

VALIDEZ DE CONSTRUCTO DE TRES ESCALAS DE SATISFACCIÓN DEL PACIENTE MEDIANTE LA ESTRATEGIA DE MATRICES MULTIRRASGO-MULTIMÉTODO¹

Julio Cabrero García¹
Miguel Richart Martínez¹
Abilio Reig Ferrer²

¹ Dpto. de Enfermería. UNIVERSIDAD DE ALICANTE.

² Dpto. de Psicología de la Salud. UNIVERSIDAD DE ALICANTE.

RESUMEN

Se emplea el diseño de las matrices multirrasgo-multimétodo (MTMM) en la evaluación de la satisfacción del paciente. La muestra, extraída al azar simple, fue de 254 pacientes ingresados en tres hospitales del Servei Valencia de Salut de la provincia de Alicante, mayores de 16 años, conscientes y orientados. Los instrumentos de medida fueron tres escalas de satisfacción, dos de carácter general y una específica con los cuidados de enfermería, todas autoinformes. Los rasgos evaluados fueron varias dimensiones de satisfacción, y los métodos tres tipos de formulación de ítems y escalas de respuesta. Se ha empleado el análisis factorial confirmatorio, siguiéndose la estrategia de contrastar varios modelos alternativos (Widaman, 1985; Marsh, 1989). Los resulta-

¹ Esta investigación ha estado financiada por el Ministerio de Educación y Ciencia (PM 89-0022)

dos indican que: la varianza de método es elevada, superior a la de rasgos; existe validez convergente; los rasgos están altamente correlacionados, pero hay evidencia de validez discriminante; dos métodos están altamente correlacionados; y no se ha podido estimar el modelo general de matrices MTMM.

Palabras clave: MATRICES MULTIRRASGO-MULTIMÉTODO, SATISFACCIÓN DEL PACIENTE, ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO, VALIDEZ DE CONSTRUCTO.

SUMMARY

The design of the multitrait-multimethod matrices (MTMM) was employed in the measurement of the patient satisfaction. The sample -selected at simple random- was constituted by 254 patients, aged over 16, conscient and oriented, from three hospitals in the province of Alicante (Spain). The measure instruments were three satisfaction scales (self-reports), two on general satisfaction with hospital and one on nursing care. The measured traits were several facets of satisfaction and the methods were three wording formats and response scales of items. The data was analysed via confirmatory factor analysis. The results show the high method variance, which it is higher to that of trait variance; there is convergent validity; the traits are high correlated although there is evidence of discriminant validity; two methods are highly correlated and the general model of the MTMM had dramatical problems of estimation.

Key words: MULTITRAIT-MULTIMETHOD MATRIX, CONSUMER SATISFACTION, CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS, CONSTRUCT VALIDITY.

INTRODUCCIÓN

La medición de la satisfacción del paciente adolece de severos problemas metodológicos, entre los que cabe señalar los siguientes. Las distribuciones de las puntuaciones exhiben una fuerte asimetría positiva (p.ej. Cleary et al., 1992; Williams y Calnan, 1993); son

frecuentes los sesgos muestrales (French, 1981; Lebow, 1983); existe poca continuidad en los instrumentos empleados -la mayoría tienen un carácter *ad hoc*- (Hall y Dornan, 1988); las escalas conceptualmente multidimensionales pierden esa cualidad cuando son analizadas empíricamente vía análisis factorial exploratorio -aparece un gran primer factor no rotado, p.ej. Eriksen (1988), Meterko et al. (1990) etc.-; en muchos instrumentos no se ha establecido su fiabilidad, y en menos ocasiones se realizan intentos rigurosos de validación (McDaniel y Nash, 1990); los grupos de respuesta, especialmente aquiescencia, pero también deseabilidad social, se han señalado como prevalentes en las respuestas de los pacientes (Ware et al., 1978; Sabourin et al., 1989).

Ligado a estos problemas se da otro, de índole conceptual, como es la pobreza relacional del concepto satisfacción del paciente: su red nomológica es pobre (Locker y Dunt, 1978; Williams, 1994). La edad y el estado de salud están entre las principales variables que mantienen relaciones sistemáticas con los juicios de satisfacción y lo hacen forma ténue (Carmel, 1985; Hall y Dornan, 1990); otras más significativas, como el nivel de expectativas, satisfacción general, intención de recomendar el servicio o de volver a usarlo en caso de necesitarlo, mantienen correlaciones intensas (Abramowitz et al., 1987; Meterko et al., 1990); pero el status de las mismas como criterios es cuestionable, pues sus operacionalizaciones suelen ser semejantes en contenido y forma a las del supuesto predictor: satisfacción (Brown y Swartz, 1989; Babakus y Mangold, 1992).

Existen trabajos en la literatura sobre satisfacción del paciente donde se han abordado estos problemas metodológicos (algunos ya citados y otros). No tenemos constancia, sin embargo, de que se haya empleado la estrategia de las matrices multirrasgo-multimétodo -MTMM-, de Campbell y Fiske (1959) en este campo (estrictamente, Meterko et al. (1990) esbozaron una matriz incompleta y la examinaron visual y sumariamente). Esta aproximación metodológica podría ser útil de cara a discernir y cuantificar efectos relacionados con los grupos de respuesta -halo y otros vinculados a la operacionalización concreta del concepto-, además de examinar las cuestiones de convergencia y discriminación, y por tanto de validez.

Esta estrategia ha puesto de manifiesto en la investigación psicosocial que los efectos de método son intensos y ubicuos (Cote y Buckley, 1987), y junto con los errores aleatorios de medida ocupan más del 60% de la varianza de algunos tipos de medida, caso de las actitudes y los inventarios de personalidad. Las evaluaciones de satisfacción caen cerca de estos ámbitos, y es esperable, dado los antecedentes específicos expuestos y estos últimos, encontrar intensos efectos de los errores de medida: aleatorios y sistemáticos.

De entre los procedimientos analíticos a emplear con las matrices MTMM, el análisis factorial confirmatorio es el preferido por una mayoría de autores (Jöreskog, 1974; Marsh y Hocevar, 1983; Widaman, 1985; Cole, 1987, etc), si bien no está exento de críticas (Brannick y Spector, 1992).

El objetivo de esta investigación es emplear el diseño de matrices multirrasgo-multimétodo en la medición de la satisfacción del paciente, analizando dos matrices mediante el análisis factorial confirmatorio, para así descomponer la varianza total de las puntuaciones observadas en tres fuentes: varianza de rasgo, varianza de método y varianza de error aleatorio. Se emplean dos matrices. Una, compuesta de seis variables observables y que supuestamente conformarán dos variables latentes de rasgo: satisfacción con los cuidados de enfermería y satisfacción con la hospitalización en general; y tres variables latentes de método: escalas compuestas de items con formato de respuesta acuerdo-desacuerdo y enunciados en clave positiva, escalas compuestas de items con formato de respuesta acuerdo-desacuerdo y enunciados en clave negativa, y escalas compuestas de items con formato de respuesta excelente-malo y enunciados no dirigidos. La segunda matriz se compondrá de nueve variables observables que, supuestamente, conformarán tres variables latentes de rasgo: satisfacción con los cuidados de enfermería, satisfacción con la información recibida y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización; y tres variables latentes de método, que deben ser los mismos que los de la primera matriz. Esta segunda matriz está planteada como reserva de la primera, para el caso en que se presentaran problemas en la estimación del modelo general de matrices MTMM (factores de rasgo y de método correlacionados), algo no infrecuente.

