

LA DIMENSIÓN «COMPLEJIDAD-SIMPLICIDAD COGNITIVA»: PRINCIPALES ÍNDICES DE MEDIDA

Consol MARCET*

RESUMEN

Este artículo analiza los trabajos sobre la dimensión complejidad cognitiva y hace una revisión de los principales índices de medida desarrollados utilizando la técnica de la rejilla. Los resultados de la fiabilidad y validez son dispares y heterogéneos, lo que dificulta la elección de un determinado índice. A pesar de que hasta el momento no se ha utilizado en relación a la dimensión complejidad cognitiva se propone como alternativa, en base a los resultados obtenidos en el área clínica, la utilización del programa Ingrid 72 a partir del análisis del componente principal, desarrollado por Slater.

ABSTRACT

The article analyzes the most important papers on cognitive complexity dimension and review the principal measurement indexes developed using of grid technique. Reliability and validity results are unlike and heterogeneous, which makes difficult to choose a particular index. As an alternative, we defend computer package developed by Slater from principal component analysis, particularly Ingrid-72 package. This one turns out valid and useful on the clinic field but it hasn't been used related with cognitive complexity dimension yet.

* Departamento de Psicodiagnóstico, Facultad de Psicología, Universidad Central de Barcelona.

INTRODUCCIÓN

La teoría de los constructos personales de G. KELLY (1955) es poco conocida en nuestro país y de hecho a pesar de las primeras revisiones de BANNISTER (1965), hasta la segunda revisión de este mismo autor en 1977 no ha cobrado vigencia. A partir de esta fecha ha tenido especial relevancia en la Psicología británica, y son muy numerosos los estudios e investigaciones que emplean la técnica de la rejilla desarrollada por Kelly.

La teoría de Kelly se denomina «teoría de los constructos personales» y su supuesto fundamental es que el hombre es un científico que percibe las semejanzas y diferencias existentes en los acontecimientos, formula conceptos o constructos con el fin de ordenar los fenómenos, y basándose en estos anticipa los acontecimientos futuros. Es pues una teoría cognitiva en la que se estudian las conceptualizaciones que el hombre realiza acerca de su propia acción. Kelly sostiene que estas conceptualizaciones o constructos son bipolares y cada sujeto emplea aquel polo del constructo que le resulta más válido para predecir su propia conducta. Los constructos son susceptibles de modificación y todo el sistema en conjunto está interrelacionado y abierto al cambio. Para Kelly los constructos suponen una interpretación de la realidad, sin embargo, una de las lagunas de su teoría es que no explica por qué la gente elabora los constructos de determinada manera. Tampoco analizó los tipos de constructo que emplean personas que proceden del mismo medio ambiental o de semejante experiencia.

Otra laguna importante es que no ofrece una justificación teórica acerca de las causas que determinan la elección de un polo del constructo.

En esta línea, en los últimos años se han llevado a cabo investigaciones en las que se ha intentado ver la tipología de constructos de sujetos de idénticos ambientes sociales, con el objeto de dilucidar las principales dimensiones que explicarían los constructos más importantes y el modo de procesar la información de los sujetos de un mismo contexto social.

Una de las teorías más utilizadas para diferenciar a los sujetos en función del procesamiento de información es la teoría de «la complejidad cognitiva» de Bieri, discípulo de Kelly. Este autor formuló su primera conceptualización en 1955 y posteriormente once años más tarde, en 1966, la redefinió de nuevo. Ambas han dado lugar a numerosas investigaciones y con resultados muy contradictorios.

Los principales estudios han utilizado como instrumento de medida el test R.E.P. de Kelly, y los índices de complejidad cognitiva se han ido reformulando e incrementando a lo largo de los últimos años.

En este artículo se va a intentar, en primer lugar, analizar los principales índices de complejidad cognitiva y los problemas derivados de su utilización. En segundo lugar, se va a comentar un programa de computador que permite un más ágil análisis e interpretación de los datos de la rejilla. Este programa puede ayudar a determinar la complejidad cognitiva de sujetos en áreas relacionadas con el mundo educativo y laboral, pero es especialmente interesante y válido en el campo de la clínica.

LA COMPLEJIDAD COGNITIVA: FORMULACIONES DE BIERI Y MEDIDAS DERIVADAS

El autor pionero en estos estudios es Bieri, un discípulo de Kelly que, en 1955, define la dimensión complejidad-simplicidad cognitiva como la medida en que el sujeto aplica sus constructos interpersonales de forma distinta a distintas personas. De acuerdo con esta definición, en una persona cognitivamente compleja sus constructos producirán agrupaciones muy diferentes entre los elementos. En contraposición, una persona cognitivamente simple aplica sus constructos de forma similar a distintas personas.

