datos de altitud máxima de raíz y mínima de frente de cada glaciar rocoso; h) pendiente del glaciar rocoso (PEND), obtenida en porcentajes a partir de la relación entre la diferencia de alturas de las zonas distal y proximal y la distancia máxima en la horizontal e i) área (AREA), medida sobre el mapa topográfico a escala 1: 50.000 con un planímetro-curvímetro de precisión.

El tercer inconveniente básico que surge a la hora de introducir los datos para llevar a cabo el análisis, radica usualmente en la apropiada definición de las unidades espaciales de partida. En general, al tener que referir inicialmente los datos (*vid.*, Santos, 1986) a una unidad espacial de tamaño limitado, el primer problema a resolver -antes de medir los atributos seleccionados para verificar el análisis- es el de realizar la división del espacio en un mosaico de unidades determinado, que abarque toda el área de estudio y en el que cada elemento espacial resultante no tenga intersección con los demás. Al ser continuo el espacio por naturaleza, cualquier división en áreas se torna arbitraria y la agregación de datos -individuales originalmente- en unidades espaciales lleva consigo, en general, una elevación sustancial de la correlación, al quedar eliminada una parte de la diversidad original en el proceso de obtención del valor medio (lo que provoca, además, un enmascaramiento en la variedad y riqueza de matices original, ligada a la propia heterogeneidad de los valores individuales). En nuestro caso, y dado que el planteamiento inicial suponía el trabajo a partir de unidades individualizadas, el problema fue soslayado en su práctica

totalidad. Así, cada uno de los glaciares rocosos objeto de análisis (fig. 2) quedó constituido como célula básica a partir de la cual se llevó a cabo el proceso de análisis factorial.

2.2 Obtención de la matriz factorial inicial

Para la realización del proceso de análisis factorial empleamos la aplicación de tratamiento estadístico Stat View 512+ , de fácil manejo y un alto valor de interactividad que favorecía el que la exploración a partir de la modificación rutinaria en la asignación de las variables se hiciera rápida y eficazmente. Una vez introducidos los datos brutos objeto del análisis, y de cara a explotar las posibilidades ofrecidas por el proceso de síntesis de datos, fue seleccionado el método de factorización a utilizar (componentes principales). El método de factorización, también conocido como procedimiento inicial de factorización, se utiliza para determinar la magnitud de las estimaciones de comunalidad de las variables (procedimiento importante al influir en las magnitudes últimas de los eigenvalores, que a su vez influyen en las decisiones acerca del número de factores a extraer). El análisis de componentes principales es uno de los procedimientos de factorización más profusamente utilizados, al verse estadísticamente favorecido por su capacidad de resolución frente a los problemas de comunalidad. Asume el funcionamiento de un sistema cerrado donde toda variación estadística de las variables es explicada por las variables mismas sin tener en cuenta -a diferencia del método de factorización de análisis factorial- la estructura de las variables originales. Esto implica la existencia de altas correlaciones entre todas las variables, con elevadas varianzas comunes y valores bajos de varianzas únicas.

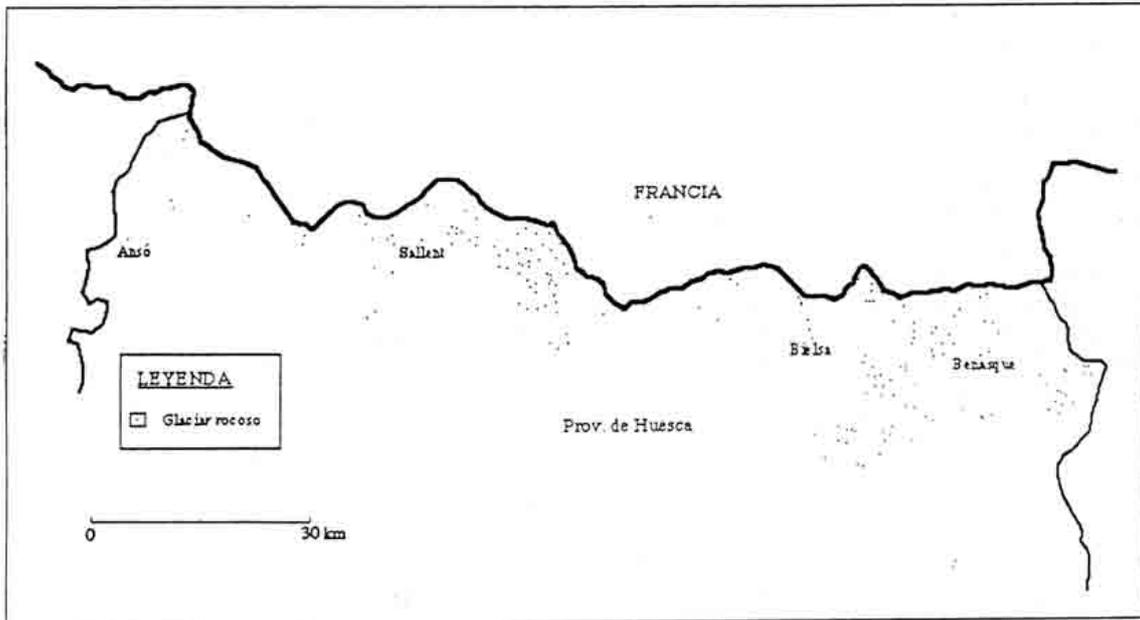


Fig. 2. Localización de los glaciares rocosos en el área de estudio
Rock glaciers localization on the study area