2. MATERIAL Y METODOS

Sujetos

Los sujetos participantes en este estudio eran pacientes de los hospitales de Alicante (n=117), Elche (n=113) y Elda (n=24), en total 254 pacientes, todos del Servicio Valenciano de Salud. El procedimiento de extracción muestral fue como sigue: a partir de la numeración de las camas hospitalarias de todas las unidades, salvo urgencias, observación, intensivos, aislamiento y materno-infantil, se seleccionaron al azar simple un número de ellas, al objeto de disponer de una muestra no de conveniencia -y no de estimar los parámetros de la población- de un tamaño tal que suministrara suficiente potencia estadística. Los criterios de exclusión fueron: llevar menos de 48 horas ingresado y tener menos de 16 años.

La tasa de participación estimada global fue del 66%. La media de edades fue de 49,18 (Dt.=17.78); hubo un predominio de varones (n=138, 56%); la mayoría estaban casados (n=163, 66%); el nivel de estudios era bajo, con 176 personas (71%) sin estudios o solo estudios primarios; y según el status ocupacional, 64 personas eran amas de casa (26%), 94 eran trabajadores manuales (39%), 35 trabajadores no manuales (13%), y el resto otras categorías; menos de la mitad (n=114, 45%) habían sido intervenidos quirúrgicamente durante la estancia hospitalaria, y 118 (74%) habían estado hospitalizados previamente. El resto de pacientes, aun cuando no participaron en la cumplimentación de los cuestionarios, accedieron, en su mayoría, a facilitar información sociodemográfica y de hospitalización. Debe de tenerse en cuenta que la mayoría de estos sujetos no estaban en disposición física de participar (estaban inconscientes o en otras condiciones altamente limitantes). Un objetivo de esta investigación, no abordado aquí, era precisamente acotar el porcentaje de sujetos que habitualmente pueden colaborar mientras están ingresados, de ahí que los criterios de exclusión fuesen mínimamente exigentes, siendo controladas las diferentes condiciones que excluyen o autoexcluyen la participación en un estudio de estas características.

Procedimiento

Un grupo de estudiantes de la Escuela Universitaria de Enfermería de la Universidad de Alicante realizaron la tarea de encuestadores, previo entrenamiento específico. Su participación no estuvo remunerada económicamente, ni servía como créditos para superar la asignatura. Su participación era absolutamente voluntaria y sólo se recompensaba con un certificado expedido por la dirección del Departamento de Enfermería acreditativo del trabajo colaborativo en la investigación. Los encuestadores realizaban las siguientes tareas:

- Presentación del estudio y entrega del cuadernillo con los cuestionarios a los pacientes.
- Si el paciente lo requería o lo solicitaba, el encuestador administraba los cuestionarios mediante entrevista.

Para homogeneizar la situación de medida los encuestadores recibieron un entrenamiento específico de 9 horas de duración.

La recogida de datos, considerando los tres hospitales, abarcó desde mediados de mayo a mediados de junio de 1992.

Instrumentos de medida

LOPSS12. Escala de satisfacción del paciente con los cuidados de enfermería. En su versión original (La Monica et al., 1986) tiene 41 ítems y una escala de respuesta de siete puntos, desde totalmente de acuerdo hasta totalmente en desacuerdo. En el proceso de su adaptación española ha quedado reducida a 12 ítems, manteniéndose el formato de respuesta (Cabrero y Richart, 1990; Cabrero, 1994). La escala tiene validez de contenido y cuestionable validez de constructo. (Cabrero y Richart, 1990, Cabrero, 1994). La versión de 12 ítems tiene un alfa de Cronbach de 0.82. La correlación entre la LOPSS de 41 ítems y la LOPSS abreviada (LOPSS12) es de 0.95 (Cabrero, 1994). La estructura factorial de ambas es bifactorial.

SGAD. Este cuestionario consta de 10 ítems, y su escala de respuesta es idéntica a la de la LOPSS. Los 10 ítems forman pareja de contenido con formulación positiva un miembro y formulación ne-

gativa el otro. Los contenidos cubiertos son: satisfacción general, satisfacción con la información, satisfacción con la atención médica, satisfacción con los cuidados de enfermería y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización. Este instrumento está basado en el de Hall et al. (1990) y en una versión española del mismo de ocho ítems (Cabrero et al., 1993).

SGEM. Consta de siete ítems. Cubre las mismas facetas que el cuestionario SGAD, pero las alternativas de respuesta, que también son siete, tienen un formato diferente, desde excelente hasta muy malo. El cuestionario está inspirado en el "Lookingback on your care" de Meterko et al. (1990). Existe una versión española previa con seis ítems (Cabrero et al., 1993).

Diseño

Es un estudio transversal, con autoinformes como instrumentos de medida principales. Las variables medidas permiten construir una matriz multirrasgo-multimétodo (Campbell y Fiske, 1959). La matriz está conformada por las siguientes variables.

LFP: Satisfacción con los cuidados de enfermería medida con ítems de formato acuerdo-desacuerdo (AD) en clave positiva (seis ítems de la LOPSS12).

LFN: Satisfacción con los cuidados de enfermería medida con ítems de formato AD en clave negativa (seis ítems de la LOPSS12).

ENEM: Satisfacción con los cuidados de enfermería medida con ítems con formato excelente-malo (EM). Podemos convenir que su clave es neutra, dado que se trata de enunciados no valorativos, esto es, ni afirmativos ni negativos (dos ítems de la escala SGEM).

SGAD+: Satisfacción con todos los aspectos de la hospitalización medidos con ítems con formato AD en clave positiva (cinco ítems de la escala SGAD).

SGAD-: Satisfacción con todos los aspectos de la hospitalización medida con ítems AD en clave negativa (cinco ítems de la escala SGAD).

SGEM5: Satisfacción con todos los aspectos de la hospitalización medida con ítems EM en clave neutra (cinco ítems de la escala

SGEM). En estos últimos tres casos se excluyen los items con referente enfermero.

La justificación psicométrica de estas variables aparece en la sección de resultados.

Estas medidas con sus específicas combinaciones rasgo-método incorporan dos rasgos: satisfacción con los cuidados de enfermería y satisfacción con toda la hospitalización; y tres métodos: items con formato AD con clave positiva, items con formato AD con clave negativa, e items con formato EM con clave neutra.

Además de esta matriz 3 x 2, se ha diseñado otra, de tres rasgos: satisfacción con los cuidados de enfermería, con la información y con la dimensión ambiental de la hospitalización, y los mismos tres métodos. Con esta matriz secundaria, basada en los dos cuestionarios multidimensionales, se abordaron cuestiones no resueltas con la anterior.

Análisis de datos

Los análisis factoriales confirmatorios se han realizado con el programa estadístico LISREL 7 (Jöreskog y Sörbom, 1989).

En el modelo general de AFC de MTMM:

1. Se postulan al menos tres rasgos ($R=3$) y tres métodos ($M=3$).
2. Existen combinaciones específicas únicas R_iM_i que normalmente son el producto de escalas multi-ítem, aunque no necesariamente.
3. Hay, *a priori*, M_i+R_i factores. Se proponen tantos factores-rasgo como rasgos, y tanto factores-método como métodos. Una variable observada dada solo puede saturar en un factor-rasgo y en un otro factor-método, estableciéndose como fijas en 0 sus saturaciones en los demás factores de rasgo y de método.
4. Las correlaciones entre los factores-rasgo y entre los factores-método se dejan libres para su estimación, pero están constreñidas a 0 las correlaciones entre los factores-rasgo y los factores-método.
5. El error-unicidad de cada escala es estimado libremente, pero

se asume, aunque no necesariamente, que no están correlacionados entre sí.