Una estructura cognitiva compleja permite una mayor diferenciación entre las personas que una estructura cognitiva simple. Sobre este enunciado Bieri realizó una investigación en 1955, en la que básicamente intentó comprobar dos hipótesis. En primer lugar, ver si existe una relación positiva significativa entre complejidad cognitiva y exactitud predictiva. Los resultados, empleando correlación de Pearson con $p = .05$, demostraron que la conducta cognitiva se relaciona más directamente con la predicción correcta de similaridades entre el yo y los demás.

En segundo lugar, Bieri demostró que existe una correlación negativa significativa ($R = -.32$) entre el grado de complejidad cognitiva y la tendencia a percibir similaridades injustificadas o inexactas entre uno mismo y los demás.

Bieri interpreta sus resultados concluyendo que para realizar una predicción óptima de los demás es preciso percibirlos estableciendo diferencias adecuadas. Destaca la importancia de los factores situacionales; es decir, la complejidad de la situación conductual a predecir puede afectar la exactitud de predicción.

El instrumento utilizado en las investigaciones sobre complejidad cognitiva es la técnica de la rejilla de KELLY (1955) concebida originariamente por su autor como una extensión del test R.E.P.

El objetivo de la técnica es poner de relieve la estructura del espacio psicológico de un sujeto, mediante la fórmula de matriz. Toda rejilla es un sistema bidimensional de «E» elementos, «C» constructos y «EXC» intersec-tos de un constructo con un elemento determinado.

Los elementos deben ser observaciones relevantes de un aspecto del mundo fenomenológico del sujeto. Originalmente, en los estudios sobre la dimensión «complejidad cognitiva» por lo general se han utilizado como elementos personas significativas para el sujeto (BIERI, 1955, 1966).

Por su parte, los constructos son las ideas o sentimientos que el sujeto tiene sobre los elementos (o aspectos de la realidad). Suele formularlos el propio sujeto y siempre en el contexto de un problema particular.

Aunque se han desarrollado muchos métodos para generar constructos (ver P. RIVAS, 1981) el más utilizado en las investigaciones sobre la dimen-sión que nos ocupa ha sido el de tríadas de Kelly. Este método requiere que se presenten al sujeto los elementos en grupos de tres, y este debe in-dicar en qué se parecen dos de los elementos y en qué se diferencian del tercero. La característica de igualdad recibe el nombre de «polo de seme-janza» y la de contraste «polo de diferencia» (ver ejemplo núm. 1). Este pro-cedimiento de elicitación se repite varias veces, pero sin extenderse excesi-vamente, dado el repertorio limitado de constructos del sujeto.

La relación que el sujeto establece entre cada uno de los elementos con respecto a cada uno de los constructos da lugar a una matriz. Esta relación puede expresarse mediante diversos modos de respuesta, pero el más fre-cuentemente utilizado en las investigaciones sobre complejidad cognitiva es el de escala ordinal o rejilla de puntuaciones. En ella, el sujeto puntúa en una escala de 1 a 5 (o de 1 a 7) cada uno de los elementos en función de los dos polos del constructo. El valor 1 y 2 para el polo de semejanza, el 4 y 5 para el polo de contraste, y el 3 cuyo valor es neutral. Ver ejemplo núm. 2 de una rejilla aplicada (PÉREZ, 1984) a un grupo de alumnos de COU, en la que los elementos son las asignaturas del curso y los constructos las valora-ciones descriptivo-evaluativas de aquellas.

A continuación expondré con más detalle los diversos índices de medi-da empleados en los estudios sobre complejidad cognitiva y que han dado lugar a una controversia y resultados contradictorios.

En 1961, Bieri realizó una revisión de los principales índices sobre com-plejidad cognitiva, revisión que en 1965 Bonarius amplió. Destacaremos a continuación aquellos que son más relevantes.

1. Los símbolos H y R de la teoría de la información. H es la dispersión de objetos por encima del nivel de distinciones generada por el sistema de

EJEMPLO NÚM. 1

PRESENTACIÓN DE LOS ELEMENTOS EN FORMA DE TRIADAS

Nombre y Apellidos:		Lengua									diferente (por qué)
.....		Inglés	Dibujo	Música	Historia	Matemáticas	C. Naturales	Gimnasia	Religión		
Grupo:		1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Semejante (por qué)		1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1)		1	2				6				
2)			3	4	5						
3)							6	7	8	9	
4)			2		4						
5)		1	3						8		
6)				4			7			9	
7)			2		5					9	
8)		1		5					8		
9)			3			6	7				

EJEMPLO NÚM. 2

FORMATO DE LA REJILLA. GRUPOS PRIMERO DE BUP-A Y B

Nombre y apellidos:		Lengua									5 = mucho 4 = bastante 3 = neutro 2 = poco 1 = muy poco	
		1	2	3	4	5	6	7	8	9		
.....											Inglés	Dibujo
Primero BUP ()												
Polo de la izquierda											Polo de la derecha	
1) Hay que concentrarse mucho para comprender	()	No hay que concentrarse mucho para comprender
2) Me gusta la asignatura	()	No me gusta la asignatura
3) La clase es entretenida	()	La clase es aburrida
4) La clase es relajada	()	La clase es tensa
5) El profesor es ordenado	()	El profesor es desordenado
6) Es fácil de estudiar	()	Es difícil de estudiar
7) Los exámenes son fáciles	()	Los exámenes son difíciles
8) La asignatura es importante	()	La asignatura no es importante
9) Comprendo bien la asignatura	()	No comprendo bien la asignatura

