

## LA TÉCNICA DEL ANÁLISIS CRITERIAL: ALGUNAS CONSIDERACIONES Y DESARROLLO DE UN PROGRAMA INFORMÁTICO

Pere Joan Ferrando, Urbano Lorenzo y Eliseo Chico  
Universidad de Tarragona

El presente trabajo revisa con cierto detalle los fundamentos substantivos y metodológicos de la técnica del Análisis Criterial. Se discuten algunos aspectos problemáticos y se introducen pequeñas innovaciones metodológicas que permiten ampliar las posibilidades del análisis. Se presenta un programa informático que haga posible el uso de la técnica en investigación aplicada. Los procedimientos descritos se ilustran con un ejemplo basado en datos reales.

*The criterion analysis technique: some considerations and development of a computer program.* This paper describes in some detail both the substantive and the methodological foundations of Criterion Analysis. Some methodological problems are discussed and new procedures, which allow us to extend the use of the technique, are introduced. A program which permits us to carry out the described procedures is presented. An illustrative example based on real data is also included.

Una de las críticas que ha recibido el modelo del análisis factorial (AF en adelante) ha sido la de la ausencia de un criterio externo que lo libere de su circularidad (véase p. ej. Peters y Van Voorhis, 1940). Quizás la forma más clara de entender esta crítica sea comparando al AF (en el fondo un modelo de regresión lineal) con el modelo clásico de regresión múltiple. Como es sabido, en el análisis de regresión, la solución (estimación de los pesos) se obtiene de acuerdo a un criterio externo; esto es se busca una combinación de regresores lo más parecida

posible en algún sentido a una variable criterio externa a ellos.

En el caso del AF, en cambio, la solución final (aparte del problema previo de determinar el número de factores) se determina en base a criterios internos. Para ser más específicos; se lleva a cabo un procedimiento de rotación que busca la 'mejor' posición posible en términos de una serie de criterios internos que señalan cómo debería ser la solución ideal. Habitualmente, tales criterios se agrupan bajo el término de 'criterios de estructura simple' (Thurstone, 1947). Lo que resulta aquí de interés es que, en general, no existe un criterio externo que guíe la rotación y determine una posición final como preferible a otras matemáticamente equivalentes. Una buena discusión de este

---

Correspondencia: Pere Joan Ferrando  
Departamento de Psicología  
Universidad Rovira i Virgili  
Carretera de Valls, s/n. 43007 Tarragona (Spain)  
E-mail: uls@astor.urv.es

tema puede encontrarse en Thompson (1962).

Desde un punto de vista puramente metodológico, la técnica denominada 'Análisis Criterial' (AC en adelante) podría definirse como un procedimiento de rotación factorial en el que la posición final de rotación se determina de acuerdo con un vector externo a los ejes factoriales y situado en el espacio común de las variables. El procedimiento fue desarrollado por H.J. Eysenck como parte de su metodología para el estudio científico de la personalidad. Los aspectos substantivos del AC se describen con cierto detalle en Eysenck (1950, 1952, 1956, 1969, 1976). Una exposición más formal se encuentra en Lubin (1950).

En opinión de los autores de este trabajo, el conocimiento de las bases substantivas del AC y de la finalidad con el que fue desarrollado, posiblemente permitan una comprensión del mismo mejor que la que permitiría una exposición exclusivamente metodológica. Por esta razón se ofrece la exposición que sigue. Debe advertirse que los autores hemos modificado algunos de los razonamientos originales de Eysenck. Al lector interesado en una exposición substantiva original, de carácter introductorio, se le recomienda en particular Eysenck (1952 pp 212-221).

#### Bases substantivas del análisis criterial

Eysenck diseñó el AC con la finalidad de confirmar empíricamente que algunas de las variables básicas de personalidad en su modelo (en particular neuroticismo y psicoticismo) podían ser consideradas como dimensiones continuas, a lo largo de las cuales se situaban los sujetos, en lugar de como categorías discontinuas que permiten la separación en sujetos 'normales' y 'anormales' en la forma en que lo hacía el diagnóstico psiquiátrico tradicional.