El método inicial de factorización determina tan sólo las propiedades de los factores. El número de éstos retenido para su ulterior interpretación se realiza casi siempre en función de los datos aportados por los eigenvalores. En este sentido, Stat View 512+ utiliza opcional y excluyentemente -de cara a

establecer el número de factores a conservar- dos criterios rutinarios (eligiendo siempre aquel que arroje el valor numérico más alto): a) el criterio de la regla del 75% de varianza. Viene determinado por la suma global de todos los eigenvalores. Estos son definidos en un orden descendente de magnitud en el que cada valor representa sucesivamente una menor varianza que el eigenvalor precedente. Tan pronto como la suma de las contribuciones proporcionales de los eigenvalores excede de 0,75, se asume que una varianza de la matriz suficientemente representativa ha sido obtenida, estableciéndose en ese momento el número total de factores a analizar. b) el criterio de la curva (*break-of-slope technique*) de eigenvalores (*vid.*, Catell, 1978). Determina el valor asociado con el punto de inflexión localizado en una curva en la que aparecen representados todos los eigenvalores en una escala decreciente. El número de orden del eigenvalor relacionado con dicho punto de inflexión es utilizado como estimación del grupo de factores sometibles a estudio. En nuestro caso, y a partir del análisis combinado de los eigenvalores y de las proporciones originales de varianza, el número de factores a tratar finalmente establecido se eleva -como algo más adelante veremos- a cuatro (tabla 1).

El primer paso de cara a la obtención de la matriz factorial inicial consiste en establecer las correspondientes matrices de correlación (tabla 2) y de correlación parcial entre variables (con los valores R de correlación múltiple representados en la diagonal mayor) (tabla 3). Mientras que la primera tiene un valor relativo y tan sólo nos advierte de la interrelación preliminar entre variables, la segunda aporta - toda vez que permite cuantificar (siguiendo las hipótesis de Guttman (1954) que propugna, *grosso modo*, y a partir de la utilización de evidencias algebraicas el que, para un cuerpo de variables en proceso de factorización los valores de correlación parcial entre ellas deberían aproximarse a cero en tanto que los valores de la correlación múltiple entre variables tendrían que alcanzar cifras razonablemente elevadas) lo apropiado del análisis - una más amplia información acerca del grado de adecuación del caso de estudio a un modelo teórico ideal.

A partir de los trabajos de Guttman, Kaiser (1970) desarrolló un índice (i. de adecuación muestral de la variable) para comprobar hasta qué punto la matriz de correlaciones parciales y múltiples se corresponde con las tendencias anteriormente citadas. Así, la matriz total de adecuación muestral (MSA) para un cuerpo de variables dado tendría que ser mayor de 0,500 para poder asumir que las presunciones de Guttman se cumplen. En nuestro caso, un índice de 0,586 (tabla 4) sugiere que nuestros datos representan realmente una colección homogénea de variables midiendo un universo de contenido similar, adecuada para el proceso de análisis factorial.

La medida de la adecuación muestral es una de las dos evaluaciones que -con anterioridad a cualquier intento de interpretación de los resultados del análisis- debe llevarse a cabo preliminarmente. La segunda se halla asociada al significado estadístico de las correlaciones (necesaria al haber quedado suficientemente demostrada la aparición de factores significativos surgidos del análisis de datos aportados al azar). El test de esfericidad de Bartlett es análogo, dentro de las técnicas multivariantes, a los test estadísticos que son frecuentemente aplicados a los coeficientes de correlación simples para comprobar si son significativamente válidos. El test de esfericidad se utiliza para determinar si, en general, el conjunto de correlaciones presente en la matriz de correlación es diferente de cero. Idealmente, la obtención de un valor significativo de ji-cuadrado sugiere que el conjunto de correlaciones es diferente de éste último valor y muy probablemente no sea resultado de mecanismos aleatorios. En nuestro ejemplo, el valor de ji-cuadrado es de 321,59, significativo al nivel de 0,0001 y confirmador de la validez de nuestros datos de partida.

Una vez efectuadas las estimaciones previas de adecuación-significación, y establecido -a partir de los procedimientos de rutina previamente indicados- el número de factores a tratar, puede ya calcularse la matriz factorial inicial (tabla 5) con la que quedan inicialmente determinadas las correlaciones de las variables con cada uno de los factores (cargas o coeficientes factoriales). Los valores de comunalidad asociados con ella permiten apreciar la representatividad de las variables (la estimación final de comunalidad, obtenida computando la suma de los valores de los cuadrados de las cargas factoriales, representa la proporción total de varianza de las variables que puede predecirse por los factores. El cuadrado de las correlaciones múltiples (SMC) hace posible estimar la proporción total de varianza de una variable que es predecible) (tabla 6).

Tabla 1. Eigenvalores y proporción original de la varianza
Eigenvalues and proportion of original variance

	Magnitud	Prop. varianza
Valor 1	2,505	0,278
Valor 2	1,478	0,164
Valor 3	1,307	0,145
Valor 4	1,069	0,119
Valor 5	0,775	0,086

Tabla 2. Matriz de correlación
Correlation matrix

	TMORF	TGEN	ACT	AMED	PEND	AREA	ORIENT	LITOL	GENGR
TMORF	1								
TGEN	-0,054	1							
ACT	-0,026	0,507	1						
AMED	0,026	-0,327	-0,389	1					
PEND	0,304	-0,107	-0,150	0,076	1				
AREA	-0,072	-0,053	-0,080	-0,161	-0,319	1			
ORIENT	0,019	-0,007	-0,037	0,164	0,033	0,016	1		
LITOL	-0,11	0,029	-0,121	0,403	-0,042	-0,105	0,145	1	
GENGR	-0,12	0,3	0,587	-0,45	-0,306	0,326	0,129	-0,124	1

Tabla 3. Matriz de correlación parcial entre variables (valores R de correlación múltiple en la diagonal mayor)