Polo de la izquierda	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Polo de la derecha
10) Es más bien de razonar	() Es más bien de memorizar
11) Es muy importante la asistencia a clase	(() No es muy importante la asistencia a clase
12) Dan mucha materia	() Dan poca materia
13) El profesor explica bien	() El profesor no explica bien
14) El profesor es muy exigente	() El profesor no es muy exigente
15) Ayuda a mejorar tu persona	() No ayuda a mejorar tu persona
16) Es una clase sin problemas	() Hay problemas en clase
17) El profesor hace que la clase sea fácil	(() El profesor hace que la clase sea difícil
18) Son temas más bien humanos	() Son temas más bien científicos
19) El profesor es comprensible	() El profesor no es comprensible

categorías. R es el índice de entropía relativa, SCOTT (1962), LAHEY y SAAL (1981).

2. La medida es el número total de constructos verbales diferentes, MAYO (1960) y CROCKETT (1965). Posteriormente, SCARLETT *et al.* (1971) la emplean como un indicador del desarrollo cognitivo, que mostraría un incremento conforme se avanza en la escala evolutiva. Posteriormente estos resultados fueron confirmados por BANNISTER y AGNEW (1976).

3. Patrones de distribución interestructural. Se compara cada constructo con todos y cada uno de los demás. Traducido a dimensiones numéricas, aquellos que tienen valoraciones idénticas en todas las celdillas tienen una puntuación 2. Los que tienen valoraciones idénticas en todas las celdillas, excepto en una, tienen una puntuación de 1. La medida es la suma de todas las puntuaciones, BIERI (1955). Posteriormente este autor, en 1966, introduce modificaciones a este índice y crea una nueva medida. Emplea una rejilla compuesta por 10 elementos de rol y 10 constructos adjetivos bipolares, evaluados en una escala de 6 puntos. La puntuación de complejidad cognitiva es el número total de *lied-ratings* que un sujeto asigna a un elemento determinado. Se asigna un 1 a cada una de las calificaciones iguales de un elemento en todos los constructos, siendo el rango de puntuaciones de 40 a 450. Una simplicidad cognitiva viene expresada por puntuaciones altas y sugiere una falta de habilidad del sujeto para discriminar a una persona (elemento) en las dimensiones representadas por los adjetivos.

En esta línea, VANNOY (1965) propone una modificación, con el objeto de reducir el nivel de error en el análisis de la respuesta e incrementar la fiabilidad. La modificación consiste en escoger al azar cinco adjetivos bipolares y sustituir en el lado izquierdo los tres números de las escalas por I_1 , I_2 , I_3 , y en la derecha D_1 , D_2 , D_3 . Estas modificaciones reducen el posible sesgo de las respuestas hacia un lado de la escala o las preferencias, hacia un particular tipo de puntuación numérica.

4. Variabilidad de las respuestas como expresión del solapamiento de etiquetas verbales de los constructos, BONARIUS (1965).

5. Análisis jerárquico, elaborado por SMITH y LEACH (1972). Permite obtener una puntuación de complejidad cognitiva y según ADAMS-WEBBER (1979), «los detalles finos del sistema de constructos serán más importantes para un sujeto complejo que para un sujeto simple, y un empobrecimiento de la estructura (fundamentado en su estructura jerárquica) tendrá un efecto dramático sobre las relaciones entre elementos para el sujeto más complejo» (p. 564).

El empobrecimiento de la estructura y sus consecuencias exige varias fases. En la primera, los sujetos completan una rejilla utilizando normalmente el método de respuesta escalar (de cinco grados). De esta rejilla se extraen dos matrices de correlaciones, una de constructos y otra de elementos. En segundo lugar, se aplica a ambas matrices un análisis de clusters, tipo JOHNSON (1967). A continuación, se transforman en uno solo todos aquellos pares de constructos cuya correlación sea significativa ($p < 0,05$). Y por último, se vuelve a calcular la matriz de correlación entre elementos, sometiéndola de nuevo al análisis de clusters.

La puntuación de complejidad cognitiva se obtiene contabilizando las intersecciones no paramétricas. Será elevada cuanto mayor sea el cambio en las agrupaciones de elementos entre el primer y el segundo análisis de clusters.

6. Análisis factorial no paramétrico, KELLY (1955).

7. Número de factores extraídos a partir del análisis factorial no paramétrico. Lo utilizan JONES (1974) y PEDERSEN (1958).

8. Poder explicativo del primer factor-constructo, obtenido también mediante análisis factorial no paramétrico, JASPARS (1963) y CAMPBELL (1960).