Utilizando el ejemplo del psicoticismo, considérense dos grupos de sujetos: un grupo de sujetos 'normales' y un grupo de sujetos con un diagnóstico de psicosis. Supóngase que se dispone de una batería de pruebas que permite discriminar entre los sujetos de uno u otro grupo. Esto es; se encuentran diferencias significativas entre las medias de uno y otro grupo en las distintas pruebas que componen la batería.

Una forma alternativa de evaluar las diferencias descritas sería mediante los coeficientes de correlación, por ejemplo, biseccional-puntual (rbp) entre las puntuaciones en cada prueba y la variable ficticia 'grupo', donde se asigna el valor 0 a los sujetos de un grupo y 1 a los del otro. Como es sabido, cuanto mayor la magnitud de rpb, más significativa es la diferencia de medias entre grupos en la prueba correspondiente. (por simplicidad consideramos sólo valores positivos de correlación).

Si la hipótesis de partida es correcta, entonces la variable ficticia puede considerarse como una dicotomización arbitraria de una variable latente continua (la dimensión de psicoticismo en el ejemplo). De ser así, rbp podría considerarse como un posible indicador de la correlación producto-momento que existiría entre las puntuaciones en la prueba y los niveles en la variable latente (que son desconocidos). Cuanto mayor fuese rbp, mejor indicador de la dimensión sería la correspondiente prueba de la batería.

Siguiendo el razonamiento arriba descrito, si la hipótesis de continuidad fuese correcta, cabría esperar que, al analizar factorialmente la batería en cada uno de los grupos por separado, apareciese un mismo factor en los dos grupos (en el ejemplo el factor de psicoticismo). Dado que la magnitud de una saturación factorial indica hasta qué punto la variable es una buena medida del factor, las saturaciones en este factor deberían ser proporcionales a la columna de rbp antes descrita. Esto es: cuanto más alta rbp,

se supone que más correlación tiene esta prueba con la dimensión que pretende medir y, por tanto, más alta la saturación que debe corresponderle en el factor.

Sin embargo, como es bien sabido, en un AF clásico múltiple las soluciones factoriales son indeterminadas, en el sentido de que pueden ser sometidas a rotación. Aquí empieza propiamente la técnica del AC. Se utiliza el vector de correlaciones descrito como guía que fije la posición de rotación, siendo el criterio de rotación el de obtener aquella posición en la que uno de los vectores factoriales tenga la máxima correlación posible con el vector criterio. En términos geométricos esto equivaldría a conseguir aquella posición en el espacio de las *p*-variables en la que la distancia entre ambos vectores sea mínima. Una vez llevado a cabo el procedimiento es posible evaluar: a) hasta que punto son similares el factor rotado y el vector criterial y b) hasta que punto se asemejan los estimadores del factor en uno y otro grupo.

El lector conocedor del tema de las rotaciones factoriales reconocerá ciertas similitudes entre el AC y otros métodos de rotación. Así, el AC, por una parte extiende la idea de utilizar variables 'marcadoras' que definan las posiciones de los ejes factoriales (véase p.ej. Eysenck, 1969 pp 150-151). Por otra parte, el procedimiento puede considerarse como una técnica de rotación Procrustea, con las diferencias de que, en lugar de definir una matriz diana se define únicamente un vector diana y de que éste, por lo general, no contendrá valores fijados a 0.

#### Justificación del trabajo

El trabajo que se presenta tiene tres finalidades: a) exponer los fundamentos tanto substantivos como metodológicos de la técnica del AC de tal forma que puedan resultar de interés para investigadores en Psicología Diferencial y de la Personalidad; b) in-

ducir algunas pequeñas ampliaciones y consideraciones metodológicas respecto al procedimiento original; y c) presentar (y poner a disposición de los potenciales usuarios) un programa informático que permita llevar a cabo los procedimientos de análisis aquí descritos.

Respecto al primer punto, sin ánimo de ser exhaustivos, los autores hemos revisado un cierto número de manuales y obras generales de Psicología Diferencial y de la Personalidad que se encuentran en castellano (sean de autores nacionales o bien traducciones). La revisión indica que bastantes de ellos tratan el tema del AC (Báguena y Belloch, 1986; Brody, 1977; Cueli y Reidl, 1977; Fisseni, 1987; Hampson, 1986; Labrador, 1984; Maddi, 1972). En algunos casos esta referencia es superficial; en otros se hace una buena exposición de tipo substantivo. Sin embargo, no hemos encontrado ningún manual que trate con profundidad los aspectos metodológico-formales del procedimiento.

