

Valoración psicométrica de la Escala de Severidad de la Dependencia a partir de dos modelos de análisis: la Teoría Clásica de los Test y la Teoría de Respuesta al Ítem

I. Iraurgi, O. Lozano, F. González-Saiz y J. Trujols

Ioseba Iraurgi Castillo pertenece al Módulo de Asistencia Psicosocial de Rekalde, Bilbao y es Consultor de la Dirección de Drogodependencias del Gobierno Vasco. Oscar Lozano Rojas trabaja en la Fundación Andaluza para la Atención e Incorporación Social de Sevilla y en la Universidad de Huelva. Francisco González-Saiz es de la Fundación Andaluza para la Atención e Incorporación Social de Sevilla. Joan Trujols Albet trabaja en la Unidad de Conductas Adictivas del Hospital de la Santa Cruz y San Pablo de Barcelona.

Introducción

La valoración de la dependencia a sustancias es un asunto central en el ámbito de las adicciones. La teoría que articula este constructo se desarrolla a partir de la conceptualización del síndrome de dependencia alcohólica de los trabajos de Edward y Gross (1976), cuya adaptación al resto

de sustancias psicoactivas ha servido de base a los sistemas nosológicos CIE-10 y DSM-IV. Ambas taxonomías han adoptado el concepto de dependencia como un conjunto de síntomas físicos, psicológicos y conductuales relacionados entre sí. La operativización de tales síntomas ha permitido el desarrollo de numerosos instrumentos de medición que, en mayor o menor medida, abarcan los contenidos especificados en las mismas. Como resultado, actualmente los profesionales del ámbito de las drogodependencias disponen de una amplia batería de instrumentos que miden este constructo (González-Saiz, Iraurgi y Martínez-Delgado, 2006).

Una de las escalas actualmente utilizadas para la medición de este constructo es la *Severity of Dependence Scale* (SDS). Esta escala fue desarrollada por el grupo de Gossop (1995, 1997) y su objetivo es medir los componentes psicológicos de la dependencia. Consta de cinco ítems

que aportan una valoración dimensional y sitúa a las personas en un continuo según el grado de severidad.

La SDS ha sido objeto de diversos estudios psicométricos llevados a cabo sobre distintas muestras de consumidores. Gossop y colaboradores (1995) diseñaron el instrumento y comprobaron sus propiedades métricas sobre muestras de consumidores de cocaína y de heroína, mostrando adecuados índices de fiabilidad y evidencias de validez de las puntuaciones. González-Saiz y Salvador-Carulla (1998) realizaron el primer estudio de validación sobre la versión española de esta escala. Posteriormente, el grupo de De las Cuevas (2000) realizó un estudio de validación sobre pacientes consumidores de benzodiacepinas, mostrando la relación con la *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI). Topp y Mattick (1997), y Kaye y Darke (2002) han estudiado las propiedades psicométricas de esta escala sobre pacientes consumidores de anfetaminas y cocaína, respectivamente, señalando un *cutt-off* (punto de corte) para la distinción entre dependencia vs no dependencia. Asimismo, otros estudios han aportado evidencias de la validez de la SDS en su aplicación a consumidores de cannabis (Martin, Copeland, Gates y Gilmour, 2006; Hides, Dawe, Young y Kavanagh, 2007) y alcohol (Lawrinson, Copeland, Gerber y Gilmour, 2007).

Las adecuadas propiedades psicométricas aportadas junto a la rapidez de aplicación de la escala, son motivos que justifican la difusión que está alcanzando su uso tanto en la práctica clínica como en la investigación epidemiológica (Strang, Griffiths, Powis y Gossop, 1999; Ferri, Marsden, De Araujo, Laranjeira y Gossop, 2000; Barrio et al., 2001).

Todos los estudios citados tienen en común que la teoría psicométrica utilizada para modelar las respuestas ha sido la Teoría Clásica de los Tests (TCT). La TCT surge del modelo lineal de Spearman y tiene como base la definición de unos postulados teóricos considerados débiles (Lord, 1980; Hambleton, Swaminathan y Rogers, 1991). Su principal limitación es que la medida de una variable depende de la muestra de sujetos y del test utilizado. Esto plantea problemas a la hora de interpretar los resultados. Por un lado, los estadísticos que muestran las características psicométricas de un test (fiabilidad, error, correlaciones con otros tests, etc.) dependen de la muestra sobre la que se aplica. Por otro lado, los ítems utilizados en un test delimitan las puntuaciones obtenidas por los sujetos, de ahí que las comparaciones entre individuos o grupos estén limitadas a que todos hayan respondido al mismo test.

Como alternativa a estos problemas de la TCT, surge un nuevo enfoque psicométrico denominado *Teoría de Respuesta al Ítem* (TRI) (Lord, 1980; Hambleton y Swaminathan, 1985; Hambleton, Swaminathan y Rogers, 1991; Navas, 1994). La TRI agrupa un conjunto de modelos probabilísticos que comparten la asunción de que existe una relación funcional entre los valores de la variable que miden los ítems del test y la probabilidad de responder a una determinada opción de respuesta. Es

decir, establece una asociación entre la habilidad subyacente de las personas en el rasgo medido y la probabilidad de respuesta a un ítem particular. La principal ventaja de esta aproximación radica en la invarianza de la medida (Lord, 1980; Hambleton y Swaminathan, 1985; Muñiz, 1990; Smith y Suh, 2003), lo que significa que los parámetros de las personas e ítems son independientes del conjunto de ítems utilizados (invarianza respecto al test) y de la muestra de participantes (invarianza respecto a los sujetos), respectivamente. Otras de las aportaciones relevantes de esta teoría es la obtención de medidas en escala de intervalo, lo que en el ámbito clínico permite la cuantificación del cambio que se produce en los pacientes tras las intervenciones terapéuticas (Cella y Chang, 2000; Bezruczko, 2005). La TRI también permite conocer la calibración de los ítems a lo largo del continuo, la probabilidad de respuesta de un sujeto a cada alternativa, aporta un error de medida individual para cada ítem y persona, estudiar la precisión de ítems y test a través de la Función de Información, y además aporta novedades en la construcción de tests como los tests adaptativos informatizados o los bancos de ítems (Navas, 1994).

