

ESTUDIO FACTORIAL Y ADAPTACION DE LA ESCALA DE CALIDAD DE VIDA EN LA ESQUIZOFRENIA (QLS)

RODRIGUEZ FORNELLS, ANTONIO *; RODRIGUEZ MARTÍNEZ, ALFONSO.
JARNE ESPARCIA, ADOLFO *; SOLER PUJOL, ROSA *
MIARONS TUNEU, RAQUEL *; GRAU FERNANDEZ, ANTONIO ***

* Universidad de Barcelona.

** Hospital Municipal de Psiquiatría. Valle de Hebrón. Barcelona.

Resumen

Se ha utilizado el Analisis Factorial Exploratorio (EFA) y Confirmatorio (CFA) para investigar la validez factorial de la Escala de Calidad de Vida (QLS), para medir el deterioro social en una muestra de 100 pacientes esquizofrénicos.

Los resultados muestran que la estructura hipotetica conceptual propuesta por los autores (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984) no es válida. Hemos utilizado el EFA para estudiar la estructura factorial inicial y el CFA para confirmar el mismo modelo original pero sin el cuarto factor, objetos comunes y actividades cotidianas. También se aporta información sobre la consistencia interna y alta fiabilidad de la escala.

Palabras clave: Esquizofrenia, Calidad de vida, Deterioro social

Abstract

Exploratory (EFA) and Confirmatory (CFA) factor analysis were used to investigate the factorial validity of the Quality Life Scale (QLS), measuring social deterioration in a sample of 100 schizophrenics patients. The results show the invalidity of initial hypothetical conceptual structure of the authors (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984). We've used EFA to examine the initial factor structure and CFA to confirm the same original model, without the four factor, common objects and everyday activities. Data regarding high internal consistency reliability are also presented.

Key words: Schizophrenia, Quality of life, Social Impairment

Introducción

Desde el inicio de la historia científica de la esquizofrenia se estableció como algo incuestionable la asociación entre el estado de déficit y el deterioro de la capacidades sociales. El intento de Meyer (1922) de separar la idea de la curación social, de los posibles déficits dejados por la enfermedad fue pronto rechazada por no ajustarse a la realidad clínica.

Por el contrario es mucho más frecuente que exista una aparente remisión sintomatológica pero persista de manera inexplicable la disfunción social que provoca no sólo incomodidad en el sujeto sino en muchas ocasiones enfrentamiento con las personas que rodean al enfermo.

Han sido muchas las definiciones operativas de este deterioro social. En términos generales todas inciden en los mismos aspectos (Leff, 1983): 1.- Fuerte descenso de la iniciativa que conduce a que las conductas sociales espontáneas estén prácticamente extinguidas. Así los pacientes se sienten incapacitados de buscar trabajo o continuar sus estudios. 2.- Pérdida del interés en cualquier tipo de contacto sexual. 3.- Dificultades para mantener el rendimiento no sólo en las actividades relacionadas con el trabajo sino en cualquier actividad por pequeña que sea. Ello provoca la pérdida frecuente del trabajo. 4.- Descenso del interés y disminución progresiva de la motivación para los hobbies, deportes, etc. La conducta queda relegada a las actividades que supongan el menor esfuerzo por parte del sujeto como ver la televisión o pasear sin hacer nada concreto. 5.- Tendencia al aislamiento social con rechazo expreso de la compañía de los demás. El paciente permanece en su casa la mayoría del día, a menudo encerrado en su habitación, evitando activamente el contacto. 6.- Pérdida de los patrones y habilidades sociales que se expresa en el progresivo deterioro en la utilización de las fórmulas de cortesía, los modales en la mesa y la comida y los rituales sociales en general.

Ahondando en la idea anterior, empieza a ser ampliamente reconocido el hecho de que una remisión sintomatológica no es sinónimo de recuperación de los niveles de afectación previos a la enfermedad. Por el contrario es frecuente encontrar a enfermos esquizofrénicos aparentemente asintomáticos y que no son capaces de cumplir un mínimo de las condiciones de sociabilidad, adaptación al trabajo, y demás exigencias que determinan la vida en comunidad, al menos tal como la entendemos en occidente. Estos pacientes que no son subsidiarios de ingreso y a los que la consulta ambulatoria no parece mejorar en su déficit, constituyen el grupo de los denominados "nuevos crónicos o "jóvenes crónicos" .