En lo que respecta al tercer punto, parece darse una curiosa situación. Por una parte, como se acaba de ver, existe un procedimiento metodológico lo bastante conocido como para ser citado o descrito en un buen número de manuales de tipo general. Por otra, no se encuentran investigaciones aplicadas en nuestro país que hagan uso de él (o, al menos, no hemos sido capaces de encontrarlas). Es posible que, en mayor o menor medida, esto sea debido a la falta de 'software' específico que permita la aplicación de esta metodología y, por tanto, cabe considerar que la presentación del programa pueda tener cierta potencial utilidad.

#### Fundamentación metodológica y algunas consideraciones adicionales

Sea **A**, de dimensión variables por factores comunes, el patrón factorial obtenido por extracción directa en uno de los dos gru-

pos a considerar. Sea  $\mathbf{c}$ , de dimensión variables  $x$  1, un vector columna conteniendo las correlaciones entre las variables y la variable ficticia grupo (vector criterial). El método AC original pretende determinar aquella transformación de  $\mathbf{A}$  que permita obtener un vector lo más similar posible a  $\mathbf{c}$  en el sentido de mínimos cuadrados ordinarios.

$$(1) f_{uls} = [\mathbf{C} - \mathbf{A}\mathbf{t}]' [\mathbf{C} - \mathbf{A}\mathbf{t}] = \text{mínimo}$$

Siguiendo el habitual procedimiento de minimización, se llega a la conocida expresión:

$$(2) \hat{\mathbf{t}} = (\mathbf{A}'\mathbf{A})^{-1} \mathbf{A}'\mathbf{c}$$

Es posible mostrar que el vector  $\hat{\mathbf{t}}$  puede ser interpretado como el vector de correlaciones entre los factores comunes y la supuesta variable criterio que subyace a la variable ficticia 'grupo'. La demostración es sencilla y requiere asumir que las puntuaciones únicas en las variables son independientes de las puntuaciones criterioales (véase Lubin, 1950).

La solución transformada se obtiene por:

$$(3) \mathbf{s} = \mathbf{A}\hat{\mathbf{t}}$$

Donde  $\mathbf{s}$  será el vector transformado lo más parecido posible al vector criterial en el sentido de mínimos cuadrados.

Si la transformación que se acaba de describir quiere interpretarse como una rotación ortogonal, entonces  $\hat{\mathbf{t}}$  podría considerarse como la primera columna de una matriz ortogonal de transformación, pero esto requeriría que  $\hat{\mathbf{t}}$  fuese normal. Sea pues  $\mathbf{t}^*$  el vector obtenido al normalizar  $\hat{\mathbf{t}}$  (esto es:  $\mathbf{t}^{**} \mathbf{t}^* = 1$ ), entonces:

$$(4) \mathbf{f}_r = \mathbf{A}\mathbf{t}^*$$

$\mathbf{f}_r$  podría interpretarse como uno de los ejes factoriales de la solución inicial rotado a la posición más cercana posible al vector cri-

terial. Adicionalmente, el arco coseno de la primera columna de  $\mathbf{t}^*$  indicará el ángulo en que se ha rotado la solución.

Un punto que quizás merezca la pena considerarse ahora, es que el vector criterial se encuentra en el espacio de las variables. Si el número de factores es bastante menor que el de variables, tal como suele ser lo habitual, entonces, el factor rotado 'óptimo' puede quedar aún bastante alejado del vector criterial; esto es, la hipótesis en que se basa el método será refutable. Sin embargo, si se extrajesen tantos factores como para reproducir el espacio de las variables (en el caso más simple del análisis en componentes principales, tantos componentes como variables) entonces siempre sería posible obtener una rotación en la que uno de los ejes factoriales fuese colineal con el vector criterial, por lo que el método no tendría sentido.

Una vez descrito el método original, se pasan a exponer algunas consideraciones de tipo metodológico que el estudio del método nos ha sugerido a los autores.