Los factores extraídos mediante el análisis no paramétrico de Kelly tienen semejanza con los extraídos mediante el análisis factorial clásico, y tienen la ventaja de que permiten analizar los datos sin alterar el carácter dicotómico de los constructos, al ser posible un análisis de la matriz en sus dos direcciones. Además, se pueden adaptar a programas de computador que faciliten de esta forma su cálculo, KELLY (1963, 1964).

Los principales inconvenientes radican, en primer lugar, en que el primer factor explica más de la mitad de la varianza de la rejilla, y los restantes factores explican progresivamente una menor cantidad de varianza, BONARIUS (1965).

En segundo lugar, cabe subrayar, según ADAMS-WEBBER (1970), que si los constructos que explican un porcentaje alto de varianza son más resistentes al cambio temporal, entonces, los constructos residuales de los que se extraen el resto de los factores serán menos consistentes en su estructura. Esto explicaría los resultados de PEDERSEN (1958) en el que el número total de factores extraídos por el análisis factorial no paramétrico no constituye un índice consistente de la estructura ($r = .19$).

Este mismo autor señala también que los análisis horizontales y verticales de la matriz (por constructos o elementos) no son independientes. Este

hecho afecta la operacionalización de la dimensión complejidad-simplicidad cognitiva.

Fiabilidad y validez

Los principales estudios sobre fiabilidad se han centrado en los dos índices de complejidad cognitiva elaborados por Bieri y señalados anteriormente en tercer lugar. Sobre el primer índice, este autor en 1955 obtuvo una fiabilidad de .78 y posteriormente, BIERI y BLACKER (1956), una de .82 y TRIPODI y BIERI (1963), una de .86.

Sobre el segundo índice elaborado por Bieri *et al.* en 1966 se obtuvieron coeficientes de .85 en los estudios de LAPP (1970), .46 en SMITH y LEACH (1972), y .53 en el de MENASCO (1975), en el que utilizó correlación no paramétrica. Posteriormente, Schneier en 1979 distingue coeficientes de correlación en función de las muestras y obtiene para los directores .82 y para los estudiantes algo inferior, .54, siendo ambas significativas al .001.

Estos índices indican una enorme disparidad que se hace igualmente notoria respecto a las otras medidas.

Posteriormente, Menasco y Curry en 1978 utilizan el segundo índice de Bieri con las modificaciones introducidas por VANNOY (1965). Aplicó un análisis de varianza a las diferentes rejillas, y trató la puntuación total asignada a un elemento como la medida de un ítem, obteniendo una $r = .69$. Asimismo, determinó, sobre los 10 elementos de la rejilla de Bieri, la influencia y peso de aquellos ítems o elementos que miden afectos negativos y los que miden afectos positivos. Los resultados indican una mayor fiabilidad como medidas de complejidad cognitiva para los ítems o elementos negativos.

Respecto a los otros índices, BONARIUS (1965) indica las siguientes fiabilidades. En relación a la segunda medida señalada anteriormente, es decir, al número total de constructos verbales diferentes, en general los estudios no indican la fiabilidad obtenida.

En el cuarto índice señalado, o medida de variabilidad de las respuestas como expresión del solapamiento de niveles verbales de los constructos, se obtuvieron fiabilidades de .82 y .85.

Para el uso del estadístico H derivado de la teoría de la información y descrito en primer lugar, se obtuvo una fiabilidad de .68.

Respecto al índice, número de factores extraídos a partir del análisis no paramétrico de Kelly, las fiabilidades fueron .19 no significativas.

Por último, el poder explicativo del primer factor constructo, obtenido mediante análisis factorial no paramétrico, arroja una fiabilidad de .48.

Dada la disparidad de los resultados obtenidos en el campo de la fiabilidad, tenemos dificultades importantes para una generalización. Sobre una misma medida como el segundo índice introducido por Bieri en 1966, tenemos coeficientes tan dispares como los encontrados por MENASCO y CURRY (1978) y SCHNEIER (1979).

Por otra parte, respecto al resto de índices enumerados, la disparidad y heterogeneidad de las fiabilidades es también importante, por lo que no es posible establecer ninguna conclusión en uno u otro sentido.

Cabría hacer varias consideraciones a estos resultados tal como R. MARCO (1982) subraya. En primer lugar, no es recomendable aplicar la noción de fiabilidad a la rejilla tal como se ha hecho con los instrumentos clásicos de Psicología. Ello equivaldría a olvidar la innovación que esta técnica aporta a la evaluación psicológica.

Una segunda consideración se refiere a la posibilidad de que se produzca una redefinición de constructos o elementos de una rejilla a otra, tal como indica SLATER (1972). Ello ocasiona una baja fiabilidad ficticia, puesto que en realidad no se están comparando rejillas iguales. En este sentido, BANNISTER y MAIR (1968) subrayan que la fuente de un bajo coeficiente de fiabilidad reside en gran parte en cambios radicales de solo uno o dos constructos entre todos los incluidos en la matriz. Este problema puede resolverse comprobando directamente con el sujeto si tal definición ha tenido o no lugar.