No existen demasiados instrumentos que evalúen de manera adecuada este aspecto de la enfermedad esquizofrénica, porque como acertadamente han señalado Heinrichs, Hanlon y Carpenter (1984), hasta el momento, la inmensa mayoría de escalas que evalúan comportamiento social tienen como punto de referencia a la población general lo que las invalida en principio para un grupo de pacientes con características tan particulares en este sentido como los enfermos esquizofrénicos.

No es menos importante el hecho de que las pocas escalas elaboradas específicamente para la esquizofrenia puedan recoger aspectos parciales del problema pero no la totalidad del mismo. Así la escala de evaluación de la calidad de vida en pacientes esquizofrénicos de Malm, May y Dencker (1981), es un simple listado de síntomas sin metodología para su evaluación. Otras sólo recogen algunas conductas concretas que parecen el resultado final de la interacción de muchos y complejos factores olvidando el origen intrapsíquico de dichas conductas. La escala de ajuste social y ocupacional (SAS) de Weissmann (1975) que en una de sus versiones ha sido expresamente preparada para ser usada en población esquizofrénica (Weissman, 1981) es un ejemplo en este sentido según la opinión de Heinrichs, Hanlon y Carpenter (1984). La OMS propuso en 1985 la DAS II como instrumento para valorar el ajuste social en enfermos psiquiátricos graves con hospitalizaciones, pero no específicamente para enfermos esquizofrénicos en régimen ambulatorio. Una adaptación española ha sido recientemente publicada por Montero y cols. (1988) con población esquizofrénica. Por último alguna de las escalas habitualmente usadas en la evaluación de sintomatología psicótica, han sido usadas como medida indirecta del ajuste social, específicamente el Brief Psychiatric Rating Scale (Overall and Garham, 1962) y la escala de evaluación de sintomatología negativa de Andreasen (1982) pero parece que no es apropiado identificar síntomas negativos y mal ajuste social porque el segundo puede ser consecuencia del primero y no solamente de él.

El disponer de una escala que permita evaluar el nivel de ajuste social puede ser de gran utilidad en el seguimiento de los diversos programas de rehabilitación y reinserción que en el contexto de la atención comunitaria se están aplicando en la última década y que han demostrado ser de alta utilidad en relación a los conocimientos que actualmente disponemos sobre la esquizofrenia y no sólo en la evaluación final de los pacientes sino también y fundamentalmente en el seguimiento del programa.

En este contexto Heinrichs, Hanlon y Carpenter en un intento de paliar los problemas antes apuntados, publicaron en 1984 su Escala de Calidad de Vida en la esquizofrenia (Q.L.S.), acompañada de un análisis factorial de la misma y un estudio de la fiabilidad entre examinadores.

Con la autorización de los autores se hizo una traducción y un estudio piloto (Jarne, 1990) meramente descriptivo con una muestra restringida (30 sujetos). Sorprendentemente no son muchos los trabajos publicados con este instrumento a pesar de haber despertado cierta expectación e interés en ambientes profesionales e instituciones españolas (según comunicación personal).

Proponemos en este artículo una adaptación al castellano de la Q.L.S., para lo cual se ha realizado una traducción teniendo en cuenta nuestro propio contexto cultural y lingüístico y una revisión de la estructura conceptual propuesta por los autores así como un estudio de la fiabilidad de la escala.

La presente investigación tiene como objetivo aumentar la validez de constructo de la QLS mediante el ACF (análisis factorial confirmatorio), entendida como aquel aspecto del proceso de validación que intenta demostrar las dimensiones o rasgos que el test pretende medir (Frazen, 1989).

El ACF tiene como finalidad evaluar la capacidad de un modelo hipotético de ajustarse a los datos obtenidos. El ACF representa una mejora respecto a los procedimientos exploratorios, como el EFA (análisis factorial exploratorio), porque permite a los investigadores imponer restricciones consistentes con la hipotética estructura factorial y entonces, estadísticamente evaluar la cantidad de covarianza entre las variables observadas que es explicable dadas esas restricciones del modelo (Long, 1983).