La lectura de los distintos trabajos en los que Eysenck expone el AC muestra que su autor no le da demasiada importancia al tipo de coeficiente de correlación utilizado en el cómputo de la columna criterial. Quizás su postura esté justificada desde un punto de vista aplicado; sin embargo, desde el punto de vista metodológico el tema puede merecer cierta reflexión.

Si a la hipótesis básica que guía al AC se le añaden los supuestos de que el continuo que subyace a la variable ficticia 'grupo' se distribuye normalmente y que las relaciones continuo-observable son lineales, entonces el coeficiente apropiado debe de ser el coeficiente de correlación continuo-biserial.

Existe una vieja controversia en Psicometría entre los partidarios de la opción descrita y los que argumentan que, dado que el supuesto de normalidad no puede ser verificado directamente, es mejor no suponer tan-

to y utilizar el coeficiente biserial puntual. Este es, precisamente, el coeficiente que se ha elegido para exponer el método, pero la elección se ha debido exclusivamente a que de este modo se simplificaba y hacía más clara la exposición.

Por supuesto, la elección final debe tomarla el usuario; sin embargo, los autores nos permitimos observar que: a) aunque no se cumpla rigurosamente la asunción de normalidad bivalente, los estudios de simulación muestran que la estimación biserial es bastante robusta (Cohen, 1977) y b) el uso de este coeficiente permite esperar una mayor invariancia de muestra a muestra que la que permite el coeficiente biserial puntual, afectado, entre otras cosas, por las diferencias de tamaño relativo en los grupos (Lord y Novick, 1968).

Debe añadirse en este punto que, en sus trabajos de exposición del AC, Eysenck no utilizó ninguno de los dos coeficientes descritos, sino que llevó a cabo un procedimiento que hoy día apenas se usa: dicotomizó las puntuaciones en las variables observadas y obtuvo los coeficientes tetracóricos entre las dicotomías resultantes y la variable ficticia grupo. Como señala Cohen (1983) este era un procedimiento popular hace medio siglo por los esfuerzos computacionales que ahorra; sin embargo difícilmente puede recomendarse en la actualidad, por una parte por la información que se pierde, por otra por la mayor fluctuación muestral del coeficiente tetracórico.

El último punto comentado nos ha sugerido a los autores una idea que permite ampliar las posibilidades del análisis. En principio, debe considerarse que los elementos del vector criterial que guía la posición de los ejes no son valores fijos, sino estimadores estadísticos, sujetos por tanto a error.

La consideración anterior sugiere la posibilidad de utilizar un criterio de mínimos cuadrados ponderados en lugar, o como complemento, del criterio original de míni-

mos cuadrados ordinarios (que sería un caso particular del primero). Esta posibilidad fue planteada por Meredith (1977) en el marco de las rotaciones Procrusteanas y parece aplicable también al AC. La idea de la variabilidad muestral de los elementos de la columna criterial sugiere utilizar como matriz de pesos una matriz diagonal conteniendo los inversos de las varianzas de error de los coeficientes correspondientes.

Cabe ampliar ahora la idea por el otro lado y considerar que también las saturaciones factoriales son estimadores sujetos a error. Una forma simple de tener en cuenta ambos aspectos podría ser la de utilizar los coeficientes de fiabilidad de las variables en la ponderación. En todo caso, la idea general que los autores sugerimos es la de que sean las variables con menor error las que más peso tengan a la hora de determinar la posición final de rotación.

Pasemos a exponer la idea más formalmente. Sea  $W$  una matriz diagonal conteniendo, bien los estimadores de las varianzas muestrales de las correlaciones de la columna criterial, bien los estimadores de las varianzas de error de medición obtenidas como  $(1-r_{xx})$ , donde  $r_{xx}$  es el coeficiente de fiabilidad. La función a minimizar es ahora.

$$(5) f_{wls} = [C - At]' W^{-1} [C - At] = \text{mínimo}$$

y el vector de transformación:

$$(6) \hat{t} = (A'W^{-1}A)^{-1} A'W^{-1}C$$

El resto del procedimiento es exactamente igual a como ha sido descrito antes.