Correlations matrix partials in off-diagonals and squared multiple

	TMORF	TGEN	ACT	AMED	PEND	AREA	ORIENT	LITOL	GENGR
TMORF	0,11								
TGEN	-0,019	0,308							
ACT	0,066	0,382	0,538						
AMED	0,03	-0,236	-0,045	0,406					
PEND	0,273	-0,042	-0,053	-0,085	0,234				
AREA	0,047	-0,028	-0,333	-0,063	-0,258	0,283			
ORIENT	0,035	0,046	-0,122	0,194	0,083	-0,035	0,107		
LITOL	-0,106	0,177	-0,073	0,382	-0,046	-0,072	0,072	0,216	
GENGR	-0,067	-0,063	0,546	-0,288	-0,147	0,368	0,262	0,046	0,561

Tabla 4. Índice de adecuación muestral de la variable
Measure of variable sampling adequacy

Adecuación muestral del total de la matriz: 0,586

TMORF	0,564
TGEN	0,661
ACT	0,587
AMED	0,670
PEND	0,643
AREA	0,443
ORIENT	0,330
LITOL	0,535
GENGR	0,589

Tabla 5. Matriz factorial inicial
Initial factor matrix

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
TMORF	-0,189	0,572	-0,094	0,489
TGEN	0,592	0,19	0,489	-0,139
ACT	0,757	0,237	0,365	-0,028
AMED	-0,716	-0,315	0,274	0,031
PEND	-0,416	0,657	0,094	0,19
AREA	0,31	-0,505	-0,54	0,308
ORIENT	-0,068	-0,251	0,387	0,769
LITOL	-0,311	-0,427	0,63	-0,076
GENGR	0,814	-0,159	0,05	0,284

Tabla 6. Estimaciones de comunalidad
Commuality summary

	SMC	Estimación final
TMORF	0,110	0,610
TGEN	0,308	0,646
ACT	0,538	0,764
AMED	0,406	0,688
PEND	0,234	0,657
AREA	0,283	0,738
ORIENT	0,107	0,809
LITOL	0,216	0,682
GENGR	0,561	0,771

2.3. Transformación-rotación de la matriz factorial inicial

El objetivo último de todo análisis factorial estriba, en gran medida, en la búsqueda y definición de una serie limitada de nuevas variables o factores que describan -clara y adecuadamente- el conjunto original de variables. El hallazgo de una estructura factorial simple en la que cada una de las variables primitivas tuviera una elevada carga en uno de los factores y muy baja en el resto, vendría a representar una solución ideal. Desgraciadamente, ocurre a menudo que la solución inicial derivada del análisis no proporciona una estructura tan neta, haciéndose por tanto evidente que los factores no se hallan describiendo con claridad las variables originales. En esos casos se hace necesario recurrir a una solución alternativa (de tipo rotacional) que proporcione una mejor descripción de las características de las variables.

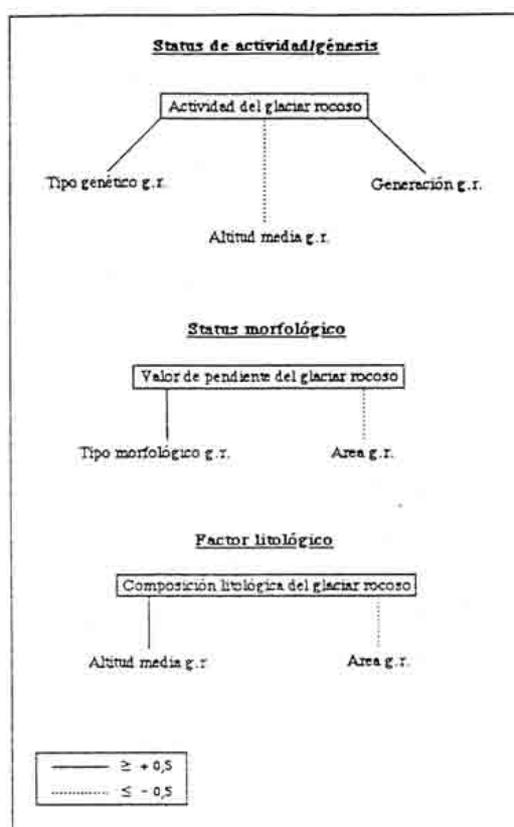


Fig.3. Composición de los factores: diagrama de asociación
Factor composition: linkage diagram

En cualquier análisis factorial los ejes que ayudan a describir las variables pueden *a priori* ser fijados en un número infinito de posiciones rotándolos geoméricamente en torno a sus puntos-origen. La rotación de los factores pretende simplificar la matriz factorial inicial delimitando agrupaciones suficientemente significativas de variables sin llegar a alterar sus ubicaciones relativas. En nuestro caso, la solución rotacional utilizada (ortogonal) -que permite una interpretación de los resultados más sencilla que

la obtenida a partir de modelos oblicuos- se basa en la presunción de que los factores no están relacionados, siendo el ideal el que cada variable tenga una carga factorial de $\pm 1,0$ en un factor y de cero en el resto. La técnica de rotación ortogonal varimax (empleada en este análisis) pretende simplificar las columnas de la matriz factorial maximizando, por tanto, la suma de la varianza de las cargas factoriales en cada columna. De esta forma, la matriz factorial rotada (tabla 7) -pieza clave en el proceso interpretativo posterior- queda elaborada, permitiéndonos abordar la deducción de los principales factores del análisis.

3. Interpretación de los resultados

Al interpretar y definir las características de cada factor conviene tener en cuenta los problemas derivados de la relación entre variables y entre éstas y los factores. La elevada relación de un factor con un grupo de variables permite identificarlo a partir de la significación de éstas últimas. Sin embargo, un alto coeficiente de correlación entre un factor y dos variables no garantiza que estas variables posean una elevada correlación entre sí. Por este motivo, además de comprobar la matriz factorial rotada, es conveniente proceder del mismo modo con la matriz original de correlaciones entre variables para poder establecer el grado de coherencia que acompaña a cada grupo de variables representativo de un factor (v., Santos, 1986).