Método

El *procedimiento* seguido para evaluar el modelo conceptual propuesto por los autores y que sustenta la escala, será la generación de modelos alternativos y su posterior ajuste y comparación con el inicial mediante el ACF:

Modelo 1: En la tabla 1 aparece el modelo que proponen los autores (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984). Estas serán las restricciones hipotéticas que impondremos al modelo para hacer cada factor tan puro como sea posible respecto a los ítems que teóricamente son su indicador. La matriz de correlaciones entre los factores es una matriz identidad, debido a que se efectuó una rotación ortogonal.

Modelo 2: Este modelo es el resultado del EFA realizado por nosotros con el método de máxima verosimilitud y mediante el paquete estadístico SPSS/PC+, V.4. El modelo final que proponemos es una estructura que requiere de tres factores. Estos tres factores serían los mismos propuestos por los autores, excepto en el cuarto factor "objetos comunes y actividades cotidianas", que no aparece en el EFA que realizamos (tabla 2).

El primer factor explica el 50,6 % de la varianza total, y los otros 6,8% y 4,4% respectivamente. De la estructura general puede apreciarse que es bastante parecida a la obtenida por los autores iniciales, excepto en el ítem 17 y el cuarto factor. A partir del EFA y del modelo conceptual de los autores (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984) proponemos nuestro modelo (tabla 3). Suponemos la matriz phi simétrica.

TABLA 1: QLS. (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984)

FACTOR 1: REL. INTERPERSONALES	
	1. Hogar
	2. Rel. Intimas
	3. Actv. conocidos
	4. Actv. sociales
	5. Rol social
	6. Iniciativa
	7. Retraimiento
	8. Socio-sexuales
FACTOR 2: INSTRUMENTAL	
	9. Ocupacional
	10. Realización
	11. Rendimiento
	12. Satisfacción
FACTOR 3: INTRAPSIQUICO	
	13. Resolución
	14. Motivación
	15. Curiosidad
	16. Anhedonia
	17. Tiempo
	20. Empatía
	21. Interacción
FACTOR 4: OBJETOS Y ACTV. COTID.	
	18. Objetos
	19. Actv. Cotidianas

TABLA 2: Estructura factorial realizada por los autores (EFA)

items	FACTOR <i>Intrapsíquico</i>	FACTOR 2 <i>Interpersonal</i>	FACTOR 3 <i>instrumental</i>
20.empa	.80739		.28179
21.interac	.74085	.29108	.30831
18.objet	.70229	.31110	.27000
14.motv	.65811	.29995	.37573
19.activi	.62785	.41047	
13.resol	.48837	.31530	.37510
16.anhed	.41887	.33129	.37823
4.actv		.71482	.27708
5.rol		.66265	
2.inter		.64707	.25861
7.retira	.50164	.63458	
6.inic	.43215	.57358	.33350
3.conoc	.35099	.56572	.26177
1.hogar		.44242	
8.soci/sex	.39221	.41306	
10.real		.34640	.78821
11.traba	.32869		.76175
9.ocupac		.34585	.71842
12.satisf	.38310		.65066
17.tiem	.25238	.37483	.62136
15.curio	.43556	.43190	.44487

Modelo 3: Este modelo es igual al anterior pero con la matriz theta con algunos parámetros libres de ser estimados por el modelo, para detectar posibles correlaciones entre errores. De hecho las correlaciones entre los errores es posiblemente la causa más probable del mal ajuste a un modelo teórico. Parece ser que en general, los modelos estimados por Lisrel que atañen a constructos psicológicos, frecuentemente requieren que el investigador especifique las posibles correlaciones entre los errores para obtener un buen ajuste (Huba, Wingard & Bentler, 1981).

Frecuentemente esta covariación entre los errores se interpreta como producida por variables no consideradas en el modelo que están actuando de manera no aleatoria, como los métodos de medición empleados o el formato de los items, que en nuestra escala en particular son de tipo rating y podrían aventurar la tendencia del entrevistador hacia alguna respuesta, etc.. En total se estiman 11 parámetros de la matriz Theta.

Modelo nulo: representa un modelo en el que cada variable observada es hipotetizada como medida de un factor independiente, es decir habrá 21 factores, tantos como items.