No cabe esperar, en general, que con el uso del criterio ponderado se consiga una mejor aproximación que con el criterio ordinario en las mismas muestras en las que se utiliza el procedimiento, pero, en cambio, el hecho de dar más importancia a las variables con menor error, permite pensar que los resultados puedan ser más estables, (y por

tanto generalizables), a través de distintas muestras. Este puede ser un aspecto de interés, sobre todo si se pretende dar una interpretación substantiva al factor obtenido tras la rotación.

### El programa CRITERIA

Se pasa a continuación a exponer las características de un programa informático desarrollado por los autores para llevar a cabo los procedimientos hasta ahora descritos. Este programa se encuentra a disposición de todos los interesados que lo soliciten.

El programa CRITERIA.EXE ha sido desarrollado para ser ejecutado en un entorno DOS mediante el lenguaje de programación Turbo C. Consta de dos procedimientos básicos.

#### DATASET

Éste es el procedimiento que permite leer los datos archivados previamente en formato ASCII. Para trabajar, el programa requiere una matriz (el patrón ortogonal obtenido por extracción directa) y dos vectores (el vector criterio y el vector de pesos). Tanto la matriz como los dos vectores requieren ser salvados en ficheros en formato ASCII. Nótese que el vector de pesos sólo se requiere en el caso de que se pretenda realizar una rotación ponderada.

#### RUN

Éste es el procedimiento que ejecuta las rotaciones propuestas. Para obtener una rotación sin pesos, se requiere el parámetro ULSCRIT; mientras que para obtener una rotación ponderada, se requiere el parámetro WLSCRIT.

El control de ambos procedimientos se realiza mediante ficheros ASCII en los que se escribe el programa que se quiere ejecutar en forma similar a como se hace en SPSS

o SAS. A continuación se lista un programa ejemplo (CRITERIA.PRG) donde se rota un patrón ortogonal de 7 variables por 2 factores mediante los dos procedimientos posibles. Este es, precisamente, el programa utilizado en los análisis que ilustran el presente trabajo.

```

OUTPUT CRITERIA.LST;
TITLE Análisis criterial: ejemplo de c antisocial;
DATASET PATTERN pp.dat VARIABLES 7 FACTORS 2;
DATASET CRITERIA cc.dat VARIABLES 7;
DATASET WEIGHTS vv.dat VARIABLES 7;
RUN ULSCRIT WLSCRIT;
END;
    
```

Figura 1. Listado del programa CRITERIA.PRG.

Nótese que el patrón factorial se halla archivado en 'pp.dat', el vector criterial en 'cc.dat' y el vector de pesos en 'vv.dat'. El OUTPUT del programa se hallará en el fichero ASCII llamado 'CRITERIA.LST'.

Para ejecutar el programa CRITERIA.PRG, basta con ejecutar la siguiente línea de comando del DOS,

```
C:\CRITERIA\criteria criteria.prg
```

donde tanto CRITERIA.EXE, CRITERIA.PRG, PP.DAT, CC.DAT y VV.DAT se hallan dentro del directorio CRITERIA.

El output del programa devuelve: a) el vector directo de transformación (o sea las correlaciones estimadas entre los factores y la variable criterio), b) la solución directa, c) el factor rotado, d) el ángulo de rotación y e) la correlación entre los elementos del vector criterial y los correspondientes elementos del factor rotado. Este último indicador se utiliza para evaluar el grado de similitud entre ambos vectores.

#### Un ejemplo de aplicación

Se ha considerado apropiado incluir una ilustración del funcionamiento de los méto-

dos descritos, utilizando datos reales que los autores teníamos disponibles. Cabe decir que el método se probó inicialmente sobre los datos que presenta Eysenck (1950) para exponer el método. Esto se hizo para verificar el correcto funcionamiento del programa.

Los datos para ilustrar el AC habían sido recogidos por uno de los autores para su investigación doctoral. Se disponía de dos grupos de sujetos; un grupo de 300 internos del Centro Penitenciario de Tarragona y un grupo de 300 soldados que hacían el servicio militar en Tarragona. Ambos grupos estaban compuestos en su totalidad por sujetos varones, jóvenes y con un nivel de estudios primarios.