Tales herramientas permiten el análisis y construcción de tests que maximicen su eficiencia en el contexto del constructo que se desea medir, lo que propicia que cada vez más escalas sean desarrolladas y analizadas desde la TRI, especialmente en el ámbito de la salud (Cella y Chang, 2000; Patrick y Chiang, 2001; Bezruczko, 2005). Sin embargo, su análisis es más complejo e implica un mayor tiempo y conocimiento psicométrico que el realizado desde la TCT. Además, algunos autores señalan que si se utiliza la TCT para el análisis de ítems y la medición de los sujetos, los resultados aportados por ambas aproximaciones son bastante similares (Fan, 1998; Stage, 1998; 2003).

Considerando las ventajas y limitaciones de ambas perspectivas psicométricas, para escalas como la SDS con un uso frecuente en el ámbito clínico, una opción viable puede consistir en conocer cómo se comportan psicométricamente cuando son analizadas con la TRI. En la medida en que los resultados se asemejen a los obtenidos con la TCT, los clínicos dispondrán de suficientes garantías de las bondades métricas de la misma.

En este contexto, el objetivo del presente estudio es conocer las propiedades psicométricas de la SDS aplicada a una muestra clínica de consumidores de heroína en tratamiento con metadona. Las propiedades métricas van a ser analizadas desde la perspectiva de la TCT y la TRI, mostrando las aportaciones de cada teoría y discutir su utilidad en el contexto del ámbito clínico.

Método

Diseño

Estudio descriptivo transversal mediante encuesta con muestra probabilística.

Muestra

La población de estudio está formada por pacientes atendidos en Programas de Mantenimiento con Metadona (PMM) que acudían a un dispositivo de dispensación. Fue criterio de inclusión la permanencia en el PMM durante un período mínimo mayor de seis meses, el seguimiento clínico en algún centro acreditado y la voluntariedad del paciente para realizar las entrevistas. No accedieron a la realización de la entrevista aquellos usuarios que por motivos de su patología estaban impedidos para acudir a un centro de dispensación. Tampoco aquellos que no firmaron un consentimiento informado de participación en el estudio.

A partir del censo de población de usuarios de PMM en el País Vasco (Osakidetza, 2004) se consideró necesario una extracción muestral de 504 usuarios para el supuesto más desfavorable ($p=q$) y un error de estimación máximo de $\pm 4\%$. Se contactó con los centros dispensadores colaboradores y se realizó una extracción aleatoria de los participantes. El trabajo de campo lo realizaron entrevistadores entrenados y fueron supervisados por un jefe de campo. Se entrevistaron un total de 557 usuarios, observándose un nivel de rechazo del 5,7% (32 sujetos se negaron a participar). Fueron eliminados 38 pacientes que llevaban menos de seis meses en tratamiento, resultando una muestra final de 519 pacientes, lo que supone una reducción del error de muestreo considerado inicialmente hasta un 3,7%.

Instrumentos

Para cubrir los objetivos del estudio se utilizó la versión adaptada al castellano de la SDS por González-Saiz y Salvador-Carulla (1998). La SDS está compuesta por cinco ítems cuya respuesta es codificada mediante una escala tipo Likert, con un rango de puntuaciones de 0 a 3. La puntuación total de la SDS tiene, por tanto, un rango de 0 a 15 puntos y una mayor puntuación indica un mayor grado de dependencia de la droga considerada.

En su adaptación al castellano, estos autores utilizaron un proceso de traducción-retrotraducción y aplicaron la SDS adaptada a un grupo de 62 pacientes con dependencia a opiáceos. Encuentran una adecuada fiabilidad test-retest (correlación intraclase de 0,72) pero una moderada consistencia interna (alpha de Cronbach de 0,55), un bajo criterio de validez concurrente (correlación de Pearson de 0,48 con el índice de definición para el diagnóstico de Trastorno por Dependencia de Opiáceos según criterios DSM-III-R), además de una estructura bifactorial contraria a la unidimensionalidad propuesta por los autores de la escala.

También se recogieron otras variables de interés obtenidas a través de un cuestionario *ad hoc*, que recopilaba información sobre: a) aspectos sociodemográficos; b) historia del consumo de sustancias y situación orgánica; c) aspectos legales-judiciales; d) aspectos relacionales y sociales; y e) hábitos y conductas de riesgo.

Análisis estadísticos

Análisis desde la Teoría Clásica de los Test (TCT)

El primer paso dentro de este modelo de análisis ha consistido en revisar la distribución de los ítems que integran la SDS, calculándose la proporción de no respuestas, la media, desviación estándar, el índice de asimetría y la proporción de respuesta a cada valor de puntuación. Para la escala total, también se han calculado los valores mínimo y máximo alcanzados, así como la proporción de los individuos con la puntuación teórica máxima (efecto techo) y mínima (efecto suelo).

Una vez descritas las características de las distribuciones de cada ítem y escala total se procedió al análisis de la estructura o constructo de la escala. Como primer paso, se realizó un análisis factorial de componentes principales (Gorsuch, 1983; Pett, Lackey y Sullivan, 2003). Para comprobar el grado de interrelación de las variables se calculó el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Barlett (χ^2). Se consideraron aquellos factores con valores propios (Eigenvalue) superiores a 1, según el criterio de Kaiser, presentándose el gráfico de sedimentación resultante. Para la interpretación de las dimensiones subyacentes se presentan las comunalidades y cargas factoriales, considerándose aquellos ítems con saturación superior a 0,40.