Nuestro modelo de AFC para la matriz principal 3 x 2 implica algunas modificaciones con respecto al general. Al proponerse dos rasgos y tres métodos, deben añadirse algunas restricciones para que el modelo sea identificable (se dice que un modelo es identificable si existe una solución única para cada parámetro estructural de las matrices implicadas (Bollen, 1989)). Hay varias alternativas posibles: forzar la igualdad de las saturaciones factoriales dentro de cada uno de los factores de método, o dentro de los factores de rasgo, o en ambos. Hemos optado en un primer momento por la primera alternativa, dado que jerárquicamente los factores de rasgo son más importantes que los factores de método (Jöreskog, 1971).

Sobreviene, sin embargo, un problema cuando se introducen restricciones de este tipo: el test CHI cuadrado de bondad de ajuste del modelo puede resultar sesgado si la matriz a analizar es la de correlaciones y no la de varianzas-covarianzas. La solución es compleja porque el análisis con la matriz de varianzas-covarianzas exige que por cada factor una variable permanezca fija en el valor de 1 para poder escalar el factor; siendo esto así, aquellos factores definidos por dos variables no pueden ser constreñidos (no hay grados de libertad).

Siguiendo las recomendaciones de Widaman (1985) y de Marsh (1989) se contrastaron otros modelos alternativos más elementales. Estos fueron:

- 1 Modelo nulo.
- 2 Modelo de factor único.
- 3 Modelo solo métodos.
- 4 Modelo solo rasgos.
- 5 Modelo de rasgos y factor general de métodos.
- 6 Modelo de métodos y factor general de rasgos.
- 7 Modelo de rasgos y unicidad correlacionada.

Algunos de estos modelos están anidados al modelo modal de rasgos y métodos correlacionados. No sucede así entre los siguientes: el modelo 3 y el modelo 4 no están anidados, lo que resultaría una comparación crucial para ponderar la contribución de los factores de rasgo y de los factores de método. Tampoco están ani-

datos entre sí los modelos 5 y 6. Estos dos modelos además adolecen de problemas interpretativos debido a la postulación de factores generales, de rasgo en un caso, y de método en el otro (Marsh, 1989).

Una alternativa al modelo general fue propuesta por Kenny (1979) para aquellas situaciones en las que hubiere menos de tres rasgos o de tres métodos: el modelo de la unicidad correlacionada. Marsh (1989) generalizó este modelo. Para nuestros datos, el modelo de la unicidad correlacionada implica proponer dos factores de rasgo y tres correlaciones entre métodos en la matriz Theta Delta fuera de la diagonal principal.

RESULTADOS

Cuestionario LOPSS12

El análisis de componentes principales de la escala presenta dos únicos factores no rotados (siguiéndose el criterio de Kaiser). Entre los dos dan cuenta del 51,6% de la varianza. La existencia de un primer factor de entre moderado y gran tamaño permite considerar unitariamente la escala. La rotación varimax de estos dos factores ofrece una estructura más simple, con dos factores claramente conformados: uno correspondiente a los items con formulación negativa y, otro, a los de formulación positiva. Esta solución refuerza la viabilidad de la escala abreviada, su equivalencia con resultados previos (Cabrero et al., 1992) y, en fin, su semejanza conceptual con la escala original LOPSS. Los dos factores rotados permiten, a su vez, considerar biescalarmente la escala global.

El índice de consistencia interna de la escala es 0.8, 0.82 para la subescala de formato positivo, y 0.78 para la subescala de formato negativo. Los tres valores superan las recomendaciones de aceptabilidad de Nunnally (1978) para escalas experimentales.

Los estadísticos para la escala y las subescalas muestran que es mayor la satisfacción expresada a partir de la subescala de items con formato positivo, menor con la de formato negativo y, lógicamente, entre ambas con la escala global (tabla 1).

TABLA 1.- Descripción de las escalas

ESCALA	M	DT	MIN	MAX	N
LOPSS	37.94	13.04	12	79	217
LFP	15.22	7.23	6	38	234
LFN	22.61	8.92	6	42	226
SGAD	26.20	9.55	8	51	231
AD+	9.02	4.71	4	28	246
AD-	17.07	6.86	4	28	233
SGEM	13.51	5.25	5	32	245
ENEM	4.80	2.29	2	11	247

M = Media
DT = Desviación típica
MIN.= Mínimo
MAX.= Máximo

Escala SGAD10

El análisis de componentes principales dió lugar a tres factores no rotados; el primero, de moderado tamaño, recoge el 32,3% de la varianza total. La solución rotada varimax hace significativos los tres factores. Dos de ellos expresan satisfacción general, uno con ítems de formulación positiva y el otro con ítems de formulación negativa; y un tercero de satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización, que reúne dos ítems, uno con formulación negativa y otro positiva. Dado que nuestro objetivo es emplear dos subescalas generales con formato AD+ y AD-, y excluir de ambas los ítems con referente enfermero, esto es, los ítems 7 y 8, debemos examinar la racionalidad de esta estructura bifactorial. Parcialmente, el análisis factorial exploratorio apoya esta tesis, si bien existen dos ítems que conforman un factor adicional. A pesar de ello hemos examinado mediante el AFC la viabilidad de tal estructura. Un AFC con estas especificaciones (tabla 2) ofrece un moderado y razonable apoyo, máxime teniendo en cuenta que el modelo contrastado es un modelo inicial, sin modificaciones. Por ello, incorporamos a

la matriz MTMM las dos subescalas de satisfacción general con formato AD: AD con formulación positiva, una, y AD con formulación negativa, la otra.

TABLA 2.- Análisis factorial confirmatorio. Escala SGAD10

		LAMBDA X					
				<u>POSITIVO</u>	<u>NEGATIVO</u>		
	AD1	.608		.608	.000		
	AD2	.000		.000	.652		
	AD3	.677		.677	.000		
	AD4	.000		.000	.748		
	AD5	.703		.703	.000		
	AD6	.000		.000	.807		
	AD9	.328		.328	.000		
	AD10	.000		.000	.354		
		PHI					
				<u>POSITIVO</u>	<u>NEGATIVO</u>		
	POSITIVO			1.000			
	NEGATIVO			.339	1.000		
THETA	DELTA						
AD1	AD2	AD3	AD4	AD5	AD6	AD9	AD10
.630	.575	.542	.441	.506	.349	.893	.875
Ajuste del modelo:							
	CHI ² , 19 gl	=	4.82	(P = .000)			
	GFI	=	.902				
	AGOFI	=	.814				
	RMS	=	.084				
	COEF. DETER.	=	.907				

La consistencia interna alfa de la escala AD+ es de 0,65, y la de AD- de 0,73; ambos valores son moderados para escalas en fase experimental (Nunnally, 1.978). Considerando estos dos valo

res, y la estructura factorial de la escala global, parece razonable conceder entidad a ambas escalas e incorporarlas a la matriz MTMM.

Las puntuaciones en las tres escalas están en la misma línea de las de la LOPSS12 (véase tabla 1).