En ambos grupos se disponía de las puntuaciones de los sujetos en los siguientes instrumentos psicométricos: a) una escala de conducta agresiva (A11), b) una escala de desestructuración social (A12), c) una escala de desestructuración escolar (A13) y d) las escalas de extraversión, neuroticismo, psicoticismo y mendacidad del cuestionario EPQ-R en la adaptación al castellano realizada por Aguilar, Tous y Andrés (1990). Las escalas A11, A12 y A13 se habían obtenido en otra investigación de la factorización de la escala ETAPA (Escala para la Evaluación del Trastorno Antisocial de la Personalidad) (Aluja, 1989).

A efectos ilustrativos, se consideró una hipotética variable latente, a la que podríamos denominar 'Conducta Antisocial'. Se pretendía evaluar si esta variable se ajustaba a los supuestos del modelo en que se basa el AC.

En primer lugar, se creó la variable ficticia 'grupo', asignando el valor 0 a los soldados y 1 a los presos. Seguidamente se obtuvieron las correlaciones continuo-biserials entre cada una de las variables y la variable 'grupo' mediante el programa PRELIS (Jöreskog y Sörbom, 1988)), estas correlaciones definen la columna criterial.

En segundo lugar se llevó a cabo un AF mediante el procedimiento de máxima verosimilitud en cada uno de los dos grupos por separado. En ambos casos, un modelo en dos factores proporcionaba ya un buen ajuste, incluso basándose estrictamente en el test de la razón de verosimilitud y utilizando un nivel de significación de 0.10.

Finalmente, dado que se disponía de los coeficientes de fiabilidad de todas las pruebas de la batería, se usaron los estimadores de varianza de error (obtenidos como 1-rxx) en la construcción de la matriz de pesos para el método de mínimos cuadrados ponderados.

<i>Tabla 1.a.</i>					
Estimación por mínimos cuadrados ordinarios					
Var	cc	sd(s)	sd(p)	fr(s)	fr(p)
A11	.796	.726	.683	.840	.834
A12	.741	.469	.633	.543	.772
A13	.460	.521	.554	.603	.676
Ext	-.087	.043	.075	.049	.091
N	.477	.332	.389	.383	.476
p	.281	.569	.513	.659	.626
Mend	-.517	-.559	-.509	-.641	-.622
Angulo de rotación (soldados):			52.76		
Angulo de rotación (presos):			14.84		
Correlación (soldados):			0.918		
Correlación (presos):			0.950		
Notas:	<b>cc</b>	columna criterial			
	<b>sd(s)</b>	solución directa soldados			
	<b>sd(p)</b>	solución directa presos			
	<b>fr(s)</b>	factor rotado soldados			
	<b>fr(p)</b>	factor rotado presos			

En este punto se disponía pues de los siguientes ficheros: la columna criterial, la columna de varianzas de error y dos patrones de 7 variables x 2 factores correspondientes a la solución factorial directa obtenida en cada uno de los grupos. Estos ficheros se utilizaron como input en el programa para CRITERIA, anteriormente listado en la figura 1. Los resultados se presentan en la tabla 1.

Tabla 1.b. Estimación por mínimos cuadrados ponderados						
Var	cc	w	sd(s)	sd(p)	fr(s)	fr(p)
All	.796	.12	.754	.710	.838	.836
All2	.741	.18	.491	.655	.546	.771
All3	.460	.23	.557	.572	.619	.674
Ext	-.087	.10	.042	.077	.046	.091
N	.477	.12	.343	.404	.382	.476
p	.281	.22	.593	.533	.659	.627
Mend	-.517	.18	-.577	-.532	-.641	-.627
Angulo de rotación (soldados):			51.56			
Angulo de rotación (presos):			14.43			
Correlación (soldados):			0.918			
Correlación (presos):			0.950			
Notas:	<b>cc</b>	columna criterial				
	<b>w</b>	columna de pesos				
	<b>sd(s)</b>	solución directa soldados				
	<b>sd(p)</b>	solución directa presos				
	<b>fr(s)</b>	factor rotado soldados				
	<b>fr(p)</b>	factor rotado presos				

Los resultados parecen bastante claros y no requieren demasiados comentarios. De hecho resultan notablemente más claros que la solución original de Eysenck (1950) con 16 variables. Tras una rotación de 14 grados en la solución correspondiente a los presos y de 52 grados en la de los soldados, se obtienen en ambos soluciones notablemente similares a columna criterial y por tanto notablemente similares entre sí. Desde

un punto de vista substantivo, quizás tendría interés estudiar las posibles razones que expliquen la mayor similitud con el criterio obtenida en el caso de la muestra de presos (como evidencia la correlación más elevada) y también el hecho de que la variable P sea aquella en la que más discrepancia se observa en todos los ajustes (tiene una capacidad discriminativa relativamente baja pero saturaciones altas).