Este modelo da completa independencia a todos los valores observados, lo cual nos proporciona una medida de la máxima covarianza entre los datos.

TABLA 3: QLS. Modelo de los autores

FACTOR 1: REL. INTERPERSONALES	
1.	Hogar
2.	Rel. Intimas
3.	Actv. conocidos
4.	Actv. sociales
5.	Rol social
6.	Iniciativa
7.	Retraimiento
8.	Socio-sexuales
FACTOR 2: INSTRUMENTAL	
9.	Ocupacional
10.	Realización
11.	Rendimiento
12.	Satisfacción
17.	Tiempo
FACTOR 3: INTRAPSIQUICO	
13.	Resolución
14.	Motivación
15.	Curiosidad
16.	Anhedonia
18.	Objetos
19.	Actv. Cotidianas
20.	Empatía
21.	Interacción

Descripcion de la escala

La QLS es una escala tipo "rating" con 27 items que forman 4 grandes apartados o complejos sintomáticos (tabla 1). Los items han de ser valorados a través de una entrevista clínica de tipo semiestructurada que ofrece información sobre el funcionamiento del sujeto durante las 4 últimas semanas. Cada item es valorado en una escala de 7 puntos (0 a 6).

En el protocolo de la escala se incluye una breve descripción de cada ítem y una serie de sugerencias respecto a las respuestas y situaciones típicas de cada puntuación que ayuda al entrevistador en el juicio que ha de hacer. Las valoraciones específicas varían en cada ítem, pero en términos generales los valores altos de la escala (puntuación 5 y 6) reflejan un funcionamiento normal, mientras que los bajos (0 y 1) reflejan deterioro severo en la función estudiada.

Posteriormente se suman todas las puntuaciones obtenidas en los diversos ítems de un complejo sintomático y se dividen por la puntuación máxima que el sujeto podría haber obtenido. Se obtiene así un número decimal que oscila entre el 0 y el 1.

En principio la QLS está diseñada sólo para los pacientes que se encuentran fuera de la institución, ya que en sujetos hospitalizados existe la imposibilidad de contestar a algunos ítems (relación social u actividad sexual) y aunque la fuente principal de información lo debe constituir el propio paciente (en el apartado de las funciones intrapsíquicas no puede ser de otra manera), no se descarta, como es habitual, recabar de otras fuentes e informadores. Se puede valorar cada escala y posteriormente obtener una puntuación global de cada grupo sintomático.

Los cuatro complejos sintomáticos valorados en la escala son los siguientes:

1. *Fundamentos Intrapsíquicos*: en este apartado se elaboran juicios clínicos respecto a las dimensiones de conciencia, cognición y afectividad, que parecen ser importantes en el déficit de la esquizofrenia.

2. *Relaciones Interpersonales*: evalúan en general la capacidad de experiencia social del enfermo, no sólo en sus aspectos más concretos como los contactos sociales, sino también en su significación psicológica como la capacidad de intimar.

3. *Factor Instrumental*: se considera la valoración del paciente en el papel de estudiante, trabajador, ama de casa, etc. La extensión de su funcionamiento, su nivel de logros y la satisfacción alcanzada en estos.

4. *Uso de objetos y actividades diarias*: se valora la utilización de objetos de uso común, basándose en la creencia de que una fuerte participación en la comunidad se refleja por el nivel de compromisos y costumbres comunes con los otros miembros de esta comunidad. Lógicamente se han seleccionado aquellos objetos y costumbres más representativas y habituales.

Muestra

Esta investigación ha sido realizada con una muestra de 100 sujetos, con diagnóstico de esquizofrenia, según el criterio del DSM-III-R, estando compuesta por un 48% de paranoides, 22% desorganizada, 16% residual, 12% indiferenciada y un 2% catatónica. Todos los pacientes de la muestra provenían de la consulta ambulatoria del Instituto Municipal de Psiquiatría de Barcelona, y estaban siendo visitados por el mismo equipo clínico.

Los sujetos eran varones en un 72% y estaban solteros en un 79%, mientras que el 21% restante estaba casado o separado en igual proporción.