Escala SGEM

El análisis factorial exploratorio de la escala resultó en una estructura monofactorial, dando cuenta el único factor del 56% de la varianza. De cara al análisis de matrices MTMM conviene examinar la viabilidad de entresacar dos subescalas, una de satisfacción general pero excluyendo los ítems relativos a los cuidados de enfermería (cinco ítems, SGEM5), y otra de satisfacción con los cuidados de enfermería (dos ítems, ENEM). Un AFC con tales especificaciones concede apoyo a esta estructura bifactorial (tabla 3). La factibilidad de esta interpretación no excluye otras; pero lo observado basta para nuestros propósitos.

La consistencia interna de la escala global es alta, $\alpha = 0.86$. La fiabilidad de ambas subescalas es en ambos casos de $\alpha = 0.82$, también alta en relación al número de ítems.

Las puntuaciones de la escala total y de las subescalas denotan, otra vez, pero en este caso más acentuadamente, elevada satisfacción, severa asimetría y un porcentaje escaso de respuestas en blanco (tabla 1). Debe destacarse que este formato logra niveles de consistencia interna más elevados y empleando un menor número de ítems que las otras escalas, probablemente a expensas de un efecto de halo más acusado.

Análisis factoriales confirmatorios de las matrices MTMM

Se han analizado dos matrices MTMM: una de dos rasgos y tres métodos (2x3), y otra de tres rasgos y tres métodos (3x3). Sobre la primera de ellas se llevó a cabo un análisis previo de detección de *outliers* mediante dos procedimientos: la distancia Mahalanobis -un procedimiento clásico- y el estimador del elipsoide de volumen

mínimo -un procedimiento robusto- (véase Rousseeuw et al., 1990). Ambos procedimientos produjeron resultados muy similares, por lo que se eligió el procedimiento clásico para eliminar los casos más alejados (distancia Mahalanobis > 4, estandarizada), que solo fueron 10.

TABLA 3.- Análisis factorial confirmatorio. Escala SGEM

		LAMBDA X				
		<u>GENERAL</u>	<u>ENFERMER</u>			
GE1		.616	.000			
INF2		.731	.000			
MED3		.840	.000			
MED4		.791	.000			
ENF5		.000	.831			
ENF6		.000	.830			
AMB7		.497	.000			
		PHI				
		<u>GENERAL</u>	<u>ENFERMER</u>			
GENERAL		1.000				
ENFERMER		.747	1.000			
		THETA DELTA				
GE1	INF2	MED3	MED4	ENF5	ENF6	ENF7
.621	.466	.295	.375	.309	.311	.753
Ajuste del modelo:						
CHI ² ,13 gl	=	55.84 (P = .000)				
GFI	=	.921				
AGOFI	=	.830				
RMS	=	.062				
COEF. DETER.	=	.945				

Análisis factoriales confirmatorios de la matriz MTMM 2x3

La matriz 2x3 reúne dos rasgos (satisfacción con los cuidados de enfermería y satisfacción con todos los aspectos de la hospitalización) y tres métodos (formulación AD positiva, formulación AD negativa y formulación neutra EM). Sus escalas componentes son aquellas ya vistas en los puntos anteriores.

Siguiendo en gran parte las recomendaciones de Widaman (1985) y Marsh (1989) se han contrastado los siguientes modelos: nulo, general, solo rasgos, solo métodos, método-rasgos, rasgo-métodos, rasgos y métodos, y unicidad correlacionada. No se han contrastado modelos de rasgos no correlacionados y de métodos no correlacionados, dado que los antecedentes empíricos y teóricos desaconsejaban tales supuestos. En la tabla 4 se resumen los índices de ajuste para los diferentes modelos.

De todos los modelos examinados, cuatro de ellos han presentado problemas de estimación: dos submodelos generales de métodos y rasgos (con constricciones ambos, uno en los factores de método y el otro en los de rasgo, ya que el modelo general no es identificable sin constricciones cuando las matrices son de orden 2x3), un modelo de dos rasgos y dos métodos, y el modelo de factor general de rasgo-tres factores de método. De los modelos estimados sin problemas, el de mejor ajuste es el de rasgos-unicidad correlacionada, pero este es un modelo cuestionable cuando los métodos están correlacionados, cual es nuestro caso, por lo que provisionalmente queda descartado. De los restantes, todos los modelos son significativamente mejores que el modelo nulo (a excepción, claro está, del propio modelo nulo). El modelo solo métodos está a su vez anidado al modelo rasgo general-métodos y la comparación entre ambos muestra superioridad estadísticamente significativa a favor del segundo. Lamentablemente, este modelo adolece de dificultades interpretativas cuando, como sucede en este caso, los métodos están correlacionados. Así las cosas, descartando los modelos con problemas de estimación, los de difícil interpretación y el modelo nulo, se retienen los siguientes: *factor único, solo rasgos y solo métodos*. Estos modelos al no estar anidados entre sí deben compararse cualitativamente, examinándose sus índices de ajuste global y los de sus componentes.

TABLA 4.- Sumario de valores de ajuste de los AFC de la matriz 2x3

2x3	Chi ² p	gl CHI ² r	GFI	AGOFI	RMS	COR.	CD	Probl
NULO	459.37 p=0.000	15 30.6	0.497	0.296	0.380			no
UNICO	91.72 p=0.000	9 10.2	0.88	0.72	0.09		0.827	no
RASGOS	76.46 p=0.000	8 9.55	0.895	0.72	0.09	0.83	0.955	no
METODOS	46.52 p= 0.000	6 7.75	0.91	0.71	0.059	+,-=0.53 +,N=0.89 -,N=0.53	0.996	no
MET/RAS	0.91 p=0.63	2 0.45	0.998	0.983	0.014	r =0.36 +,-=0.27 +,N=0.89 -,N=0.43		3-4-5
MET/RAS	14.84 p=0.002	3 4.94	0.975	0.82			0.997	1-5
RAS/2MET	2.76 p=0.59	4 0.69	0.995	0.97	0.023	r =0.53 +N,-=0.4		3-4-5
UNICIDAD	4.82 p=0.438	5 0.96	0.992	0.96	0.023	r =0.74	0.967	no
GENMET	80.5 p=0.000	5 16	0.87	0.48			0.83	1-2-4
GENRAS	8.18 p=0.04	3 2.7	0.986	0.905	0.045	-,+ =0.47 -,N=0.52 N,+ =0.87	0.994	no

Nota: Chi²= Chi cuadrado. P= probabilidad. Gl= grados de libertad. Chi²r= chi cuadrado relativo. GFI= índice de bondad de ajuste. AGOFI= índice de bondad de ajuste corregido. RMS= raíz cuadrada media residual. Cor.= coeficientes de correlación Pearson. CD.= coeficiente de determinación total. Problemas de estimación: 1, matriz no definida positiva; 2, no test de admisibilidad; 3, no convergencia; 4, no admisibilidad final; 5 grandes errores estándar. NULO= modelo nulo. UNICO= modelo de un único factor general. RASGOS= modelo de dos rasgos correlacionados. METODOS= modelo de tres métodos relacionados. MET/RAS= modelo de tres métodos y dos rasgos correlacionadas, y constricciones en los factores de método. RAS/2MET= dos rasgos y dos métodos correlacionados, y constricciones en los factores de método. UNICID= modelo de la unicidad correlacionada con dos rasgos. GENMET= factor general de método y dos rasgos correlacionados. GENRAS= factor general de rasgo y tres métodos correlacionados.