En tercer lugar, tal como MAIR (1966) subraya, es más importante evaluar la estabilidad y el cambio predecible, en vez de dedicarse a estudios en gran escala para determinar la fiabilidad. Por su parte, BANNISTER y FRANCESSELLA (1977) indican que la fiabilidad de esta técnica se puede entender mejor como un aspecto de su validez.

En relación a la validez, los estudios sobre complejidad cognitiva se han centrado en validez discriminante, validez convergente y validez diagnóstica.

Respecto a la validez discriminante y en relación con la complejidad-simplicidad cognitiva, cabe destacar correlaciones bajas entre el índice de CROCKETT (1965) y el segundo de BIERI *et al.* (1966), según refiere Adams-Webber en 1979. Los mismos resultados obtuvieron SMITH y LEARCH (1972). Concretamente estos autores encontraron correlaciones negativas entre ambos índices. Asimismo, EPTING y WILKINS (1974) y SLANE y BARROWS (1974) hallaron correlaciones no significativas.

También se ha estudiado la relación entre complejidad-simplicidad cognitiva y medidas de inteligencia verbal. En este sentido, BIERI (1955) encon-

tró correlaciones de .01 y .02 no significativas. Concretamente, BIERI y BLACKER (1956) encontraron un $-.01$ no significativo con la subescala de vocabulario de Wechsler-Bellevue. Por su parte, JASPARS (1963) encontró una correlación de $-.10$ entre la complejidad cognitiva y el OTIS.

En relación a la validez convergente, el primer estudio importante es el de VANNOY (1965). Este autor factorizó 19 medidas de variables cognitivas, hallando que la complejidad cognitiva está más relacionada con las habilidades cuantitativas que con las verbales.

En el mismo sentido, MENASCO y CURRY (1978) emplearon el segundo índice de BIERI *et al.* (1966) y lo relacionaron con un test de inteligencia, el ACT del American College Testing y el GPA o grado de desempeño escolar. Los resultados indicaron una correlación de $-.33$ en complejidad cognitiva y $-.42$ entre C.C. y las áreas de Ciencias Naturales. Respecto a las Ciencias Sociales, la correlación obtenida fue de $-.19$ y en relación al desempeño escolar, la correlación de $-.25$. Estos resultados indican, por tanto, una moderada validez de este índice.

Kapp en 1970, empleando el índice original de KELLY (1955) y el segundo índice de BIERI (1966), encontró para los varones una correlación de .42 y $-.14$. Para las mujeres, de $-.01$ y .62 respectivamente.

Respecto a las correlaciones entre la medida de complejidad cognitiva de la varianza explicada por el primer factor constructo (JASPARS, 1963) y la medida de BIERI (1966) estas fueron de .90.

Estos últimos resultados, sin embargo, se contradicen con los alcanzados posteriormente por KUUSINEN y NYSTEDT (1975). Estos autores emplearon cuatro índices de complejidad cognitiva. El índice de BIERI (1955), el número de factores constructos extraídos según el procedimiento del análisis factorial no paramétrico, el poder explicativo del primer factor y la medida de varianza de interacción diseñada por VANNOY (1965). El método de respuesta empleado fue escalar en 7 grados y se analizaron dos tipos de constructos, diferencial semántico y diferencial de personalidad. Aplicaron el análisis multivariado multirrasgo-multiíndice de CAMPBELL y FISKE (1959).

De las 91 correlaciones realizadas sobre estos cuatro índices de C.C. sólo 14 fueron significativas. Estos resultados indican que ninguno de estos índices son medidas equivalentes de aquella dimensión.

El índice de Vannoy fue el más convergente, indicando tres correlaciones monoíndice-heterométrico significativas. Le siguió el índice de Bieri con dos correlaciones significativas.

Las rejillas en las que se empleó material facilitado por el propio sujeto

obtuvieron índices más congruentes que aquellas en las que se utilizó material normativo.

Respecto a las correlaciones heteroíndice-heterométodo, las correlaciones fueron bajas y casi todas no significativas.

En la misma línea se desarrollan las investigaciones de M.A. LAHEY y F.E. SAAL (1981). Concretamente, han intentado comprobar la consistencia de tres medidas distintas de complejidad cognitiva y cuatro escalas multidimensionales (nueve dimensiones). La primera medida de complejidad cognitiva consistió en el procedimiento descrito por BIERI *et al.* (1966). El segundo índice se determinó a partir del número de factores extraídos de las intercorrelaciones entre los constructos, desarrollado por Levy y Dugan en 1956 a partir del análisis de factor de la versión original del Test R.E.P. El tercer índice fue el desarrollado por SCOTT (1962) a partir del uso del estadístico H derivado de la Teoría de la Información y descrito anteriormente.

En primer lugar, se dividió a los sujetos en cognitivamente simples y cognitivamente complejos a partir de los tres índices de medida, y se realizó un análisis de varianza para cada una de las cuatro escalas multidimensionales. Los resultados no fueron significativos.