Por otro lado -y complementariamente- al analizar la matriz factorial suele existir una tendencia a explicar el significado de los factores, olvidando la representatividad de las variables. Esto crea la necesidad de verificar preliminarmente, no sólo el grado de varianza explicado por cada factor (que se corresponde con la suma de los cuadrados de los coeficientes factoriales respecto al número total de variables; tabla 8), sino también el de cada variable junto a su índice de complejidad (relacionado con la densidad factorial de las variables; tabla 9).

Los valores presentes en la matriz factorial transformada muestran las cargas (correlaciones) existentes entre cada variable y los nuevos factores. A partir de ellos es posible determinar los subconjuntos de variables que se hallan ligados a éstos últimos permitiendo, por tanto, establecer unas hipótesis iniciales acerca de la composición de los factores. En este sentido, al identificar la estructura de cada factor los componentes de tipo subjetivo, necesarios en esta etapa del análisis, pueden disminuirse estableciendo límites de control estrictos. Así, aunque algunos ecologistas factoriales han llegado a adoptar - para diferenciar entre cargas significativas y no-significativas - puntos límite extremadamente bajos (oscilantes entre $\pm 0,3-0,4$), la mayor parte de los estudios - y el nuestro entre ellos - utiliza los umbrales entre $\pm 1,00-0,70$ (correlación alta), $\pm 0,69-0,50$ (correlación media) y $\pm 0,49-0,30$ (correlación baja) como definitorios en el establecimiento de estructuras.

3.1. Composición de los factores

Utilizando estos márgenes, el análisis de las cargas factoriales ha arrojado unos resultados interesantes que nos han conducido a la identificación de tres grupos de variables principales -explicativas del 82,3% del total de la varianza- cuyas características aparecen gráficamente representadas en el diagrama de asociación de la figura 3. El primer factor (status de actividad/génesis) justifica el porcentaje más alto de varianza (32,4 %), y relaciona las variables de estado de actividad actual, tipo genético, generación de glaciar rocoso y altitud media. Las correlaciones respectivas alcanzan grados elevados en el caso de las dos primeras (0,863 y 0,797) y medios en las dos restantes (0,601 y -0,505). La coherencia general de los valores de relación pareados en la matriz original de correlaciones es aceptable en todos los casos (ACT-TGEN: 0,507; ACT-GENGR: 0,587; ACT-AMED: -0,389; TGEN-GENGR: 0,300; TGEN-AMED: -0,327; GENGR-AMED: -0,450). El segundo factor, definible como representativo del status morfológico, contribuye con un 25,1% al porcentaje total de la varianza. Relaciona las variables de valor de pendiente del glaciar rocoso (0,797), tipo morfológico (0,688) y área (-0,559). En la matriz inicial de correlaciones los valores son igualmente tolerables, a excepción del par tipo morfológico-área (PEND-TMORF: 0,304; PEND-AREA: -0,319; TMORF-AREA: -0,072) con correlación prácticamente nula. El

último factor (factor litológico) explica el 24,8% del valor de varianza. La carga más elevada corresponde a la variable definitoria de la litología del sustrato (0,789), y se halla ligada a las de altitud media y área (con valores de 0,639 y -0,509, respectivamente). El examen de los pares en la matriz inicial ofrece resultados aceptables tan sólo en el caso de la relación litología-altitud media (LITOL-AMED: 0,403; LITOL-AREA: -0,105; AMED-AREA: -0,161) lo que podría estar indicando una cierta debilidad en la consistencia global del factor.

Tabla 7. Matriz factorial rotada (rotación ortogonal varimax)
Rotated factor matrix (orthogonal transformation solution-varimax)

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
TMORF	-0,083	0,688	-0,27	0,239
TGEN	0,797	-0,023	0,88	-0,047
ACT	0,863	-0,035	-0,13	0,024
AMED	-0,505	0,06	0,639	0,143
PEND	-0,111	0,797	0,037	-0,036
AREA	-0,215	-0,559	-0,509	0,346
ORIENT	0,023	0,09	0,219	0,868
LITOL	-0,014	-0,165	0,789	0,18
GENGR	0,601	-0,364	-0,372	0,372

Tabla 8. Contribución de los factores a la varianza común
Proportionate variance contributions

	Varianza
Factor 1	0,324
Factor 2	0,251
Factor 3	0,248
Factor 4	0,177

Tabla 9. Índice de complejidad de la variable
Variable complexity index

	ICV
TMORF	1.601
TGEN	1.033
ACT	1.050
AMED	2.034
PEND	1.047
AREA	3.002
ORIENT	1.151
LITOL	1.196
GENGR	3.189
Promedio	1.700

3.2. Localización de estructuras

Tras definir e identificar los tres factores fundamentales, iniciamos la búsqueda de las posibles relaciones entre ellos existentes, de cara al establecimiento de una tipología de glaciares rocosos básica. Para ello procedimos a la elaboración de un análisis exploratorio - realizado por medio de la aplicación de análisis gráfico de datos MacSpin -que nos permitiera conjugar tridimensionalmente los valores individuales de cada una de las 170 observaciones realizadas originalmente. La aplicación MacSpin ayuda a visualizar importantes volúmenes de información, siendo especialmente útil en la representación de variables continuas que pueden ser posteriormente proyectadas y rotadas a voluntad, favoreciendo la localización de estructuras agrupadas y su examen detallado a partir de procedimientos de animación (*slicing, masking*).