TABLA 5.- AFC, modelo de tres metodos (correlacionados)

Estimados LISREL (Máxima verosimilitud)					
LAMBDA X					
	<u>POSITIVA</u>	<u>NEGATIVA</u>	<u>NEUTRA</u>		
EFP	.677	.000	.000		
EFN	.000	.563	.000		
EEM	.000	.000	.654		
GFP	.739	.000	.000		
GFN	.000	.959	.000		
GEM	.000	.000	.978		
PHI					
	<u>POSITIVA</u>	<u>NEGATIVA</u>	<u>NEUTRA</u>		
POSITIVA	1.000				
NEGATIVA	.531	1.000			
NEUTRA	.898	.539	1.000		
THETA DELTA					
EFP	EFN	EEM	GFP	GFN	GEM
<u>.542</u>	<u>.683</u>	<u>.572</u>	<u>.455</u>	<u>.080</u>	<u>.043</u>
Ajuste del modelo:					
CHI2, 6 gl	=	46.52	(P = .000)		
GF1	=	.918			
AGOF1	=	.712			
RMS	=	.059			
COEF. DETER.	=	.996			

El modelo de factor único tiene, en general, peores índices globales de ajuste que los otros dos modelos, siendo el modelo de factores de método ligeramente superior al de rasgos. Detalladamente, los índices AGI y AGOF1 son similares en los tres modelos. La razón

CHI² es peor para el modelo de factor único, ligeramente mejor para el modelo de rasgos y aún mejor para el de métodos. La RMS es mejor para el modelo de factores de método e igual para los otros dos. El coeficiente de determinación es claramente peor para el modelo de factor único. Veamos a continuación los índices por componentes.

Ninguno de los parámetros estimados en los tres modelos presenta valores imposibles. Los errores estándar son tolerables en los tres casos. Las saturaciones factoriales son todas y en los tres modelos significativamente diferentes de 0. Los coeficientes de correlación múltiple para las variables observadas muestran diferencias entre los tres modelos: las variables LFN y SGAD- son escasamente explicadas por el modelo único y el de dos factores de rasgo, no sucede así con el modelo de métodos, donde estas dos variables conforman un sustancial factor de formato de respuesta negativa. La elevada correlación entre los dos factores de rasgo ($r=0.729$) justifica que la superioridad del modelo de rasgos no sea contundente con respecto al modelo único, pero sí suficiente para que sea preferido a este. En la misma dirección, pero con mayor contundencia, cabe hablar al comparar el modelo único con el modelo de métodos: dos métodos están altamente correlacionados, formulación positiva y formulación neutra, y el método de formulación negativa guarda correlaciones moderadas y similares con los otros dos métodos (r alrededor de 0.5). Estas correlaciones son coherentes con la existencia de un factor general, pero los índices globales y los parámetros individuales conceden una clara superioridad al modelo de métodos. Es complejo decidir entre el modelo de rasgos y el de métodos, aunque los índices globales y particulares son moderadamente ventajosos para el modelo de métodos, ya que conceptualmente son radicalmente distintos y la ventaja estadística de uno sobre el otro no es rotunda.

En el modelo de factores de métodos correlacionados (tabla 5) la interpretación del factor de método formulación AD-negativa resulta problemática. Las dos variables que lo constituyen forman parte asimismo de dos rasgos altamente correlacionados y cabría la posibilidad de concebir a este factor como uno de insatisfacción general, relativamente independiente de los dos factores de rasgo. Una

matriz con más variables latentes de rasgo y con correlaciones moderadas entre las mismas facilitaría la conceptualización -en caso de la emergencia de tal factor- de un factor de método de formulación negativa. Esta situación se examinará enseguida mediante el análisis de una matriz de tres rasgos y tres métodos.

La información suministrada a partir de todos los modelos contrastados puede resumirse en los siguientes términos:

Los dos modelos que directamente modelan los efectos de rasgos y métodos (solo rasgos y solo métodos) presentan un ajuste suficientemente bueno para concluir su plausibilidad, aunque existe una ligera superioridad del modelo solo métodos.

El modelo general, aun con constricciones en los factores de método o en los de rasgo, no es identificable, por lo que no podemos ponderar la contribución diferencial de los factores de rasgo ni la de los factores de método; hay, sin embargo, evidencias indirectas que otorgarían mayor peso a la varianza de método: el mejor ajuste del modelo solo métodos sobre el de rasgos y la identificación sin problemas de estimación del modelo factor general de rasgo-factores de método, que otorga mucha mayor varianza a los factores de método que al factor de rasgo, inversamente a lo que sucede en el modelo factor general de método-factores de rasgo.

Existe una potencial confusión entre el factor de método formulación negativa y un factor general de rasgo de insatisfacción.

Dos métodos -formulación positiva y formulación neutra- están altamente correlacionados, y un tercero, formulación negativa, mantiene correlaciones moderadas con los otros dos.

Los dos factores de rasgo están altamente correlacionados.

El modelo de dos factores de rasgo y unicidad correlacionada muestra un ajuste óptimo; pero dadas las moderadas y altas relaciones -según los casos- entre los métodos es desaconsejable.

Análisis factorial confirmatorio de la matriz 3x3

El análisis de la matriz de tres rasgos: satisfacción con los cuidados de enfermería, satisfacción con la información recibida y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización, y los mismos

tres métodos, se planteó para intentar dar respuesta a algunos de los problemas no resueltos satisfactoriamente con la matriz 3x2: examinar la contribución conjunta de los factores de rasgo y método (modelo general) y discriminar si el factor constituido por los ítems con formulación negativa es un factor de método o es un factor de insatisfacción. En este caso no se usa la escala LOPSS12 como medida de satisfacción del paciente con los cuidados de enfermería, sino que todas las variables son medidas con los dos instrumentos multidimensionales de satisfacción. Recordemos que dichos instrumentos evalúan las siguientes dimensiones: satisfacción general, satisfacción con los cuidados de enfermería, satisfacción con la atención médica, satisfacción con la información recibida y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización.

La singularidad de esta matriz con respecto a la anterior estriba en los siguientes aspectos.

(1) Es una matriz de orden 3x3 y por tanto, *a priori*, puede estimarse el modelo general sin constricciones.

(2) Las variables o unidades rasgo-método de la matriz MTMM son, unas veces, medidas mono-ítem -aquellas referidas a las dimensiones de satisfacción con la información y con las condiciones ambientales- y, las otras -referidas a la satisfacción con los cuidados de enfermería-, están constituidas por dos ítems; por ello el error aleatorio será mayor y, a su vez, el espacio para la validez menor.

(3) Dos de los métodos, formulación positiva y formulación negativa, no son estrictamente equiparables a los métodos homónimos constituyentes de la matriz 3x2. Mientras que en la escala LOPSS12 los ítems con formulación positiva y negativa se suceden aleatoriamente, en la escala de satisfacción general AD, base de los ítems con estos formatos en la matriz 3x3, el orden de sucesión es alternante uno a uno.