En el momento de pasar la escala un 58% de los sujetos no tenían ninguna ocupación, un 17% realizaba un trabajo remunerado, otro 17% no recibía ninguna compensación económica por su trabajo y sólo un 8% se encontraba estudiando.

En cuanto a la clase social de los pacientes: un 28% pertenecían a clase baja, un 27% a la clase media-baja y un 13% a la clase media. Existía una representación muy minoritaria de las clases marginal y media-alta, siendo de un 1% cada una. Y por último tenemos un 30% de sujetos de los que no poseemos datos de su posición económica.

La totalidad de la muestra estaba constituida por enfermos crónicos con mal pronóstico y deterioro desde una perspectiva clínica.

La media de edad de los pacientes era de 32 años y la duración media de la enfermedad hasta la evaluación era de 9.8 años. La edad de inicio media de la enfermedad era de 22.2 años.

RESULTADOS

Para el estudio de la fiabilidad, se ha calculado el coeficiente Alpha, obteniéndose un valor de .9634, que es un índice de la consistencia interna de los elementos del test (Nunnally,1987). También se ha calculado la correlación ítem-total que ha de ser interpretada como un índice de homogeneidad, indicando coherencia interna entre ese ítem y el resto de los ítems que componen la prueba. En general se obtienen correlaciones muy altas (tabla 4). Así, se observa que la correlación ítem-total más pequeña corresponde a la variable hogar, aunque su valor es aceptable.

TABLA 4. Media, desviación standard i fiabilidad: (α =.965)

	Media	Std. dev	Corrected item/total correlation
1. hogar	4.0	1.29	.54
2. inter	2.95	1.31	.56
3. conoc.	2.44	1.51	.74
4. actv	2.8	1.19	.69
5. rol	2.84	1.09	.71
6. inic.	2.02	1.16	.78
7. retrai.	2.83	1.24	.82
8. soc/sex	1.98	1.22	.67
9. ocup	2.09	1.58	.73
10.trab	1.93	1.46	.84
11.rend	1.90	1.41	.82
12.satif.	2.76	1.79	.65
13.resol.	2.37	1.23	.72
14.motv	2.65	1.22	.78
15.curio	2.88	1.09	.80
16.anhed	2.63	1.06	.81
17.tiemp	2.09	1.47	.71
18.objt	3.38	1.27	.78
19.cotid	3.25	1.35	.75
20.empat	3.15	1.40	.78
21.interac	3.52	1.19	.80

Tanto el análisis factorial exploratorio como el confirmatorio fueron elaborados a partir de una matriz de correlaciones Kendall (Tau), que se aplica con datos medidos con escala ordinal. Como nuestra escala es de tipo rating y puesto que las variables (ítems de la escala) no se distribuyen normalmente, hemos creído más conveniente utilizar este tipo de coeficiente no paramétrico (Siegel,1975).

El ACF ha sido realizado mediante el programa Lisrel, (Jöreskog, 1981; Jöreskog & Sörbom, 1985).

Evaluación de los modelos

Como los modelos hipotetizados han de ser considerados como representaciones imperfectas de la realidad, la evaluación del modelo comprende juzgar en base a criterios estadísticos y conceptuales, la mejor aproximación del modelo a los datos observados. Los criterios estadísticos que se van a utilizar en la evaluación serán basados en los siguientes índices: χ^2 , χ^2 , Bentler & Bonett's (1980) normed index, GFI, RMSR, Valores T y residuales normalizados. Estos índices nos permitirán evaluar el ajuste de los modelos teóricos propuestos a los datos obtenidos. Los parámetros fueron estimados por el método de máxima verosimilitud.

Como puede observarse en la tabla 5, donde figuran los índices de ajuste de los modelos, el tercero propuesto por nosotros cumple todos los requisitos para ser considerado el único aceptable. En los resultados siguientes se especifican los valores para dicho modelo. En la tabla 6 se reproduce los valores de las lambdas que nos indican la carga factorial de cada ítem en los diferentes factores. Todos los parámetros estimados son significativos con una $p < .05$ (los valores de T oscilan entre 2,102 y 11,328). Los coeficientes entre los ítems y los factores pueden interpretarse como índices de validez respecto a la capacidad del ítem para medir lo que pretende. El análisis de los residuales normalizados indica que no hay ningún valor superior a 2, lo que ha de ser interpretado como un buen índice de ajuste del modelo. En la tabla 7 figura la matriz de correlaciones entre factores, donde se han encontrado valores altos como era de esperar, estando todos los factores o variables apuntando hacia un factor general de deterioro.