Para el estudio de la consistencia o coherencia interna de la escala, se ha calculado la matriz de correlaciones inter-ítems y el coeficiente de fiabilidad alfa (α) de Cronbach. En conjunto, se han calculado las correlaciones de Spearman entre los ítems componentes de la SDS, y entre cada uno de éstos y el total de la escala. Asimismo, se han calculado los coeficientes de correlación semiparcial (r_{sp}) de los cinco ítems con el índice sumario de la SDS utilizando un modelo de regresión múltiple. Finalmente, se ha calculado la fiabilidad del constructo (Cea, 2002) y el total de varianza a partir de los coeficientes lambda estandarizados y sus respectivos errores de media resultantes del análisis factorial. Todos los análisis realizados desde esta perspectiva se han realizado con el programa SPSS en su versión 12.

Análisis desde la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI)

El modelo de TRI aplicado ha sido el Modelo de Escalas de Clasificación (Andrich, 1978), que pertenece a la familia de modelos de Rasch (Rasch, 1960). Su aplicación se ha realizado con el programa WINSTEPS (Linacre, 2007), que implementa un procedimiento de máxima verosimilitud incondicional para la estimación de los parámetros

de ítems y personas. La medida resultante se expresa en la escala logit. Para conocer si los datos se ajustan al modelo, el programa aporta como estadísticos de ajuste los residuales cuadráticos medios (RSM) y estandarizados (RSME) $N(0,1)$. Estos estadísticos de ajuste son expresados por el programa WINSTEPS a través de los índices INFIT y OUTFIT (Linacre, 2002). El INFIT o estadístico de ajuste interno es sensible a comportamientos inesperados de los ítems situados próximos al nivel de habilidad de los sujetos. El OUTFIT o estadístico de ajuste externo es sensible a comportamientos inesperados de los ítems situados lejos del nivel de habilidad de los sujetos. La obtención de valores de RSM comprendidos entre 0,6 y 1,4, y de RSME entre -2 y +2 es interpretada como un ajuste aceptable (Wright y Linacre, 1994).

Por último, y como se ha señalado previamente, la invarianza de los parámetros es una de las principales ventajas de la TRI. Para analizar la invarianza de los parámetros de los ítems se optó por dividir aleatoriamente la muestra de participantes en dos submuestras de similar tamaño. En cada una de éstas se calculó los parámetros de los ítems, y se llevó a cabo una regresión lineal simple entre los valores β obtenidos. Para comprobar la invarianza, los valores de los coeficientes β y sus errores estándar han de ser similares en ambas submuestras, el valor de la constante aproximarse a cero y, por otra parte, la correlación entre el conjunto de parámetros (correlación β) y la pendiente de la recta (B) aproximarse al valor unidad.

Resultados

Características de la muestra

La muestra de estudio ($n= 519$) está constituida en su mayoría por hombres (78,4%) y presenta una edad media de 34 años ($DE= 5,1$). Los participantes son principalmente solteros (54,1%) y con convivencia en la familia de origen (50,9%). Tienen escasa formación académica (un 73,2% sólo alcanza estudios primarios) y se hallan en situación de paro (un 34,5% con subsidio, y un 31,2% sin el). Un 89,4% de los usuarios refiere haber sido detenido en alguna ocasión, y en un 50,7% de los casos han estado en prisión. El índice de severidad social ha mostrado un valor medio de 5,78 ($DE= 2,1$) sobre un rango entre 0 y 10.

La media de años desde que se iniciaron en el consumo de opiáceos es de 15,4 ($DE= 5,2$) años, con un rango intercuartil (RI) entre 11 y 19 años. La permanencia media en el programa de metadona es de 33,2 ($DE= 23,1$) meses ($IR= 14-48$); con una dosis media de 64,1 ($DE= 30,1$; $IR= 40-80$) mg/día. El 93,1% de los sujetos han realizado algún tratamiento previo por su adicción a la heroína, siendo la modalidad más utilizada el dispositivo de salud ambulatorio (76,1%), seguido de la unidad hospitalaria de desintoxicación (33,7%) y de la comunidad terapéutica (44,3%). Durante el último mes, un 25,5% de los casos han consu-

mido heroína y un 41,6% otras drogas (cocaína, otros estimulantes o alcohol).

Respecto al estado orgánico, un 51,4% de los participantes presentan marcadores serológicos de VIH y el 84,4% a hepatitis (un 5,7% VHC, un 14,8% VHB y un 63,9% de ambos); un 14,5% han sido diagnosticado en alguna ocasión de tuberculosis, un 25,8% han tenido una sobredosis alguna vez y un 24,9% han sido diagnosticados y tratados por otras patologías psiquiátricas. El índice compuesto del estado de salud, con un rango entre 0 y 10 puntos, ha mostrado una media de 5,11 (DE= 2,8).

Atendiendo a las conductas de riesgo, un 31,6% refieren haber utilizado en sus últimos consumos la vía inyectada, existiendo en un 6,7% conductas de riesgo a este respecto (presta la jeringuilla y/o utiliza la usada por otro). Practican conductas sexuales de riesgo un 35,1%, existiendo en conjunto una prevalencia de conductas de riesgo del 37,2%.

La valoración de la calidad de vida percibida a través de la escala analógico-visual ha mostrado un valor medio de 5,56 (DE= 2,14) con un rango intercuartil de 4,1 a 7 puntos.