(4) Los tres rasgos considerados mantienen entre sí correlaciones más ténues que las que mantenían los dos rasgos de la matriz 3x2. Se puede establecer, además, un orden entre ellos atendiendo al sujeto de referencia, esto es, directamente vinculado a personas (satisfacción con los cuidados de enfermería), indirectamente referido a personas (satisfacción con la información recibida) y no, o

TABLA 6.- Resumen de valores de ajuste de los AFC de la matriz 3x3

3x3	Chi2	gl	GFI	AGOFI	RMS	COR.	CD	Probl
NULO	490.37 p=0.000	36 13.62	0.581	0.477	0.268		-10.7	no
UNICO	182.2 p=0.000	27 6.75	0.827	0.71	0.104		0.496	no
METODOS	144.36 p=0.000	24 6.01	0.85	0.72		-,+=0.59 -,N=0.58 +,N=1.05	0.793	1-2
RASGOS	105.44 p=0.000	24 4.39	0.89	0.799	0.081	I,E=0.683 I,A=0.503 E,A=0.726	0.94	no
MET/RAS	7.7 p=0.8	12 0.64	0.992	0.969		-,+=0.33 -,N=0.39 +,N=0.707 I,E=-0.64 I,A=0.203 E,A=0.90	0.997	1-2
2MET	144.76 p=0.000	26 5.56	0.848	0.736	0.089	-,+,N=0.57	0.81	no
2MET/RAS	20.77 p=0.10	14 1.48	0.979	0.931	0.033	-,+,N=0.29 I,E =0.10 I,A =0.20 E,A =0.646	0.994	5
UNICIDAD	10.5 p=0.078	15 0.7	0.989	0.966	0.032	I,E =0.495 I,A =0.442 E,A =0.698	0.964	no
GENRAS	65.29 p=0.000	15 4.35	0.93	0.79		-,+ >1 -,N =0,43 +,N >1		1-2
GENMET	95.26 p=0.000	15 6.35	0.904	0.713		>1	0.96	1-2

Nota: Chi²= Chi cuadrado. P= probabilidad. Gl= grados de libertad. Chi²r= chi cuadrado relativo. GFI= Índice de bondad de ajuste. AGOFI= índice de bondad de ajuste corregido. RMS= raíz cuadrada media residual. Cor.= coeficientes de correlación Pearson. CD.= coeficiente de determinación total. PROBL= problemas de estimación: 1, matriz no definida positiva; 2, no test de admisibilidad; 3, no convergencia; 4, no admisibilidad final; 5 grandes errores estándar. NULO= modelo nulo. UNICO= modelo de un único factor general. METODOS= modelo de tres métodos correlacionados. RASGOS= modelo de tres rasgos correlacionados. MET/RAS= modelo de tres métodos y tres rasgos correlacionados. 2MET= modelo de dos métodos correlacionados. 2MET/RAS= modelo de dos métodos y tres rasgos correlacionados. UNICIDAD= modelo de la unicidad correlacionada con tres rasgos correlacionados. GENRAS= modelo de factor general de rasgo y tres métodos correlacionados. GENMET= modelo de factor general de método y tres rasgos correlacionados.

TABLA 7.- AFC, modelo de tres rasgos (correlacionados)

Numero de variables de entrada	9
Número de variables Y	0
Número de variables X	9
Número de variables ETA	0
Número de variables KSI	3
Número de parámetros libres	200

Estimados LISREL (Máxima verosimilitud)

LAMBDA X

	<u>INF</u>	<u>ENF</u>	<u>AMB</u>
INF+	.671	.000	.000
INF-	.478	.000	.000
ENF+	.000	.498	.000
ENF-	.000	.404	.000
AMB+	.000	.000	.644
AMB-	.000	.000	.489
INF*EM	.818	.000	.000
ENF*EM	.000	.679	.000
AMB*EM	.000	.000	.910

PHI

	<u>INF</u>	<u>ENF</u>	<u>AMB</u>
INF	1.000		
ENF	.677	1.000	
AMB	.460	.691	1.000

THETA DELTA

INF+	INF-	ENF+	ENF-	AMB+	AMB-
.549	.771	.752	.837	.585	.761

THETA DELTA

INF*EM	ENF*EM	AMB*EM
.331	.539	.173

Ajuste del modelo:

CHI ² , 24 gl =	107.8 (P = .000)
GFI =	.891
AGOFI =	.796
RMS =	.082
COEF. DETER =	.956

muy mediatizadamente, referidos a personas (satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización). Nuestra hipótesis es que cuánto más directa sea la vinculación de personas en el ítem a juzgar, mayor será el componente de método (¿lenidad, halo?) y, recíprocamente, menor la variación atribuible al rasgo.

Los modelos contrastados han sido los mismos que en el caso de la matriz 2x3, con la añadidura de un modelo de dos métodos-tres rasgos, donde los dos métodos son: formulación negativa y la consideración conjunta de los dos restantes, formulación positiva y formulación EM. El cuadro resumen de los índices globales de ajuste aparece en la tabla 6.

Cinco de los modelos, cuatro descontando al modelo nulo, no han presentado problemas de estimación: modelo único, solo rasgos, solo métodos (pero reducido a dos métodos) y rasgos-unicidad correlacionada; los restantes, sí. Todos los modelos son significativamente mejores que el modelo nulo. Descartando, en un principio, el modelo de la unicidad correlacionada por las mismas y prevalentes razones dadas anteriormente, el mejor modelo en todos los índices globales es el de solo rasgos, a continuación el de solo métodos, y por último el único. Es significativo que el modelo solo métodos completo haya presentado problemas de estimación y que una versión más parsimoniosa del mismo, en la que se unificaba el formato de formulación positiva y el de formulación neutra, no. Este hecho debe guardar relación con las ligeras modificaciones introducidas en las unidades rasgo-método en este diseño matricial. En la misma línea, la superioridad del modelo solo rasgos con respecto a los demás, especialmente el modelo solo métodos, no debe ser ajena a la naturaleza de los rasgos, con un creciente desligamiento del referente personal. Otra vez, el modelo general ha adolecido de graves problemas de estimación, incluso una versión más simple en la que los métodos se reducían a dos. Examinemos más detalladamente los estimados paramétricos de los modelos solo rasgos y solo métodos.

El *modelo de tres rasgos correlacionados* (tabla 7) presenta unos razonablemente buenos índices de ajuste global, especialmente su coeficiente de determinación (0.94). Las saturaciones factoriales son más elevadas para la variable latente satisfacción ambiental,

a continuación para satisfacción con la información, y por último para satisfacción con los cuidados de enfermería; siendo este ordenamiento conforme al del criterio de desvinculación del referente personal. Las variables que contienen el formato de formulación negativa son las que saturan menos en el modelo, pero no menos que en otros modelos semejantes de la matriz 2x3, en la que los rasgos, solo dos, estaban altamente correlacionados; en este caso los rasgos mantienen entre sí correlaciones entre moderadas y moderadamente altas. Estos resultados son relevantes de cara a discutir el significado del factor método de formulación negativa.

Como se ha comentado anteriormente, la estimación del modelo de tres métodos conllevó serios problemas, probablemente porque dos de los métodos, formulación AD+ y formulación EM se solapan (la correlación estimada entre estos dos métodos fue superior a 1, un valor imposible). Sin embargo, estos dos métodos homónimos, aunque altamente correlacionados, fueron estimados autónomamente y sin problemas con la matriz 2x3. La variación introducida en el método de formulación AD positiva, ya señalada como singularidad tercera de la matriz 3x3, puede dar cuenta de este hecho. Una versión reducida a dos métodos, *modelo de dos métodos correlacionados*, considerando conjuntamente los dos métodos AD+ y EM, se ha estimado sin problemas, produciendo unos índices de ajuste intermedios entre el modelo único y el modelo de tres rasgos. Las saturaciones factoriales no son elevadas -tampoco lo eran en el modelo de rasgos-, pero definen suficientemente los dos factores. La correlación entre ambos factores es equiparable a la observada con la matriz 2x3 entre el factor negativo y los otros dos.