Una parte importante de los resultados obtenidos mediante la utilización de técnicas de análisis factorial es la denominada matriz de pesos o cargas factoriales. Los pesos factoriales proporcionan una medida de la relación existente entre cada una de las observaciones primitivas y los nuevos factores. Las cargas se convierten así en valores de cada observación en relación con las nuevas variables, y como tales reflejan en cierta medida su ligazón con las variables originales y la contribución que cada nueva variable hace a su varianza. Así, si una observación tiene un valor elevado en una variable original que, a su vez, está fuertemente relacionada con un factor nuevo, la observación tendrá un peso elevado en ese factor particular. Estrictamente hablando -en términos estadísticos- sólo los pesos obtenidos a través del análisis de componentes principales pueden ser computados directamente, en tanto que en su proceso de elaboración, tal y como ya hemos mencionado, se asume la existencia de una varianza común. Los pesos factoriales pueden ser utilizados con vistas a la realización de análisis de tipo espacial (cartografía factorial), representando -en unidades definidas con precisión- los valores correspondientes a las cargas factoriales agrupadas. En nuestro caso, sin embargo, el estudio estaba enfocado hacia el establecimiento de una clasificación obtenida única y esencialmente a partir del examen de las interrelaciones existentes entre los valores de las observaciones y los tres factores principales (ligada -por tanto- a mecanismos definitorios de orden diverso: *status* de actividad y génesis, morfológicos o litológicos, entre los que no quedaban implícitamente incluso los tipos de distribución espacial).

Una vez asignados a cada uno de los ejes los valores de los pesos factoriales correspondientes (eje x-factor 1; eje y-factor 2; eje z-factor 3), llevamos a cabo las rotaciones rutinarias, trabajando con intervalos de $\pm 18^\circ$ manteniendo uno de los ejes (eje y) como pivote de referencia. En la secuencia rotacional semi-circular que aparece en la figura 4, se refleja claramente la existencia de varios agrupamientos que adquieren nitidez - haciéndose bien visibles - a partir del momento en el que las observaciones son visualizadas siguiendo la referencia marcada por los ejes x e y (secuencias números 1, 2, 9 y 10). Cuando el eje z pasa a predominar sobre el eje x (secuencias números 3, 4, 5, 6, 7 y 8), se produce - por contra - un enmascaramiento, que llega a ocultar totalmente la delimitación de los tres grupos.

3.3. Identificación de estructuras: tipología

Al analizar gráficamente las relaciones desarrolladas entre los valores de las distintas cargas factoriales pueden identificarse, por tanto, tres netos conjuntos con propiedades suficientemente diferenciadas (v. fig. 5), en los que las observaciones quedan ligadas de forma significativa. Estos agrupamientos son los que permiten, tras examinar individualmente las características de cada uno de los casos constituyentes, la elaboración de una tipología de glaciares rocosos básica en la que el factor predominante obtenido en el proceso de análisis factorial -*status* de actividad/génesis- ha marcado estrechamente su orientación. La clasificación que proponemos se asienta pues, de forma fundamental, en una serie limitada de elementos tipológicos definidos por el propio mecanismo de análisis utilizado.

Así, el primer conjunto diferenciado reúne un total de 11 eventos con características semejantes, entre las que priman su posible funcionalidad actual y un origen estrechamente ligado al aporte de hielo glaciar. Son los ejemplos de Balaitus, Pecico, Argualas, Vignemale, Los Gemelos, Posets o Alba, entre otros de menor entidad (fig. 6). Vendrían a constituir el que hemos dado en llamar **Tipo I (glaciares rocosos**