TABLA 1
Estadísticos descriptivos de los ítems componentes y de la puntuación global de la SDS

Ítems de la SDS (N= 519)	% Casos Perdi- dos	Valores asumidos (%)				Asimetría	Media	D.E.
		0	1	2	3			
1. Consumo de heroína fuera de su control	12,9	57,6	20,4	7,3	1,7	1,54	0,46	0,73
2. Preocupación por posibilidad de no conseguir una dosis	12,9	62,4	14,1	8,5	2,1	1,71	0,43	0,76
3. Preocupación por el consumo de heroína	12,9	56,1	18,1	8,9	4,0	1,45	0,55	0,85
4. Deseo de dejarlo	15,8	42,4	11,4	15,2	15,2	0,58	1,04	1,18
5. Dificultad para dejarlo o mantenerse sin consumo	15,0	32,6	27,0	24,3	1,2	0,27	0,93	0,85
			Efecto suelo	Efecto techo				
SDS Total	16,2	23,7	0,4	0,77	3,47	3,38		

Análisis desde la Teoría Clásica de los Tests (TCT)

Análisis de los ítems

Los datos descriptivos de cada uno de los ítems de la SDS y de la puntuación total de la escala se presentan en la Tabla 1. Sobre la muestra total de 519 sujetos participantes en el estudio se ha producido una pérdida del 16,2% para los cuales no se ha podido calcular la puntuación total de la SDS. La distribución de proporciones muestra en todos los ítems la mayor concentración de respuestas en el valor '0' localizándose claramente la mediana en este valor para los tres primeros ítems. En conjunto, se aprecia homogeneidad en la distribución de puntuaciones de los tres primeros ítems de la SDS, mostrando un comportamiento diferente los ítems 4 y 5, con distribuciones distintas a su vez. Respecto a la puntuación total de la SDS, se observa una media de 3,47 (sobre un máximo de 15 puntos), una distribución con asimetría positiva y un efecto suelo y techo de 23,7 y 0,4 respectivamente.

TABLA 2

Análisis de consistencia interna (fiabilidad) y de validez convergente. Coeficientes de correlación de Spearman (r_s) y Semi-Parcial (r_{sp})

Ítems de la SDS	SDS					To- tal	r_{sp}	Alpha
	1	2	3	4	5			
1. Consumo de heroína fuera de su control	1,00					0,77	0,15	0,75
2. Preocupación por la posibilidad de no conseguir una dosis	0,70	1,00				0,74	0,14	0,75
3. Preocupación por el consumo de heroína	0,62	0,69	1,00			0,82	0,16	0,73
4. Deseo de dejarlo	0,50	0,39	0,56	1,00		0,82	0,28	0,81
5. Dificultad para dejarlo o mantenerse sin consumo	0,32	0,40	0,39	0,28	1,00	0,67	0,22	0,82

Alpha de Cronbach para el total de la escala: $\alpha = 0,81$

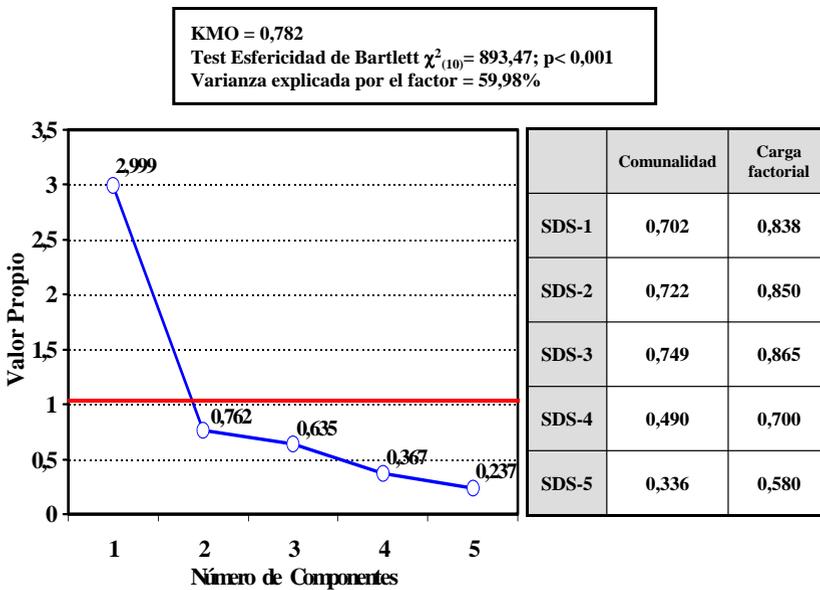
Consistencia interna y correlación ítem-total

La fiabilidad de la escala (Tabla 2) muestra un coeficiente alpha de Cronbach de 0,81, y la eliminación de alguno de sus ítems no consigue mejorar sustancialmente el valor de dicho coeficiente. La fiabilidad del constructo alcanza un coeficiente de 0,83, con una varianza extraída del 51,3%.

El análisis de la matriz de correlaciones inter-ítems muestra en todos los casos asociaciones positivas y estadísticamente significativas, con coeficientes de mayor magnitud entre los tres primeros ítems y de menor

intensidad con los dos últimos. Las correlaciones de los ítems con el total de la escala se sitúan por encima del valor 0,67 (ítem 5) hasta el valor 0,82 (ítems 3 y 4), todos ellos de magnitud considerable, pero donde la contribución de cada ítem no queda especificada de forma independiente al resto de ítems componentes. A tal efecto, se han calculado los coeficientes de correlación semiparcial, situándose en torno al valor 0,15 los tres primeros ítems, con una $r_{sp}= 0,22$ el ítem 5 y una $r_{sp}= 0,28$ el ítem 4.