DISCUSIÓN

El análisis de la MTMM de dos rasgos y tres métodos ofreció los siguientes resultados principales.

El modelo general de AFC de matrices MTMM presentó graves problemas de estimación (solución pobremente definida), y esto ha imposibilitado ponderar directamente la contribución diferencial de los factores de método y de rasgo.

Los modelos solo rasgos y solo métodos fueron estimados sin problemas (también el de factor general y el rasgo general-tres métodos). La evidencia disponible concede superioridad al modelo solo métodos; esto es, mayor la varianza de método que la de rasgo.

Los dos rasgos están altamente correlacionados, pero son suficientemente distintos: hay validez discriminante.

El modelo solo rasgos otorga validez convergente a ambos rasgos, pero es discutible la cuantía de la misma.

Los métodos están correlacionados. La correlación es muy elevada entre los métodos de formulación AD+ y formulación neutra EM, y es moderada entre el de formulación negativa AD y los otros dos.

Existe una potencial confusión en la interpretación del factor de método de formulación negativa: puede ser interpretado a su vez como un factor de insatisfacción general.

El modelo con mejor ajuste estadístico, modelo de la unicidad correlacionada, y que no presentó problemas de estimación es, sin embargo, desaconsejable porque los métodos no son independientes.

Sobre la misma muestra de sujetos se planteó una matriz de tres métodos (los mismos que en el caso 2 x 3) y tres rasgos: satisfacción con los cuidados de enfermería, satisfacción con la información recibida y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización. Con este diseño se intentó dar respuesta a dos problemas no resueltos con la matriz 2 x 3: (1) si el factor de método formulación AD- es tal factor de método o es un factor de insatisfacción general, y (2) si es posible estimar una solución correctamente definida del modelo general de AFC de matrices MTMM.

Para el primer problema la respuesta va en la dirección de considerar al factor en términos de varianza de método.

En el caso del segundo problema, lamentablemente también un diseño 3 x 3 ha arrojado una solución pobremente definida. A continuación se discuten estas conclusiones.

Problemas de estimación con el modelo general

Como decíamos líneas arriba, ni con la matriz 2 x 3 ni con la 3 x 3 se ha podido estimar el modelo general y, consiguientemente,

tampoco se ha podido examinar simultáneamente la contribución de la varianza de método y de la varianza de rasgo.

En una matriz 2×3 el modelo general solo es potencialmente identificable si se imponen restricciones de igualdad en las saturaciones factoriales, preferentemente en los factores de método. Nosotros probamos tanto esta opción como también la de imponer las restricciones en los factores de rasgo, pero en ambos casos las soluciones fueron pobremente definidas. Marsh (1989) ha dado las siguientes razones posibles: un "n" pequeño, pocos indicadores por factor, variables que saturan en más de un factor, variables altamente correlacionadas, muchos casos perdidos y estimación de la matriz mediante la estrategia eliminación par a par. Dos de estas circunstancias son reunidas en la estimación de nuestro modelo general: existencia de variables que saturan en más de un factor y pocos indicadores por factor. Examinemos estas dos circunstancias.

Cualquier modelo general de matrices MTMM exige que necesariamente las variables saturan en más de un factor (uno de rasgo y otro de método), y es sabido que son muy frecuentes las soluciones mal definidas en la literatura de matrices MTMM (véase Brannick y Spector, 1992). Contra esta posibilidad obra el hecho de que pudiésemos estimar un modelo distinto al general pero que también especificaba que todas las variables saturasen en dos factores. En este modelo se postulaba un factor general de rasgo y los tres factores de método. No solo se estimó sin ninguna señal de dificultad: sus índices de ajuste fueron todos buenos. En nuestro modelo se añade otra posible explicación relacionada: cuando se imponen restricciones de igualdad en las saturaciones de los factores sobreviene la no identificabilidad empírica del modelo (Kenny y Kashy, 1992), aunque existen ejemplos de lo contrario (Schwarzer, 1986). Pero, otra vez, nuestro modelo de rasgo general y tres métodos también impuso estas restricciones y, sin embargo, pudo ser estimado.

Respecto a la segunda circunstancia, nuestra matriz 2×3 restringía a solo dos variables el número de variables por método. Este es un número pequeño para definir un factor, soliendo conllevar los modelos así especificados problemas de estimación, sean o no de

matrices MTMM (Bollen, 1989). Además del modelo general, también analizamos otros modelos que especificaron factores de método definidos por dos variables: modelo solo métodos y modelo de factor general de rasgo-factores de método. Estos dos modelos sí fueron identificables. Esto último no justifica responsabilizar al número de variables de la solución mal definida del modelo general.

Pudiera ser que el concurso simultáneo de las dos circunstancias ayudase a explicar por qué no fue identificable; pero también hemos referido ya que es común tal resultado en el análisis de matrices MTMM, incluso cuando solo se consideran a partir de las de orden 3×3 . Recordemos que el mismo resultado nos sucedió con nuestra propia matriz 3×3 . Otra explicación alternativa es considerar el modelo general como incongruente con nuestros datos. No podemos ser más concretos.

Varianza de rasgos y métodos

El modelo de factores de métodos correlacionados mostró mejores índices de ajuste que el modelo de rasgos correlacionados, pero la imposibilidad de evaluar conjuntamente la influencia de ambos grupos de factores mediante la estimación del modelo general dificulta ponderar su contribución independiente. Principalmente esto es así porque tanto los rasgos como los métodos están entre moderada y altamente correlacionados, de suerte que tanto la varianza común de rasgos como la varianza común de métodos es elevada. Cuando un modelo especifique únicamente factores de un tipo, p. ej. de rasgo, la varianza común de método se añadirá a la variación de los rasgos (y también a la inversa), aumentando artificialmente los coeficientes de validez convergente (véase Kenny y Kashy, 1992). De esta forma, no es posible valorar con los resultados de nuestros dos modelos de rasgos y de métodos la contribución independiente de ambas fuentes de variación. Una aproximación indirecta, contemplando el modelo de rasgo general-métodos, puede aportar luz a esta discusión. Aunque este modelo adolece de problemas interpretativos (Marsh, 1989), ofreció una solución bien definida, no así el modelo

recíproco de método general-rasgos. Esta superioridad concede ya cierto apoyo a la preponderancia de los factores de método. Los parámetros de este modelo, que aún formalmente variación de rasgo y método, conceden abrumadoramente mayor cantidad de varianza de método que de rasgo; pero hay que recordar de nuevo que este modelo no debe ser interpretado sin reservas. Con todo, las evidencias directas e indirectas, así como los resultados de un estudio previo (Cabrero et al., 1993), favorecen concluir que la varianza de método es mayor que la varianza de rasgo, aunque no podemos cuantificar esta contribución parcializadamente.

Los rasgos

La correlación observada entre la satisfacción general y la satisfacción con los cuidados de enfermería ha sido alta, y esto era un resultado esperable (Abramovitz et al., 1987; Meterko et al., 1990).

El modelo solo rasgos y el modelo de la unicidad correlacionada han producido coeficientes de validez convergente entre moderados y elevados para ambos rasgos. Pero esta conclusión no es firme: la validez convergente, como se ha dicho en el punto anterior, es difícil de valorar aquilatadamente cuando no se dispone de la información del modelo general o, en su defecto, cuando los métodos están fuertemente correlacionados.