En segundo lugar, se analizaron las relaciones entre las tres medidas de complejidad cognitiva. Los análisis demostraron, en primer lugar, que las tres medidas determinan parcialmente el mismo constructo, pero el porcentaje de la varianza explicado es pequeño. Concretamente, una substancial proporción de la varianza de una medida no venía explicada por la varianza en la otra medida. En segundo lugar, tanto los sujetos complejos como los simples tienen la misma probabilidad de ser clasificados como complejos en otra medida.

Con respecto a la falta de referencia a la validez ecológica, ello se debe a que no existe evidencia empírica. Sin embargo, cabría una validación en este sentido si las rejillas consenso, extraídas de matrices individuales, tuvieran dimensiones representativas. Por el momento, no existe investigación con respecto a la complejidad cognitiva.

Cabría concluir con respecto a la validez de los distintos índices de complejidad cognitiva y la conflictividad de los resultados enunciados, cuya interpretación podría hacerse en un doble sentido.

En primer lugar, y con respecto a algunos de los resultados negativos en los estudios sobre validez discriminante (ADAMS-WEBBER, 1970), se podría concluir que tal falta de validez es absolutamente consistente con la teoría de los constructos personales, y la realidad supondría una validación de la teoría.

En este sentido, no convendría aplicar un criterio clásico de validez a la rejilla, y sí en cambio su evaluación en términos de productividad. Tal como indican FRANSELLA y BANNISTER (1977), «una importante forma de evaluar la validez de metodologías de investigación psicológicas particulares es considerar el grado en que pueden sustentar una línea extensiva y secuencial de investigación» (p.101). En el área de la complejidad cognitiva la rejilla ha cumplido ampliamente con esta función.

En segundo lugar, cabría hacer referencia a la generalización de puntuaciones derivadas de los datos como indicadores de algo que se parece a un «rasgo». En este sentido, BANNISTER y MAIR (1968) critican los tipos de índices y el uso que han hecho de ellos los teóricos como Bieri.

UNA NUEVA ALTERNATIVA PARA DETERMINAR LA COMPLEJIDAD COGNITIVA: EL PROGRAMA INGRID

El análisis por computador no añade ninguna información nueva a la rejilla, simplemente organiza los datos de forma que sea más fácil su interpretación.

De los variados programas por computador existentes (ver EASTERBY-SMITH, 1981) hay uno especialmente indicado para determinar la dimensión que nos ocupa: El programa Ingrid.

Este programa ha sido desarrollado por SLATER (1976) y se denomina Análisis del Componente Principal, debido al hecho de que la mayor parte de la varianza de la rejilla puede explicarse con solo dos o tres dimensiones. Su principal utilidad respecto a los índices analizados en el apartado anterior es que permite establecer una mayor diferenciación en la rejilla. Concretamente, impone unos ejes matemáticos, a partir de los cuales se indica en una matriz los constructos y los elementos ordenados jerárquicamente y en función de la asociación que guardan entre sí. Es decir, nos señala cuáles son las principales dimensiones y nos determina visualmente en un mapa la relación entre elementos y constructos. El mismo Slater resume en cuatro puntos las propiedades matemáticas de la matriz de la rejilla que exige este programa:

1. Toda la variación registrada se debe a la interacción entre un conjunto de constructos y un grupo de elementos.
2. La dispersión de los constructos en el espacio de los elementos se define en términos de columnas.

3. La dispersión de los elementos en el espacio de los constructos se define en términos de filas.

4. La variación global se puede dividir en un número limitado de componentes independientes que pueden ordenarse del mayor al más pequeño.

Slater considera que la variación en la rejilla es siempre microcósmica y es posible medir esa variación dentro del espacio de un individuo. De este modo, el objetivo del programa es medir las distancias en el espacio intrapersonal mediante el trazado de un mapa de dicho espacio.

El primer programa elaborado recibió el nombre de Ingrid 67, revisado posteriormente con el nombre de Ingrid 72. A partir de este programa, se han desarrollado otros bastante menos utilizados en la práctica. Destacan entre ellos, el Delta, Coin, Sequel, Adela y Prefan (EASTERBY-SMITH, 1981). Todos ellos permiten la comparación de dos o más rejillas.

El programa Ingrid indica la relación y lugar que ocupan todos los constructos y los elementos con respecto a los dos primeros componentes. Estos componentes unen los constructos y los elementos con el mayor grado de variabilidad (puntuaciones más extremas) e indican las principales dimensiones que explican las diferentes percepciones que tiene una muestra de sujetos sobre la conducta a analizar.

En los casos en que la rejilla indica un sistema de constructos particularmente sofisticado (alta complejidad cognitiva) pueden existir componentes adicionales que llegan a explicar un 30 por ciento de las percepciones del grupo de sujetos que han cumplimentado dicha rejilla.

Al interpretar el mapa, a pesar de que los componentes principales tienen un alto significado matemático, conviene concentrarse más en las características o aspectos concretos, concretamente, en la posición de los constructos y los elementos con respecto al elemento principal.