FIGURA 1
Análisis factorial de componentes principales.
Gráfico de sedimentación, comunales y pesos factoriales



Análisis factorial

La factorización de los 5 ítems de la SDS ha ofrecido una única dimensión que explica el 60% de la varianza, con una clara diferencia entre el peso del primer y subsiguientes autovalores (Figura 1). Las cargas factoriales son mayores, y homogéneas entre sí, en los tres primeros ítems, siendo algo menores en el ítem 4 (0,70) y 5 (0,58), si bien estas saturaciones son altamente aceptables para considerar el ítem como relevante para la unidimensionalidad de la escala.

*Análisis desde el Modelo de Escalas de Clasificación
Ajuste y medida de ítems*

En la Tabla 3 se muestra el ajuste global de ítems y personas, así como los índices de ajuste para cada uno de los ítems. Como se aprecia, los índices INFIT y OUTFIT de ajuste global de ítems y personas muestran valores aceptables en los estadísticos RSM (entre 0,6 y 1,4) y RSME (entre -2 y +2), de ahí que pueda considerarse la existencia de un adecuado ajuste de los datos al modelo. El ajuste por ítems refleja que todos, a excepción del ítem 5, presentan un ajuste adecuado. Este último muestra valores de RSM sensiblemente superiores a los recomendados tanto en el INFIT como en el OUTFIT.

La medida de los ítems muestra que estos se encuentran distribuidos a lo largo del continuo 'severidad de la dependencia'. Los ítems 1 y 2 son los que se encuentran más próximos entre sí, y este último es el que presenta un mayor valor de escala; es decir, es el ítem que se encuentra en el extremo que corresponde a un mayor grado de severidad de la dependencia (Tabla 3).

TABLA 3
Medida, error de medida e índice de ajuste de los ítems

	Medida	Error	INFIT		OUTFIT	
			MNSQ	ZEMP	MNSQ	ZEMP
1. Consumo de heroína fuera de su control	0,65	0,09	0,69	-0,9	0,65	-0,8
2. Preocupación por la posibilidad de no conseguir una	0,78	0,09	0,74	-0,8	0,59	-0,9
3. Preocupación por el consumo de heroína	0,34	0,09	0,68	-1,0	0,59	-1,1
4. Deseo de dejarlo	-1,03	0,08	1,40	1,1	1,30	0,8
5. Dificultad para dejarlo o mantenerse sin consumo	-0,74	0,08	1,42	1,1	1,56	1,4
Media	0,00	0,09	0,99	-0,1	0,94	-0,1
Desviación Estándar	0,74	0,01	0,35	1,0	0,41	1,0

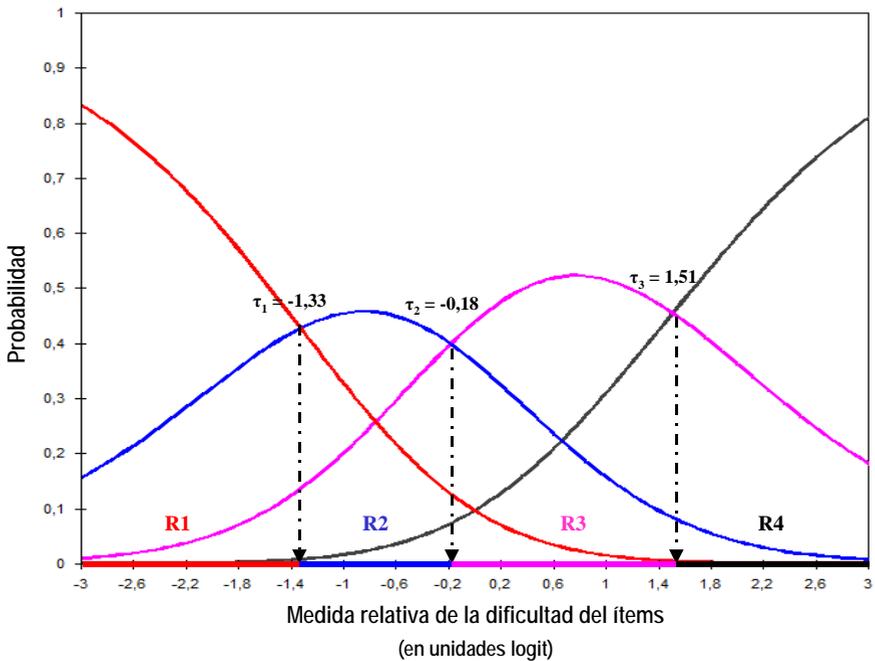
Curvas Características de las Categorías de Respuestas (CCCR)

El interés de estudiar estas curvas reside en dos aspectos principalmente: a) las curvas aportan información sobre el funcionamiento de las alternativas de respuestas. Concretamente, el hecho de que todas las curvas sean en algún punto las más probables indica un correcto

funcionamiento de las alternativas de respuestas; y b) las intersecciones entre las curvas (los umbrales) van a definir en el continuo las 'regiones de respuestas más probables'. Es decir, definen en el continuo distintas regiones en las que los sujetos responderán con una mayor probabilidad a la categoría de respuesta representada sobre dicha región.

Según se aprecia en la Figura 2, cada una de las cuatro alternativas de respuesta son las más probables en algún segmento del continuo. La primera región está comprendida entre -3 y -1,33 logits (R1), la segunda región está comprendida entre -1,34 y -0,18 logits (R2), la tercera entre -0,18 y 1,51 logits (R3), y la cuarta entre 1,51 y +3 logits (R4). De estos resultados se desprende un adecuado funcionamiento de las opciones de respuesta de la SDS.