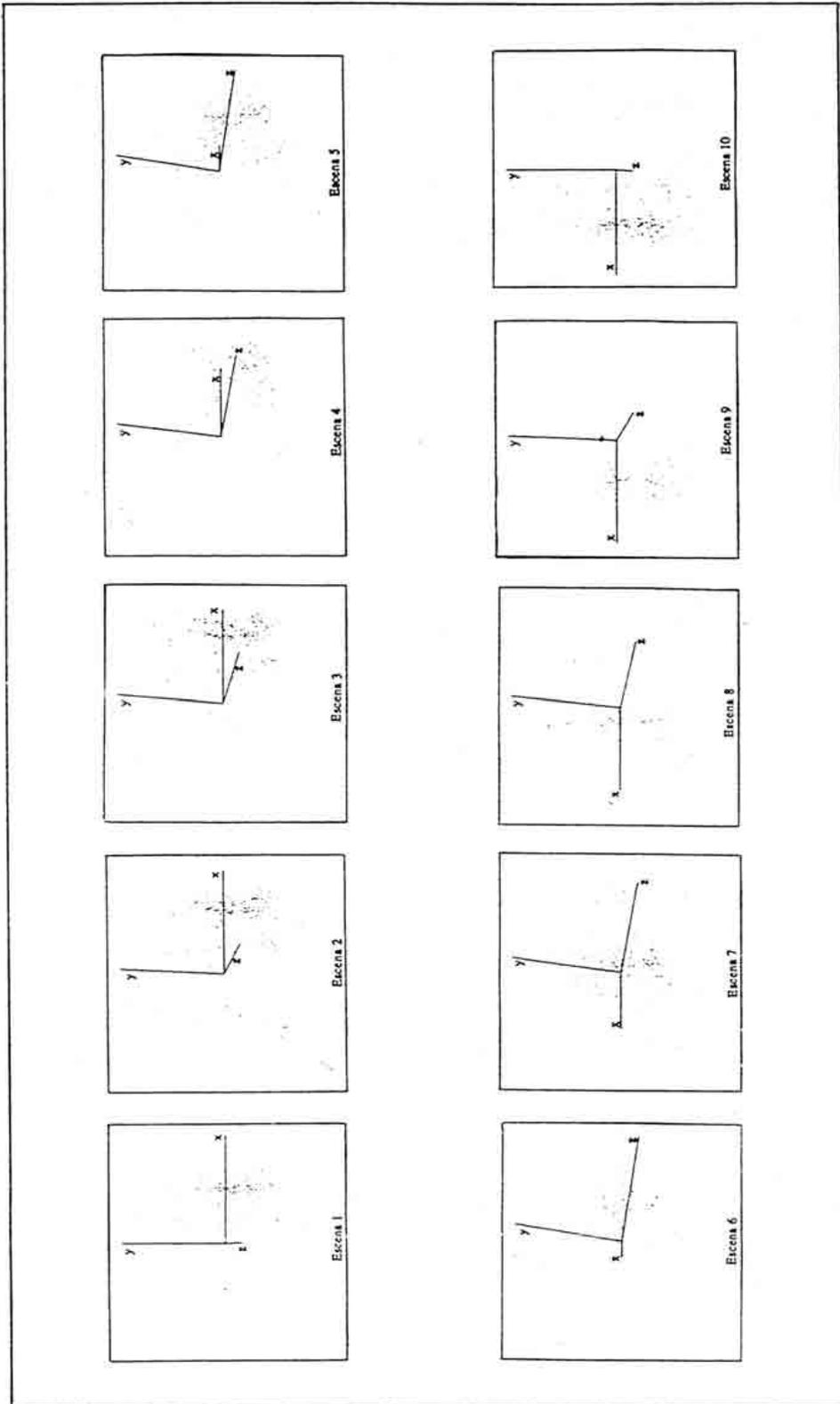


Fig. 4. Localización de estructuras; secuencia rotacional semi-circular
Structures-finding: semicircular rotational sequence

activos de origen glaciar), en el que se agrupan las observaciones en las que las medias de los pesos factoriales muestran un sesgo negativo muy marcado en el caso del primero de los factores (**Factor 1**: valor medio: -3,2; coeficiente de variación: -9,6) y valores bajos-medios en los otros dos (**Factor 2**: valor medio: 0,135; coeficiente de variación: 1081,8; **Factor 3**: valor medio: 0,492; coeficiente de variación: 152,9). Su distribución espacial está estrechamente ligada (test de ji-cuadrado; estadísticamente significativo al nivel 0,001) a la presencia de cotas elevadas - superiores a los 2.800 m. en la mayoría de los casos - y a orientaciones norteñas predominantes. Morfológicamente predominan los glaciares rocosos en lóbulo (63,6 %) sobre los linguoides (36,4 %), con pendientes muy elevadas y dimensiones reducidas. Obviamente, los glaciares rocosos de este tipo quedan adscritos, en todos los casos, a la generación más reciente, definida como histórica y - en ocasiones - todavía funcional (G1).

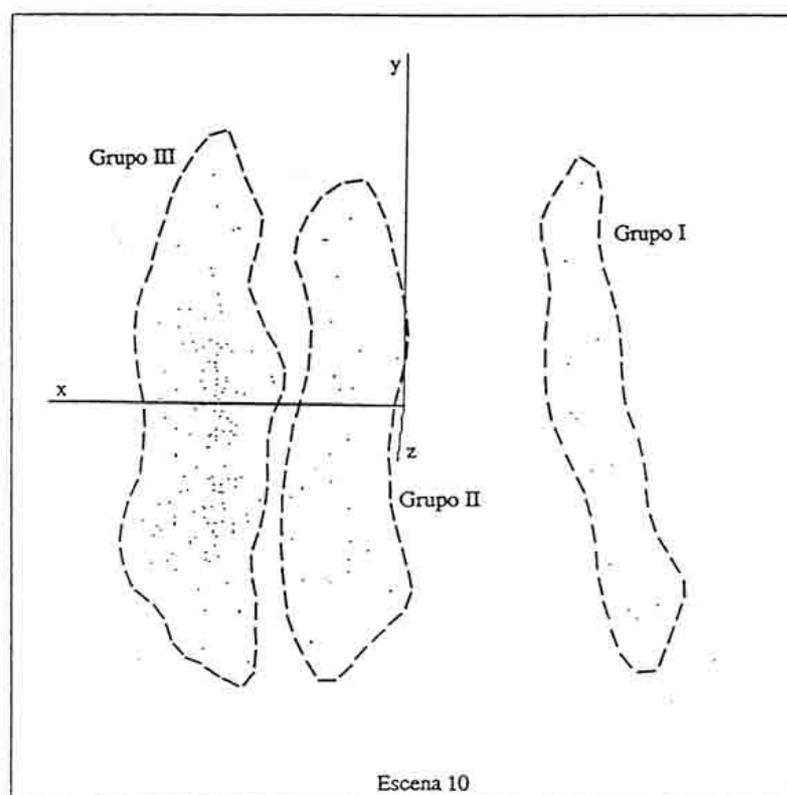


Fig. 5. Detalle de la escena nº 1 con delimitación de los tres agrupamientos
Detail of scene 1 showing the three significant clusters

El segundo conjunto está compuesto por 27 casos (Acherito, Forca, Fenez, Gabieto, Guerreys, Machimala, Sucas, Punta Fulsa, Posets NE, Cotiella E, Anglios, etc.) en los que las características definitorias básicas son su actual estado de inactividad y el más que probable origen glaciar. Conforman el **Tipo II (glaciares rocosos inactivos de origen glaciar)** de nuestra clasificación y aparecen ubicuamente repartidos por toda el área de estudio (*vid.* fig. 6). El análisis factorial define este grupo como poseedor de unos valores medios de cargas factoriales negativos y de grado intermedio para los factores 1 y 3 (**Factor 1**: valor medio: -0,776; coeficiente de variación: -30,8; **Factor 3**: valor medio: -0,725;