Este programa se ha aplicado y ha demostrado mucha utilidad en el campo de la clínica. En nuestro medio, se han realizado varias investigaciones en la Universidad de Valencia, concretamente, A. CLEMENTE (1983) en relación a problemas escolares y A. GARRIDO (1983) sobre delincuencia.

Hasta el momento no existen datos sobre su utilización en relación a la dimensión complejidad-simplicidad cognitiva. En este sentido estamos llevando a cabo varias investigaciones en la Universidad Central de Barcelona.

CONCLUSIONES

Tradicionalmente, la dimensión complejidad-simplicidad cognitiva se ha determinado mediante una pluralidad de índices. Sin embargo, en general, en los desarrollados por Bieri y los derivados de este se han constatado bajas fiabilidades en casi todos ellos, y no hay ninguno que haya demostrado tener una fiabilidad significativamente más alta que otro.

En relación a la validez de estos mismos índices, los resultados son igualmente insatisfactorios, por cuanto existe una relación débil entre diferentes medidas de complejidad cognitiva. Esta y no otra podría ser la explicación de que muchas investigaciones no hayan podido establecer diferencias entre los sujetos cognitivamente simples y complejos con respecto a diversas conductas y situaciones.

Así pues, parece del todo cuestionable la interpretación tipológica que Bieri y sus seguidores han hecho de la dimensión complejidad-simplicidad cognitiva. En este sentido, tal como indica R. MARCO (1982), no se trata de negar la existencia de diferencias individuales, sino de analizarlas en función de los contextos o subsistemas.

Por otra parte, Bonarius en 1965 indica que tal confusión se explica por la carencia de investigación sobre la fiabilidad y validez de tales indicadores. Este hecho no es menos cierto en nuestros días.

Frente a estos índices, el programa Ingrid, desarrollado recientemente, es sin lugar a dudas muy ventajoso, al permitir extraer una mayor riqueza de información. Analizado por Slater a partir de 1969, ha demostrado ofrecer bastantes garantías. Conviene, sin embargo, hacer constar que no suministra puntuaciones típicas de la rejilla.

Las puntuaciones típicas más comunes son las medidas de distancia entre pares de elementos y los constructos. Una técnica bastante empleada es la de HONEY (1979), que consiste en calcular la distancia existente entre dos constructos. Las distancias entre los elementos también se calculan (aproximadamente son equivalentes a las distancias reales sobre el mapa) y esto es particularmente interesante en el campo de la clínica cuando las rejillas se repiten transcurrido cierto intervalo de tiempo.

Conviene tener en cuenta que en ocasiones se puede correr el peligro de llegar a elaborar puntuaciones típicas con alta abstracción y que no pueden tener significado conductual. Por tanto, únicamente se emplearán cuando su utilidad sea clara.

Por lo que se refiere a futuras investigaciones, podría analizarse la complejidad cognitiva en el amplio campo de la clínica y el mundo educativo,

utilizando como índice de medida el análisis computacional de Slater. Concretamente, en Psicología clínica se trataría de determinar el sistema de constructos que utilizan más frecuentemente, por ejemplo, estudiantes universitarios, estudiantes de formación profesional, etc., en función del diferente grado de complejidad cognitiva que poseen, y con respecto a diferentes conductas. En este sentido se están realizando varias investigaciones en la Universidad de La Laguna y en la Universidad Central de Barcelona.

Bibliografía

- ADAMS-WEBBER, J., 1970, «An analysis of the discriminant validity of several repertory grid indices», *British Journal Psychology* 61, pp. 83-90.
- , 1979, *Personal construct theory: Concepts and Applications*, Wiley y Sons.
- BANNISTER, D., 1965, «The rationale and clinical relevance of repertory Grid Technique», *British Journal of Psychology* 3, pp. 972-982.
- BANNISTER, D. y MAIR, J.M., 1968, *The evaluation of Personal construct*, Academic Press.
- BANNISTER, D., 1977, *New Perspectives in Personal Construct Theory*, Academic Press, pp. 21-37.
- BIERI, J., 1955, «Cognitive complexity-simplicity and Predictive behaviour», *Journal of Abnormal and Social Psychology* 51, pp. 263-268.
- BIERI, J. y BLACKER, E., 1956, «The generality of cognitive complexity in the perception of people and inkblots», *Journal of Abnormal and Social Psychology* 53, pp. 112-117.
- BIERI, J. y COLBS, 1966, *Clinical and social judgement: The discrimination of behavioral information*, Wiley, Nueva York.
- BONARIUS, J.C., 1965, «Research in the personal Construct theory of G. Kelly: Role construct repertory test and basic theory», en BRENDAM y A. MAHER (eds.), *Progress in experimental Personality Research*, Academic Press.
- CAMPBELL, D.T. y FISKE, D.W., 1956, «Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix», *Psychological Bulletin* 56, pp. 81-105.
- CLEMENTE, A., 1983, *Análisis de problemas escolares mediante la técnica de la rejilla*, tesis doctoral, Universidad de Valencia.