TABLA 5: Índices de ajuste de los modelos

	df	χ^2	χ^2 / df	GFI	RMSR	BBI
Modelo 1 (Heinrichs,84)	189	1722 p= 0.00	9.1	.165	.479	0
Modelo 2	180	433.2 p= 0.00	2.4	.813	.049	.74
Modelo 3	169	128.4 p=0.991	.76	.894	.044	.925
Modelo Nulo	189	1722 p= 0.00	9.1	.165	.479	

TABLA 6: Matriz de cargas factoriales de cada ítem, según el modelo 3 propuesto (ACF), realizado mediante el programa Lisrel VI

	-LISREL ESTIMATES (MAXIMUM LIKELIHOOD) LAMBDA X		
	KSI 1 <i>Intrapsiqui</i>	KSI 2 <i>Interper</i>	KSI 3 <i>Instrument</i>
1.HOG	.000	.531	.000
2.INT	.000	.680	.000
3.CONOC	.000	.725	.000
4.ACTV	.000	.803	.000
5.ROL	.000	.754	.000
6.INIC	.300	.544	.000
7.RETRA	.325	.574	.000
8.SOCI	.268	.355	.000
9.OCUP	.000	.000	.817
10.REAL	.000	.000	.904
11.REND	.000	.000	.838
12.SATIS	.000	.000	.697
13.RESOL	.488	.000	.247
14.MOTV	.796	.000	.000
15.CURIO	.417	.000	.374
16.ANHE	.356	.000	.317
17.TIEM	.000	.000	.731
18.OBJ	.847	.000	.000
19.COTID	.803	.000	.000
20.EMPAT	.822	.000	.000
21.INTER	.832	.000	.000

TABLA 7: Matriz de correlaciones entre factores

PHI	KSI 1	KSI 2	KSI 3
KSI 1	1.000		
KSI 2	.740	1.000	
KSI 3	.710	.723	1.000

El error de estimación de cada variable (δ) puede interpretarse como la cantidad de varianza del ítem que no explica el modelo. En la mayoría de los casos el error estimado es pequeño, con la excepción de los ítems "hogar" y "socio sexual" en que los valores son altos .712 y .661 respectivamente.

En la tabla 8, aparece la correlación múltiple al cuadrado de cada variable, que es un índice de la fiabilidad del ítem y se corresponde, con la cantidad de varianza de ese ítem que es capaz de explicar el modelo predicho. Es la variable 1 la que parece tener un valor más bajo, siendo en los demás aceptable. En la tabla 9 aparecen los valores de las correlaciones entre los errores estimados, habiéndose encontrado una correlación anormalmente alta entre "interacción" y "anhedonia".

TABLA 8: *Correlaciones múltiples de cada ítem*

SQUARED MULTIPLE CORRELATIONS FOR X - VARIABLES					
HOG	INT	CONOC	ACTV	ROL	INIC
.288	.463	.525	.642	.569	.627
RETRA	SOCI	OCUP	REAL	REND	SATIS
.712	.339	.667	.818	.702	.464
RESOL	MOTV	CURIO	ANHE	TIEM	OBJ
.471	.645	.573	.338	.533	.717
COTID	EMPAT	INTER			
.645	.676	.642			

TABLA 9: *Correlaciones entre los errores estimados*

Theta	v16-v15 :	.184
"	v21-v16 :	-.366
"	v21-v20 :	.109
"	v16-v12 :	.189
"	v21-v2 :	.153
"	v16-v1 :	.163
"	v12-v11 :	.136
"	v17-v15 :	.111
"	v16-v4 :	-.057
"	v14-v2 :	.051
"	v17-v9 :	.126

DISCUSION

Esta investigación pretendía evaluar la validez factorial de la escala. Hemos visto en el apartado anterior como el modelo original que proponen los autores no se ajusta a los datos obtenidos en nuestra muestra. El modelo que presentamos no es muy distinto al de los autores, aunque si diferente en algunos aspectos.