FIGURA 2
Curvas características de las categorías de respuestas (CCCR)

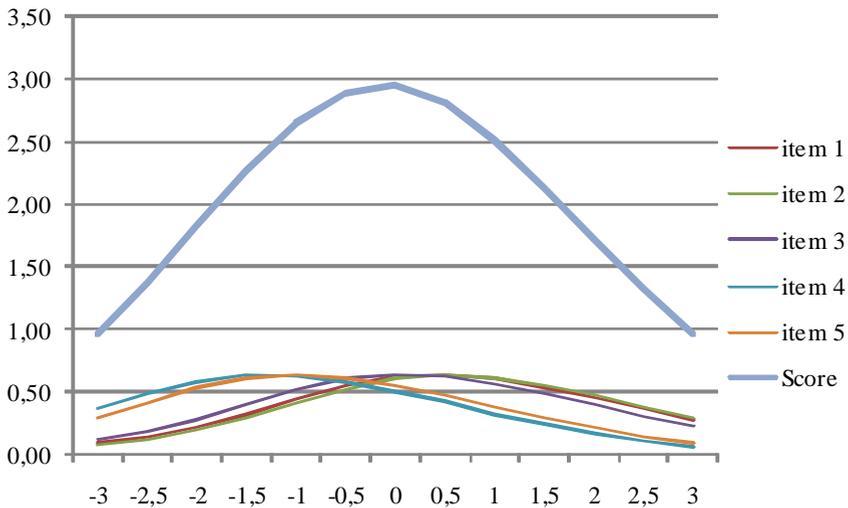


Precisión de la medida

La precisión de la medida se estudia a través de la función de información. Con ésta se puede conocer la región del continuo donde los ítems son más precisos. Como se aprecia en la Figura 3, cada uno de los ítems describen una curva de forma platicúrtica. Los ítems 1, 2 y 3

toman sus valores máximos en torno al valor 0 logits, mientras que los ítems 4 y 5 alcanzan la máxima precisión en torno al valor -1,5 logits. A partir de la suma de la función de información de cada ítem se obtiene la función de información del test, representada por la línea más gruesa. Se aprecia que las personas medidas con una mayor precisión son las comprendidas en el rango de valores entre -1 y 0. Conforme los sujetos adquieren puntuaciones más extremas, la precisión con la que son medidos va descendiendo.

FIGURA 3
Función de información de los ítems y del test



Invarianza de los parámetros

Como se señaló anteriormente, la invarianza de los parámetros es una de las principales ventajas de la TRI. Para analizar la invarianza de los parámetros de los ítems se optó por dividir aleatoriamente a la muestra de participantes en dos submuestras de similar tamaño. En cada una de éstas se calculó los parámetros de los ítems, y se llevó a cabo una regresión lineal simple entre los valores obtenidos. En la Tabla 4 se muestran los resultados de la regresión entre los valores de los parámetros β de los ítems, apreciándose que la correlación entre ambos conjuntos de parámetros es de 0,998, la ordenada en el origen es 0,0001 y el valor de la pendiente de la recta 0,920. Puesto que los valores esperados serían 1, 0 y 1 respectivamente, se puede asumir la propiedad de invarianza de los parámetros.

Tabla 4
Análisis de la Invarianza

	Submuestra 1		Submuestra 2	
	β	E.E.	β	E.E.
1 – Consumo de heroína fuera de su control	0,66	0,12	0,66	0,13
2 – Preocupación por la posibilidad de no conseguir una dosis	0,74	0,13	0,82	0,14
3 – Preocupación por el consumo de heroína	0,30	0,12	0,38	0,13
4 – Deseo de dejarlo	-1,01	0,10	-1,06	0,12
5 – Dificultad para dejarlo o mantenerse sin consumo	-0,70	0,11	-0,80	0,12
	Correlación β			0,998
	Constante			0,0001
	Coefficiente B			0,920

Discusión

La escala breve de severidad de la dependencia propuesta por el grupo de Gossop (1995; 1997) ha sido, desde su presentación, utilizada y aceptada como un instrumento de aplicación en el ámbito clínico. Las distintas aproximaciones a su valoración psicométrica se han realizado en la mayoría de los casos desde el modelo de la Teoría Clásica de los Tests (TCT) y sólo recientemente se ha analizado desde el modelo de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) con una muestra no clínica (González-Saiz, Lozano, Ballesta et al, en prensa). El propósito de este estudio ha consistido en analizar el funcionamiento psicométrico de la SDS desde ambas teorías tomando como referencia una muestra clínica.

La utilización conjunta de las técnicas psicométricas propias de la TCT y de la TRI ha permitido tener un conocimiento más detallado de las características de la SDS. En nuestro caso, la utilización de ambos enfoques ha mostrado la bondad métrica de la escala de la SDS cuando es utilizada en personas con dependencia a opiáceos en tratamiento con metadona. Los resultados obtenidos representan evidencias para considerar esta escala como un adecuado instrumento de medida clínica.

Desde la TCT se ha analizado el comportamiento de la distribución de los ítems, su grado de asociación y consistencia interna, y su dimensionalidad. Los resultados han mostrado una adecuada bondad de ajuste psicométrico, ofreciendo como evidencias más relevantes la confirmación de la unidimensionalidad del constructo (Gorsuch, 1983; Pett, Lackey y Sullivan, 2003) y una correcta precisión de medida (Nunnally y

Bernstein, 1995). Estos dos resultados son ampliamente importantes en el contexto clínico (Foster, 1995). Por un lado, la existencia de unidimensionalidad permite la utilización del índice sumario de los componentes como una medida única de referencia para el clínico. Por otro lado, su alta fiabilidad (entre 0,81 a 0,83 según el procedimiento utilizado) permite confiar en que el resultado de la medida aporta información aceptable sobre la valoración del grado de severidad de la dependencia. No obstante, también se ha observado que los ítems 4 y 5 se apartan un poco del patrón más homogéneo que presentan los tres primeros ítems.