- CROCKETT, W.H., 1965, «Cognitive complexity and impression formation», en MAHER, *Progress in experimental personality research*, vol. 2, Academic Press.
- EASTERBY-SMITH, M., 1981, «The design, analysis and interpretation of repertory grids», en M.L.G. SHAW, *Recent advances in personal construct Technology*, Academic Press.
- FRANSELLA y BANNISTER, D., 1977, *A manual for repertory grid technique*, Academic Press.
- GARRIDO, V., 1983, *Análisis de la delincuencia, mediante la técnica de la rejilla*, tesis doctoral, Universidad de Valencia.
- HINKLE, D.N., 1965, «The change of personal constructs from the viewpoint of a theory of implications», *Dissertation*, Universidad de Ohio.
- HONEY, 1979, «The repertory grid in action. How to use it as a prepost test to validate courses», *Industrial and commercial training* 2 (9), pp. 358-368.
- JASPARS, J.M.F., 1963, «Individual cognitive structures», *Proceedings of the 17 International Congress of Psychology*, Amsterdam.
- JOHNSON, S., 1967, «Hierarchical clustering schemes», *Psychometrika* 32, pp. 241-253.
- JONES, R.E., 1954, *Identification in terms of personal constructs*, tesis doctoral no publicada, Universidad de Ohio.
- KELLY, G.A., 1955, *The Psychology of personal constructs*, 2 vols., Norton, Nueva York.
- , 1961, «The abstraction of human processes», *XIV International Congress of Applied Psychology*, Copenhagen.
- KELLY, J.V., 1963, *A program for processing G. Kelly's Rep Grids on the IBM 1960 computer*, trabajo no publicado, Universidad de Ohio.
- , 1964, *Instruction manual for IBM 1960 program to process G. Kelley's Rep Grid: Version II*, trabajo no publicado, Universidad de Ohio.
- KUUSINEN, J. y NYSTEDT, L., 1975, «The convergent validity of four indices of cognitive in person perception», *Scandinave Journal of Psychology* 1, pp. 131-136.
- LAHEY, M.A. y SAAL, F., 1981, «Evidence incompatible with a Cognitive compatibility theory of rating behaviour», *Journal of Applied Psychology* 6, vol. 66, pp. 706-715.
- MAIR, J.M.M., 1966, «Prediction of grid scores», *British Journal of Psychology* 57,(1 y 2), p. 187.
- MARCO, R., 1982, *Rejilla. Teoría, metodología y técnica*, tesis de licenciatura, Valencia.
- MAYO, C.A., 1960, *Cognitive complexity and conflict resolution in impression formation*, tesis doctoral no publicada, Universidad de Clark.
- MENASCO, M., 1975, *Relationships among cognitive dissonance, cognitive complexity and state anxiety in a consumer purchase situation*, tesis doctoral no publicada, Universidad de Oregón.

- MENASCO, M.B. y CURRY, J.D., 1978, «An assessment of the role construct repertory test», *Applied Psychological measurement* 3, vol. 2, pp. 361-369.
- PEDERSEN, F.A., 1958, *Consistency data on the role construct repertory test*, trabajo no publicado, Universidad de Ohio.
- PÉREZ, M., 1984, *La teoría de los Constructos Personales de G. Kelly aplicada al Rendimiento Académico*, tesis de licenciatura, Universidad de La Laguna, Tenerife.
- RIVAS, P., 1981, «La rejilla como técnica psicométrica de medida de la ejecución típica individual», *Análisis y modificación de conducta* 15, vol. 7, pp. 171-246.
- SCHNEIER, C.E., 1979, «Measuring cognitive complexity: Developing reliability, validity, and norm tables for a personality instruments», *Educational and psychological measurement* 39, pp. 599-612.
- SCOTT, W.A., 1962, «Cognitive complexity and cognitive flexibility», *Sociometry* 25, p. 405.
- SLANE y BARROWS, D., 1982, datos no publicados, citados en R. MARCO, *op. cit.*
- SLATER, P., 1965, «The use of Repertory grid technique on use the individual case», *British Journal Psychology* 2, pp. 965-975.
- , 1969, «Theory and technique of REP test», *British Journal Psychology* 115, pp. 1287-1296.
- , 1972, «The measurement consistency in repertory grids», *British Journal Psychiatry* 121, pp. 45-51.
- , 1976, *Dimensions of intrapersonal space*, Woley.
- SMITH y LEACH, C., 1972, «A hierarchical measure of cognitive complexity», *British Journal Medical Psychology* 63, pp. 561-568.
- TRIPODI, T. y BIERI, J., 1963, «Cognitive complexity as a function of own and provided constructs», *Psychological Reports* 13, p. 26.
- VANNOY, J.S., 1965, «Generality of cognitive complexity-simplicity as a personality construct», *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 2, pp. 385-396.