Las diferencias entre la solución ordinaria y la ponderada son relativamente pequeñas, aunque desde luego se aprecia que son soluciones distintas. Como es lógico, cabrá esperar diferencias mayores cuanto más discrepantes sean las varianzas de error que se usan en la matriz de pesos. Nótese asimismo que las correlaciones entre la columna criterial y el factor rotado son las mismas en ambos métodos.

#### Disponibilidad del Programa

El programa CRITERIA.EXE se halla a disposición de los lectores que lo requieran. Para ello deben dirigirse al autor principal de este trabajo, remitiendo un disco virgen DOS compatible. Otra forma de obtenerlo es por medio de Internet; el procedimiento consiste en realizar un comando ftp anonymous a la siguiente dirección: trento.fcep.urv.es

#### Referencias

- Aguilar, A., Tous, J.M. y Andrés, A. (1990) Adaptación y estudio psicométrico del EPQ-R. *Anuario de Psicología*. 46, 3, 101-119.
- Aluja, A. (1989) Psicopatía versus trastorno antisocial de la personalidad: estudio comparativo. *Universitas Tarraconensis*. 11, 2, 5-29.
- Báguena, M.J. y Belloch, A. (1986) *Extraversión, psicoticismo y dimensiones emocionales de la personalidad*. Valencia. Promolibro.
- Brody, N. (1977) *Investigación y teoría de la personalidad*. México. El Manual Moderno.
- Cohen, J. (1983) The cost of dichotomization. *Applied Psychological Measurement*. 7, 3, 249-253.
- Cueli, J. y Reidl, L. (1977) *Teorías de la personalidad*. México. Trillas.
- Eysenck, H.J. (1950) Criterion analysis- An application of the hypothetico-deductive met-



- hod to factor analysis. *Psychological Review*. 57, 1, 38-53.
- Eysenck, H.J. (1952) *The scientific study of personality*. Londres. Routledge.
- Eysenck, H.J. (1956) L'analyse factorielle et le problème de la validité. En: *L'analyse factorielle et ses applications*. Paris. Editions du Centre National de la Recherche Scientifique
- Eysenck, H.J. y Eysenck, S.B.G. (1969) *Personality structure and measurement*. Londres. Routledge.
- Eysenck, H.J. y Eysenck, S.B.G. (1976) *Psychoticism as a dimension of personality*. Londres. Hodder y Stoughton.
- Fisseni, H.J. (1987) *Psicología de la personalidad*. Barcelona. Herder.
- Hampson, S. E. (1986) *La construcción de la personalidad*. Barcelona. Paidós
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1988) *PRELIS: A program for multivariate data screening and data summarization. A preprocessor for LISREL*. Mooresville, IN. Scientific Software
- Labrador, F.J. (1984) *Los modelos factoriales-biológicos en el estudio de la personalidad*. Bilbao. Desclée de Brouwer.
- Lord, F.M. y Novick, M.R. (1968) *Statistical theories of mental tests scores*. Massachusetts. Addison-Wesley.
- Lubin, A. (1950) A note on 'Criterion Analysis'. *Psychological Review*. 57, 1, 54-58.
- Maddi, S.R. (1977) *Teorías de la personalidad*. Barcelona. el Ateneo
- Meredith, W. (1977) On weighted procustes and hyperplane fitting in factor analytic rotation. *Psychometrika*. 42, 4, 491-522
- Peters, C.C. y Van Voorhis, W.R. (1940) *Statistical procedures and their mathematical bases*. New York. McGraw-Hill.
- Thompson, J.W. (1962) Meaningful and unmeaningful rotation of factors. *Psychological Bulletin*. 59,3, 211-223
- Thurstone, L.L. (1947) *Multiple factor analysis* Chicago. Univ. Chicago press.

Aceptado el 14 de febrero de 1997