El análisis realizado mediante el modelo de escalas de clasificación (RSM) ofrece resultados complementarios a los anteriores. En este sentido, la existencia de ajuste de los datos al modelo avalan el uso del mismo, pudiéndose generalizar a esta escala las propiedades métricas correspondiente al RSM. Se ha podido conocer que el error individual de los ítems oscila entre 0,8 y 0,9, se ha mostrado la posición de los ítems en el continuo 'severidad de la dependencia', y las CCCR han reflejado que todas las alternativas de respuestas son las más probables en distintas regiones del continuo. Además, a través de la función de información se ha podido apreciar que los sujetos situados en los extremos del continuo 'severidad de la dependencia' son medidos con una menor precisión que quienes ocupan posiciones intermedias.

Con respecto a la propiedad de invarianza, una de las principales ventajas de los modelos de TRI, se ha mostrado que los parámetros de los ítems de la SDS se mantienen invariantes. Su comprobación mediante la selección de dos submuestras al azar, representa un respaldo psicométrico para el uso individual de la escala en las sesiones clínicas. En este sentido, el presente estudio ha aportado evidencias de la invarianza de los parámetros al aplicar la SDS a una muestra clínica de personas con dependencia a opiáceos. No obstante, en aras a una mayor generalización del uso de la SDS, sería conveniente probar -bajo un mismo encuadre metodológico- su comportamiento métrico con poblaciones usuarias de otras sustancias psicoactivas. Si el valor de los parámetros de los ítems persiste en poblaciones que presentan dependencia a distintas sustancias, la SDS se presentaría como un instrumento genérico de valoración de la dependencia.

Como apunta González-Saiz y Salvador-Carulla (1998) en su estudio de adaptación al castellano de la SDS, y como ya hiciera, asimismo, el grupo de Gossop (Gossop et al, 1995; 1997), hay que tener en cuenta que el concepto de dependencia que evalúa esta escala no se ajusta a los criterios establecidos por los sistemas de clasificación diagnóstica como el DSM-IV o el CIE-10. La escala evalúa un constructo teórico explícitamente relacionado con los componentes psicológicos de la dependencia; sus ítems se refieren específicamente a la falta de control en el consumo de drogas y a la preocupación y ansiedad que ésta produce. A pesar de esta limitación teórica, la escala SDS ofrece características

métricas y de aplicación muy interesantes para su uso en el ámbito clínico, si bien es necesario continuar profundizando (Hasin, Hatzenbuehler, Keyes y Ogburn, 2006; González-Saiz, 2007) y desarrollando nuevos instrumentos (Miele, Carpenter, Cockerham et al, 2000; 2001) que aborden las otras facetas implícitas en el constructo de Dependencia.

Referencias

- Andrich,D.(1978): A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43, 561-573.
- Barrio,G.-de La Fuente,L.-Lew,C.-Royuela,L.-Bravo,M.J.-Torrens,M.(2001): Differences in severity of heroin dependence by route of administration: the importance of length of heroin use. *Drug and Alcohol Dependence*, 63, 169-177.
- Bezruczko,N.(2005): *Rasch measurement in health science*. Maple Grove, Minnesota: JAM Press.
- Cea,M.A.(2002): *Análisis Multivariante. Teoría y práctica en la investigación social*. Madrid: Editorial Síntesis.
- Cella,D.-Chang,C.H.(2000): A discussion of item response theory and its applications in health status assessment. *Medical Care*, 38, suppl. 9, 1166-1172.
- de las Cuevas,C.-Sanz,E.-de la Fuente,J.-Padilla,J.-Berenguer,J.(2000): The Severity of Dependence Scale (SDS) as screening test for benzodiazepine dependence: SDS validation study. *Addiction*, 95, 245-250.
- Edwards,G.-Gross,M.(1976): Alcohol dependence: provision description of a clinical syndrome. *British Medical Journal*, 1, 1058-1061.
- Fan,X.(1998): Item response theory and classical test theory: an empirical comparison of their item/person statistics. *Educational and Psychological Measurement*, 58, 357-381.
- Ferri,C.P.-Marsden,J.-De Araujo,M.-Laranjeira,R.R.-Gossop,M.(2000): Validity and reliability of the Severity of Dependence Scale (SDS) in a Brazilian sample of drug users. *Drug and Alcohol Review*, 19, 451-455.
- Foster,S.L.-Cone,J.D.(1995): Validity issues in clinical assessment. *Psychological Assessment*, 7, 248-260.
- González-Saiz,F.(2007): Some remarks concerning proposals for dimensional criteria for substance use disorders in DSM-V. *Addiction*, 102, 827-828.
- González-Saiz,F.-Iraurgi,I.-Martínez-Delgado,J.M.(2006): Instrumentos para la evaluación del abuso y dependencia de sustancias. En J.C. Pérez de los Cobos,J.C. Valderrama,G. Cervera y G. Rubio (Eds). *Tratado SET de Trastornos Adictivos* (pp. 115-121). Madrid: Ed Médica Panamericana.
- González-Saiz,F.-Lozano,O.M.-Ballesta,R.-Silva,T.-Brugal,M.T.-Bilbao,I.-Barrio,G.-Domingo-Salvany,A.-Bravo,M.J.-De la Fuente,L.-Grupo del Proyecto Itíne-re.(2008-en prensa): Validity of the Severity of Dependence Scale (SDS) construct applying the Item Response Theory to a non-clinical sample of heroin users. *Substance Use and Misuse*, in press.
- González-Saiz,F.-Salvador-Carulla L.(1998): Estudio de fiabilidad y validez de la versión española de la escala severity of dependence scale (SDS). *Adicciones*, 10, 3, 223-232.
- Gorsuch,R.L.(1983): *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gossop,M.-Darke,S.-Griffiths,P.-Hando,J.-Powis,B.-Hall,W.-Strang,J.(1995): The Severity of Dependence Scale (SDS): psychometric properties of the SDS in English and Australian samples of heroin, cocaine and amphetamine users. *Addiction*, 90, 607-614.