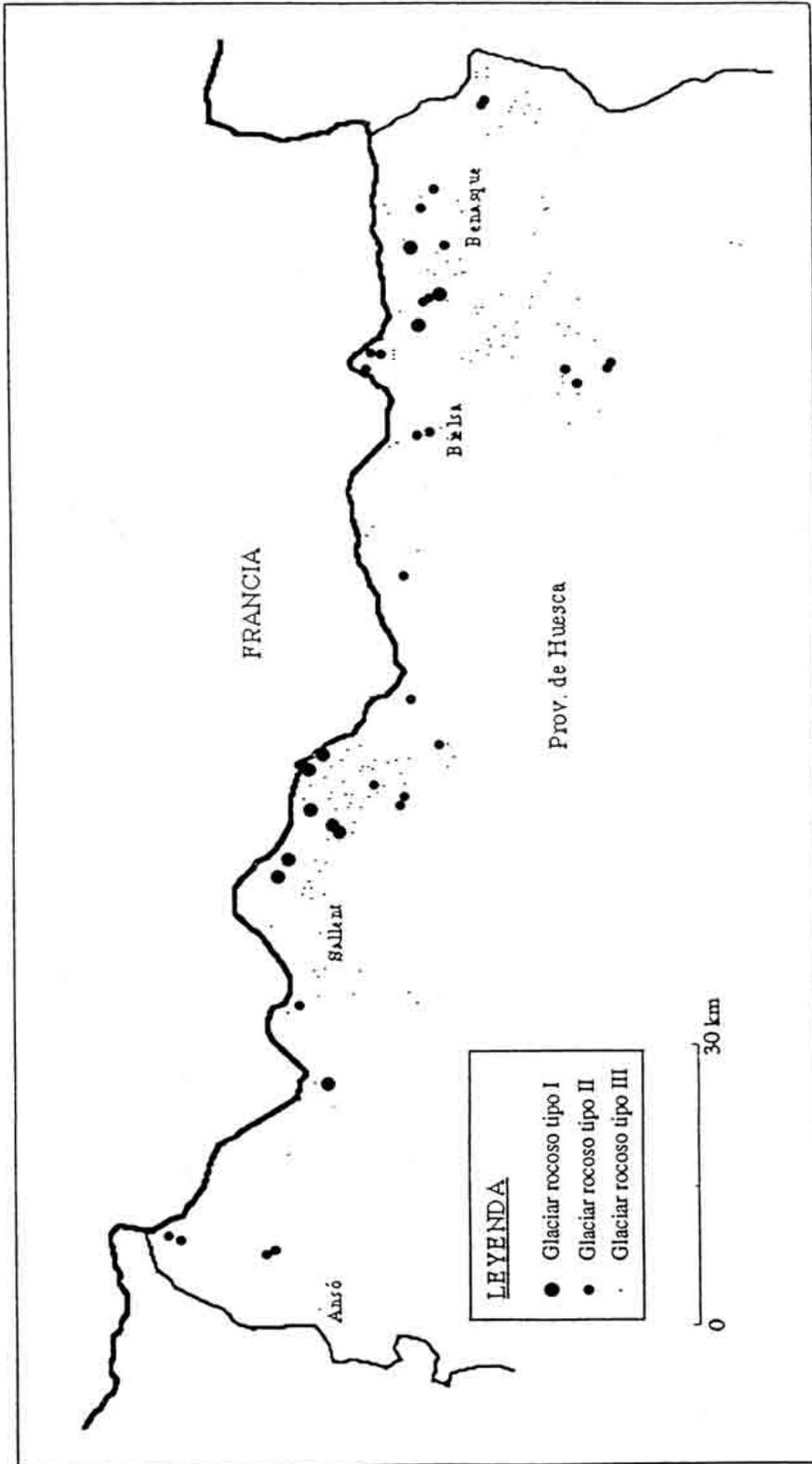


Fig. 6. Clasificación de los glaciares rocosos del área de estudio
Classification of rock glaciers in the study area

42 Chueca Cia

coeficiente de variación: -197,1) y negativos bajos en el segundo (**Factor 2**: valor medio: -0,158; coeficiente de variación: -754,8). El rango altitudinal dentro del cual hacen acto de presencia es más amplio que en el caso anterior, y sintomático de la existencia de una mayor tolerancia ante condiciones adversas de desarrollo. Oscila entre los 2.160 m. de Acherito o Peña las Once y los 2.800 m. de Machimala, Posets NE o Alba. Su morfología predominante es en lengua (51,85 %), quedando relegados a un 29,6 % y 18,5 % del total los modelos en lóbulo y espatulados. La comparación de estas cifras con las del conjunto anterior confirmaría la transición -frecuentemente citada en la literatura (Wahrhaftig y Cox, 1959; Richmond, 1962; Outcalt y Benedict, 1965; Washburn, 1979)- existente entre las morfologías lobuladas, que aparecerían en los momentos iniciales de desarrollo, y aquellas otras que vendrían a representar estadios más avanzados en la evolución (morfologías linguoides o en espátula). El tamaño de los glaciares rocosos de este tipo es variable en extremo, aunque incluidos en él hemos localizado los dos ejemplos de mayores dimensiones presentes en el área analizada [ambos se sitúan en el entorno de Peña las Once (glaciares rocosos Peña las Once IV y Peña las Once VI), en una zona con abundancia de macroformas de glaciar rocoso ubicada al NE del macizo calizo de Cotiella], superiores a los 0,430 y 0,290 km², respectivamente.

El tercer conjunto es -con mucho- el más numeroso. Lo componen un total de 132 glaciares rocosos (fig. 6), muy repartidos por toda el área de trabajo (aunque con máximas concentraciones en las áreas de afloramientos graníticos). En todos los casos los aparatos son claramente inactivos y no parecen ligados al aporte de hielo a través de antiguos circos o lenguas glaciares. Constituyen el denominado **Tipo III (glaciares rocosos inactivos de origen periglacial)**, y son los que presentan una variabilidad mayor en términos morfométricos, volumétricos o de distribución espacial. En su contribución a la definición general de los factores destaca la media de los pesos factoriales del factor 1 (**Factor 1**: valor medio: 0,431; coeficiente de variación: 56,9), muy por encima de los valores de los pesos de los factores 2 ó 3 (**Factor 2**: valor medio: 0,021; coeficiente de variación: 4351,1; **Factor 3**: valor medio: 0,107; coeficiente de variación: 780,9). Los glaciares rocosos de este tipo serían testigos de la actuación episódica de sistemas morfogenéticos con características mucho más frías y crudas que la actual - climas periglaciares en un sentido estricto - posiblemente desarrollados a partir del Tardiglacial y que dieron lugar a la aparición de, cuando menos, dos generaciones de glaciares rocosos identificables con facilidad en numerosas áreas del Pirineo central oscense (Serrato, La Codera-Plan de Monzarro, Rechazar-Seín, Lago Anglios, etc.) cuya ubicación temporal precisa en esta vertiente meridional está aún por establecer.