Tal como hemos señalado en nuestra investigación la escala queda reducida a tres factores. En primer lugar, el factor que queda más claramente definido en ambos estudios es el instrumental (ítems 9-12, modelo inicial; 9-12,17 en el nuestro). Si observamos la carga de este ítem 17 "utilización del tiempo" en la matriz original de los autores ya se observa que tiene un peso mayor en el factor instrumental (.59 frente a .27 en el intrapsíquico) fenómeno que ha vuelto a aparecer en nuestros análisis. Es posible que los autores decidieran incluir dicho ítem en el factor intrapsíquico por validez de constructo, pero nosotros y a partir de nuestro EFA nos hemos decidido a incluirlo en el factor instrumental. De hecho tal como está planteado en la escala, este ítem se aproxima más a la evaluación de una conducta específica (el tiempo que usa en actividades concretas) que no a un factor intrapsíquico, de ahí que si el deterioro instrumental es alto, también será alta la pérdida de tiempo del sujeto.

En cuanto al factor interpersonal, aparecen los mismos ítems que en la estructura original de los autores (ítems 1-8). Vuelve a ocurrir, como en el estudio original, que el ítem 1, "relaciones con la familia", está menos asociado con los otros ítems de este factor. Esto refleja la tendencia de estos pacientes a relacionarse extensivamente con miembros de la familia y poco con relaciones externas, y a la vez otro grupo de pacientes con comportamiento opuesto (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984). Desde este punto de vista dicho ítem resulta poco discriminativo, al menos en la valoración del deterioro. Hay que recordar que por el contrario, este ítem ha sido ampliamente relacionado con el mantenimiento de la mejoría en los episodios agudos de la enfermedad con prevalencia de síntomas positivos.

Una situación parecida se nos presenta con el ítem 8, "relaciones sociosexuales", que en el estudio original carga menos, sugiriendo que el ajuste sexual es variable con relación a los otros ítems del factor interpersonal. En nuestro modelo también se estima su parámetro para el factor intrapsíquico. Aparentemente pues, este ítem es también poco discriminativo. Ello es contradictorio con las ideas expuestas por algunos autores que encuentran que dicho factor es el mejor predictor de deterioro social. Las diferencias se podrían explicar por las distintas concepciones en las escalas utilizadas y las desiguales características de las muestras ya que en nuestro caso se trata de enfermos ya deteriorados y no de pacientes en fases agudas a los que se busca predecir su futura evolución.

También hay que decir que los ítems 6, 7 han puntuado más bajo que en el modelo original siendo menos discriminativos que los otros ítems del factor.

Por lo que respecta al último factor, el intrapsíquico, al igual que ocurrió en el artículo original, es el que presenta más problemas. Desde un principio su planteamiento teórico ya es demasiado amplio, pues se elabora para intentar aunar los déficits cognitivos, conativos y afectivos que parecen ser nucleares en el déficit esquizofrénico (Heinrichs, Hanlon y Carpenter, 1984). Son los ítems 13,14 15,16 20,21, en nuestro modelo.

Los ítems que cargan mejor son los de interacción con el entrevistador, empatía y motivación. Con el 13, nivel de realización nos ocurre como en el artículo original, también carga fuertemente en el factor instrumental. Heinrichs, Hanlon y Carpenter (1984), dicen que esto refleja la propensión de los sujetos a formular sus metas y planes futuros y lograrlos en las áreas del trabajo o carrera. También proponemos la misma explicación para los ítems 15 y 16 "curiosidad" "anhedonia".

A explicar queda la desaparición del factor 4 del modelo original de acuerdo con los resultados obtenidos en los anteriores apartados, en el cual aparecían los ítems 18 y 19 "uso de objetos" y "actividades cotidianas" y que en nuestro caso, sorprendentemente, se incorporan al factor de "fundamentos intrapsíquicos".