- Gossop, M.-Best, D.-Marsden, J.-Strang, J.(1997): Test-retest reliability of the Severity of Dependence Scale. *Addiction*, 92, 353-354.
- Hambleton, R.K.-Swaminathan, H.(1985): *Item response theory: Principles and applications*. Boston: Kluwer.
- Hambleton, R.K.-Swaminathan, H.-Rogers, H.J.(1991): *Fundamentals of item response theory*. Newbury Park: Sage.
- Hasin, D.-Hatzenbuehler, M.L.-Keyes, K.-Ogburn, E.(2006): Substance use disorders: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, fourth edition (DSM-IV) and International Classification of Diseases , tenth edition (ICD-10). *Addiction*, 101, Suppl. 1, 59–75.
- Hides, L.-Dawe, S.-Young, R.M.-Kavanagh, D.J.(2007): The reliability and validity of the Severity of Dependence Scale for detecting cannabis dependence in psychosis. *Addiction*, 102, 35-40.
- Kaye, S.-Darke, S.(2001): Determining a diagnostic cut-off on the Severity of Dependence Scale (SDS) for cocaine dependence. *Addiction*, 97, 727-731.
- Lawrinson, P.-Copeland, J.-Gerber, S.-Gilmour, S.(2007): Determining a cut-off on the Severity of Dependence Scale (SDS) for alcohol dependence. *Addictive Behavior*, 32, 1474-1479.
- Linacre, J.M.(2002): What do Infit and Outfit, Mean-square and Standardized mean?. *Rasch Measurement Transaction*, 168, 2, 878. (Disponible en: <http://www.rasch.org/rmt/rmt162f.htm>)
- Linacre, J.M.(2007): *A user's guide to Winsteps – Ministeps. Rasch-Model Computer Programs*. Accesible en www.winsteps.com/aftp/winsteps.pdf. Consultado el 18-9-2007.
- Lord, F.M.(1980): *Applications of item response theory to practical testing problems*. Hillside, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Martin, G.-Copeland, J.-Gates, P.-Gilmour, S.(2006): The Severity of Dependence Scale (SDS) in an adolescent population of cannabis users: reliability, validity and diagnostic cut-off. *Drug and Alcohol Dependence*, 83, 90-93.
- Miele, G.M.-Carpenter, K.M.-Cockerham, M.S.-Trautman, K.D.-Blaine, J.-Hasin, D.S.(2000): Substance Dependence Severity Scale (SDSS): reliability and validity of a clinician-administered interview for DSM-IV substance use disorders. *Drug and Alcohol Dependence*, 59, 63–75.
- Miele, G.M.-Carpenter, K.M.-Cockerham, M.S.-Trautman, K.D.-Blaine, J.-Hasin, D.S.(2001): Substance Dependence Severity Scale reliability and validity for ICD-10 substance use disorders. *Addictive Behavior*, 26, 603–612.
- Muñiz, J.(1990): *Teoría de respuesta a los ítems*. Madrid: Pirámide.
- Navas, M.J.(1994): Teoría clásica de los tests versus teoría de respuesta al ítem. *Psicológica*, 15, 175-208.
- Nunnally, J.C.-Bernstein, I.J.(1995): *Teoría psicométrica*, 3ª edición. México: McGraw-Hill.
- Osakidetza - Servicio Vasco de Salud.(2004): *Memoria de Actividad*. Bilbao: Salud Mental y Asistencia Psiquiátrica Extra-hospitalaria.
- Patrick, D.-Chiang, Y.P.(2001): Health Outcomes Assessment: The Remaining Questions. *Rasch Measurement Transactions*, 14, 4, 782. (Disponible en: <http://www.rasch.org/rmt/rmt144f.htm>)
- Pett, M.A.-Lackey, N.R.-Sullivan, J.J.(2003): *Making sense of factor analysis: The use of factor analysis for instrument development in health care research*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Rasch, G.(1960/1980): *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Chicago: University of Chicago Press.

- Smith,R.M.-Suh,K.K.(2003): Rasch fit statistics as a test of the invariance of item parameter estimates. *Journal of Applied Measurement*, 4, 2, 159.
- Stage,C.(1998): *A comparison between item analysis based on Item Response Theory and Classical Test Theory. A study of the SweSAT sub-test WORD.* (Educational Measurement No. 29). Umeå: Umeå University, Department of Educational Measurement. (Disponible: www.umu.se/edmeas/publikationer/index_eng.html)
- Stage,C.(2003): *Classical Test Theory or Item Response Theory: The swedish experience.* (Educational Measurement No. 42). Umeå: Umeå University, Department of Educational Measurement. (Disponible: www.umu.se/edmeas/publikationer/index_eng.html)
- Strang,J.-Griffiths,P.-Powis,B.-Gossop,M.(1999): Heroin chasers and heroin injectors: differences observed in a community sample in London, UK. *American Journal of Addiction*, 8, 148-160.
- Topp,L.-Mattick,R.(1997): Choosing a cut-off on the Severity of Dependence Scale (SDS) for amphetamine users. *Addiction*, 92, 839-845.
- Wright,B.D.-Linacre,J.M.(1994): Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transaction*, 8, 3, 370. (Disponible en: <http://www.rasch.org/rmt/rmt83b.htm>)