4. Conclusiones

La elaboración intuitiva en geomorfología de clasificaciones o tipologías, puede verse reforzada y/o confirmada en ocasiones a través de la utilización de técnicas estadístico-cuantitativas complejas. En este trabajo hemos pretendido llegar a la definición de una tipología básica (susceptible a la realización de posteriores revisiones de detalle) de los glaciares rocosos localizados en el sector central pirenaico oscense. Para ello, sometimos una amplia gama de variables identificativas a un proceso de análisis factorial que, combinado con la posterior visualización gráfica de sus interrelaciones, nos permitió llegar a la diferenciación de tres categorías individualizables (Tipo I: glaciares rocosos activos de origen glaciar; Tipo II: glaciares rocosos inactivos de origen glaciar; Tipo III: glaciares rocosos inactivos de origen periglacial).

Esta metodología se muestra especialmente idónea en los estudios de geomorfología que requieren el manejo y cuantificación de un volumen de datos importante. La reducción a una serie limitada de variables de toda esta información simplifica la - tan a menudo compleja - aprehensión de las relaciones elementales en las que debe basarse el establecimiento de toda tipología. Es obvio, por otra parte, que este tipo de análisis constituye únicamente una aproximación elemental a la compleja realidad que ofrece la naturaleza, en la que no todos sus elementos pueden ser sometidos con facilidad a cuantificación.

Referencias bibliográficas

- Agudo, C. , Serrano, E. y Martínez de Pisón, E. (1989): El glaciar rocoso activo de Los Gemelos en el Macizo del Posets (Pirineo aragonés), *Cuaternario y Geomorfología*, 3, 1-4, pp. 83-91.
- Blackith, R.E. y Reyment, R.A. (1971): *Multivariate morphometrics*, Academic Press, Londres.
- Catell, R.B. (1978): *The scientific use of factor analysis*, Plenum Press, Nueva York.
- Cooley, W.W. y Lohnes, P.R. (1971), *Multivariate data analysis*, Wiley, Nueva York.
- Chatfield, C. y Collins, A.J. (1980): *Introduction to multivariate analysis*, Chapman and Hall, Londres.
- Chueca, J. (1990): Distribución de los glaciares rocosos en el Pirineo Central (Huesca, España). Una aplicación de la técnica del Análisis de Tendencias Superficiales, *Conferencia Internacional sobre el Medio Natural y el Ser Humano en los Pirineos Occidentales y Montes Vascos durante el Pleistoceno Superior y Holoceno*, Vitoria, pp. 156-157.
- Chueca, J. (1991 a): Análisis de la distribución espacial de los glaciares rocosos en el Pirineo Central oscense, *Geographicalia*, 28, pp. 85-99.
- Chueca, J. (1991 b): Spatial distribution patterns of rock glaciers in the Spanish Central Pyrenees, IPA Workshop on Permafrost and periglacial environments in Mountain areas, *Permafrost and Periglacial Processes*, (en prensa).
- Domaradski, J. (1951): Blockströme im Kanton Graubünden, *Ergebnisse Wiss Untersuchungen Schweiz Nationalparks*, Bd. 3, n. 23, Arb. Geogr. Inst. Univ. Zurich, n. 54, pp. 173-275.
- Guttman, L. (1954): Some necessary conditions for factor analysis, *Psychometrika*, 19, pp. 149.
- Hamilton, G. (1988): The development, age and present status of a rock glacier in the Posets Massif, Spanish Pyrenees, *Pirineos*, 131, pp. 43-56.
- Harman, M.H. (1967): *Modern factor analysis*, Chicago Univ. Press, Chicago.
- Johnston, R.J. (1978): *Multivariate statistical analysis in Geography*, Longman Scientific and Technical, Londres.
- Kaiser, H.F. (1970): A second generation little jiffy, *Psychometrika*, 35, pp. 401.
- Martínez de Pisón, E. y Arenillas Parra, M. (1988): Los glaciares actuales del Pirineo español. En M.O.P.U., *La nieve en el Pirineo español*, M.O.P.U., pp. 29-98.
- Outcalt, S.E. y Benedict, J.B. (1965): Photointerpretation of two types of rock glaciers in Colorado Front Range, U.S.A., *Journal of Glaciology*, 5-42, pp. 849-856.
- Richmond, G.M. (1962): Quaternary Stratigraphy of the La Sal mountains, Utah, *U.S. Geol. Surv. Prof. Paper*, 324, 135 pp.
- Santos, J.M. (1986): Algunas consideraciones sobre la interpretación de resultados en el análisis factorial, *Bol. Inf. Grupo Métodos Cuantitativos en Geografía*, 4, pp. 1-14.
- Serrano, E. y Rubio, V. (1989): El glaciar rocoso activo de Las Argualas. Pirineo aragonés, *Ería*, 19-20, pp. 195-198.
- Shaw, G. y Wheeler, D. (1985): *Statistical techniques in geographical analysis*, Wiley and Sons, Londres.
- Wahrhafting, C. y Cox, A. (1959): Rock glaciers in the Alaska Range, *Geol. Soc. Am. Bull.*, 70, pp. 383-436.
- Washburn, A.L. (1979): *Geocryology. A survey of periglacial processes and environments*, Arnold, Londres.