Los propios autores indican al analizar dicho factor que al ser designado para cubrir una multitud de elementos intrapsíquicos, no habría que esperar que compartiesen un sólo factor al modo que parece que lo hagan el interpersonal y el instrumental. Así nosotros proponemos

considerarlo como un constructo pluridimensional, en el que una de las dimensiones que subyace sería la capacidad del individuo de participar en el modo de vida cotidiano, (uso de objetos (18), y participar de actividades cotidianas (19) típicas), a modo de equilibrio adaptativo básico con el medio. La otra dimensión del constructo sería la más nuclear y que parece ser la que da una riqueza superior a la vida interna del individuo, ítem de motivación, empatía e interacción. La tercera dimensión y más cercana al factor instrumental sería la capacidad de resolución, curiosidad y anhedonia. Así pues este factor estaría construido en forma piramidal, de tal manera que unos ítems que evalúan elementos como motivación, empatía e interacción estarían en la base de otros como resolución, curiosidad y anhedonia que se concretan en conductas específicas: uso de objetos y actividades.

La alta fiabilidad encontrada, tanto del coeficiente alpha como de las correlaciones ítem-total, parece indicar la posible unidimensionalidad de la escala, apuntando hacia un factor general de deterioro social. Además los ítems de la escala demuestran gran consistencia interna. Esto nos permite asegurar que la QLS es un instrumento muy fiable para la evaluación del deterioro social en pacientes esquizofrénicos.

Agradecemos al Prof. Juan Guardia i Olmos de la Univ. de Barcelona y al Prof. Pere Juan Ferrando de la Univ. de Tarragona su asesoramiento y colaboración metodológicas, sin la cual este trabajo no hubiera sido posible.

Referencias

- Andreasen, N.C. (1982). Negative vs. positive schizophrenia: Definition and validation. *Archives of General Psychiatry*, 39, 789-794.
- Bentler, P. M., y Bonett, D.G. (1980). Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Frazen, M. D. (1989). *Reliability and validity in neuropsychological assessment*. Nueva York: Plenum Press.
- Hönrichs, D. W., Hanion, T. E., y Carpenter, W.T. (1984). The Quality of Life Scale: An Instrument for Rating the Schizophrenic Syndrome. *Schizophrenia Bulletin*, 10 (3), 388- 398.
- Huba, G. J., Wingard, J. A., y Bentler, P. M. (1981). A comparison of Two Latent Variable Causal Models for Adolescents Drug Use. *Personality and social Psychology*, 40, 180-193.
- Jarne, A. Sanz, A. y Gene, R. (1990). Aspectos psicosociales del deterioro en la esquizofrenia. *Revista de psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona v. XVII n. 2* 88-92
- Jöreskog, K. G. (1981). The use of structural Equations Models in Evaluation Research. Conference in the Social Research in the social sciences, Florida.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (1985). *Lisrel VI: Analysis of Linear Structural Relationships by the method of maximum Likelihood. User's Guide*. Uppsala, Suecia University of Uppsala.
- Leff, J.P. (1983). Chronic syndromes of schizophrenia. *Handbook of Psychiatry*, 1, 13-16.
- Long, J. S. (1983). *Confirmatory Factor Analysis*. Beverly Hills, CA.: Sage.
- Malm, U., May P.R.A y Denckler, S.J. (1981). Evaluation of the quality of life of the schizophrenic outpatient: A checklist. *Schizophrenia Bulletin* 7: 477-487.
- Montero, I., Bonet, A., Puche, E. y Gómez Beneyto, M. (1988). Adaptación española del DAS II. *Psyquis IX* 175-180.
- Meyer, A. (1922). Constructive formulation of schizophrenia. *American Journal of Psychiatry*, Citado por Colodron, A. Las Esquizofrenias. 1983. Madrid, Siglo XXI
- Nunnally, J. C. (1987). *Teoría Psicométrica*. México: Trillas.
- Overall, J.E. y Gorham, D. (1962). Brief psychiatric rating scale. *Psychological Reports*, 10, 799-812.
- Siegel, S. (1975). *Estadística no paramétrica*. México: Trillas.
- Weissman, M.M. (1975). The assessment of Social adjustment. A review of techniques. *Arch. Gen. Psychiatry* 32: 357-365.
- Weissman, M.M.; Sholom, D.; John, K. (1981). The assessment of Social adjustment. An update. *Arch. Gen. Psychiatry* 38: 1250-1258.
- World Health Organization (1985). A procedure and schedule for the assessment of disability in patients with severe psychiatric disorders. (Who Disability Assessment Schudele) Who, Geneva.