En la matriz 3 x 3 los rasgos estudiados fueron tres: satisfacción con los cuidados de enfermería, satisfacción con la información y satisfacción con la dimensión ambiental de la hospitalización. Estos rasgos mostraron relaciones más tenues entre sí que los anteriores. Hay que destacar que cuando se les ordena en función del grado de referente personal, se les ordena también en el grado de validez convergente; de suerte que el factor con más varianza de rasgo es el de la dimensión ambiental, y el de menos, el referido a los cuidados de enfermería. Este resultado puede enmarcarse en términos vinculados con la lenidad de los juicios. Es esta una hipótesis que merecería una exploración sistemática y detallada.

Los métodos

Ya se ha comentado la sustancial varianza de método presente en los datos, aludiremos ahora a su covariación.

Los métodos formulación AD+ y formulación neutra EM se han mostrado altamente correlacionados; de hecho, dos factores homónimos, aunque ligeramente distintos, conformaron un único factor en la matriz 3 x 3. El método formulación AD- se ha correlacionado en forma moderada con los otros dos.

Mientras que la especificidad del factor de formulación negativa está firmemente asentada, la elevada relación entre los otros dos factores de método plantea un problema a resolver. Aunque es por sí mismo informativo que dos tipos de formulación, una neutra y otra aseverativa, favorezcan similarmente las respuestas de un cuestionario de satisfacción, reviste más interés poder diferenciar efectos y ligarlos a hipótesis específicas sobre la naturaleza de los mismos. Además, aunque en principio es prescindible que los métodos sean independientes en las matrices MTMM cuando éstas vayan a ser analizadas mediante AFC (Millsap, 1989), se debe perseguir la racionalidad epistemológica de validez convergente a través de métodos máximamente diferentes. Nuestro planteamiento ha balanceado la búsqueda de la validez convergente y el examen de los efectos de los métodos sobre los rasgos, pero no supeditando éste último a lo primero, como es usual en las matrices MTMM: nuestro diseño fue fundamentalmente metodológico. Pero si ambos métodos hubiesen sido más independientes, aun manteniéndose constante la cantidad de varianza explicada por ambos, la riqueza explicativa hubiese sido mayor (especulemos por un momento: el formato de formulación positiva favorece respuestas más lenientes, y el formato neutro EM respuestas con más efecto de halo. Tal hipótesis, de haberse planteado, podría contrastarse si ambos métodos fuesen más independientes de lo que ciertamente lo son).

Otra consecuencia de esta elevada relación entre estos dos métodos viene ilustrada a través del modelo de la unicidad correlacionada. Sus estimados paramétricos para los dos rasgos fueron muy semejantes a los del modelo solo rasgos, y los elementos de la matriz Theta fuera de la diagonal, indicadores de los efectos

específicos de los métodos, solo fueron significativos para los referidos al método de formulación negativa. Al ser gran parte de la varianza de estos dos métodos compartida, la especificidad de cada uno de ellos es pequeña, por lo que cualquier modelo que estime efectos de método correlacionados sobrestimarán la validez convergente de los rasgos. Como el modelo general es difícilmente estimable, la relativa independencia de métodos vuelve a ser una exigencia, no por razones teóricas sino por las limitaciones en la práctica del AFC.

Insatisfacción y método de formulación negativa

Es un hecho recurrente en la literatura sobre personalidad y actitudes que emplea instrumentos de medida compuestos de ítems con formulación positiva y negativa encontrar estructuras factoriales definidas en gran parte por esta diferenciación (Schmitt y Stults, 1985). A este respecto, las diferentes soluciones de la matriz 2 x 3 sistemáticamente exhibieron un factor de método de formulación negativa (también otro de formulación positiva). Conceder a este factor la atribución de artefacto de método es, sin embargo, discutible. Veamos.

El factor ha estado definido por dos variables: una referida a la satisfacción general y otra a la satisfacción con los cuidados de enfermería. Ambas variables están altamente correlacionadas, y ocasionalmente pueden considerarse como índices de un mismo rasgo más general de satisfacción; de hecho, una es un componente, principal, de la otra. Al ser esto así, sería razonable interpretar un factor definido por dos variables indicadoras de dos rasgos muy relacionados, medidas con ítems formulados en sentido negativo, como un factor de insatisfacción; de hecho, es usual considerar a las variables así formuladas, en otros contextos e investigaciones, como variables "in" o negativas: insatisfacción, p. ej. La Monica et al., (1986); conflicto de rol (Rizzo et al., 1970); irritabilidad (Smitt y Coyle, 1976) o estados de humor negativo (véase Green et al., 1993). Establecer si el agrupamiento de variables en cuestión refleja varianza de método o algún factor de rasgo o estado precisa más in-

formación. Con este propósito se puso a examen la matriz 3 x 3, en la que se reunieron los mismos tres métodos pero tres rasgos en vez de dos. Lo sustancial aquí es que de estos tres rasgos se hipotizaron interrelaciones más tenues que en el caso de los rasgos de la matriz 2 x 3. Empíricamente esto fue así, por lo que la persistencia del factor de formulación negativa, en este caso compuesto de tres variables referidas a tres rasgos relativamente independientes, supone un apoyo más decidido para una conceptualización artefactual del factor que para otra sustantiva, de rasgo. Una contrastación más vigorosa necesitaría rasgos aun más independientes.

Green et al., (1993) abordaron un problema similar, también mediante AFC. Su planteamiento no fue de matrices MTMM, sino un diseño multimétodo-monorrasgo. Los efectos de método se valoraron como errores correlacionados dentro de la matriz Theta. El estado medido fue el humor. El objetivo de la investigación fue dilucidar si la estructura del estado de ánimo era bifactorial o simplemente bipolar. La lógica del diseño fue: si los errores aleatorios y correlacionados -métodos- son los responsables de la aparente bifactorialidad del estado de humor, entonces los modelos de AFC que contemplen ambos tipos de errores deben exhibir un mejor ajuste, y un coeficiente de correlación entre los dos estados muy elevado. A diferencia de nuestro diseño, ellos postularon ambos factores de estado a través de los diferentes métodos; nosotros postulamos un único factor de satisfacción y explícitamente un factor de método negativo. Nuestro planteamiento general gana en falsabilidad cuando los rasgos son más independientes y el modelo general es estimable. El diseño de Green et al. es más satisfactorio que el nuestro al introducir más métodos, pudiendo reducir los efectos de halo, aquiescencia, etc, pero su planteamiento analítico es más pobre, porque el modelo de la unicidad correlacionada no desatenúa la varianza común de método de los factores de rasgo. Si el diseño no reduce la varianza de método, el análisis no puede aportar ninguna ventaja, como de hecho queda reflejado en el informe de los autores. Una estrategia más potente debería contemplar los siguientes elementos: más métodos y más distintos (no importa que sean todos autoinformes), varios rasgos relativamente independientes, y analizar el modelo general de MTMM mediante AFC.

Otra estrategia fue la empleada por Schmitt y Stults (1985). Su hipótesis fue que los items con formato negativo, dentro de un cuestionario con otros items pero con formato positivo, constituyen factores relativamente independientes por efecto de un porcentaje de respondientes que contestan de forma aquiescente, sin percibirse de la naturaleza opuesta de los items positivos y negativos. La plausibilidad de la hipótesis fue contrastada con éxito mediante simulación. Lamentablemente la simulación no constituye una prueba, aunque sí un argumento.

Conclusiones sobre la estrategia de matrices MTMM

La estimación del modelo general dio lugar a soluciones mal definidas, tanto con la matriz 2×3 como con la matriz 3×3 . Este es un resultado frecuente, especialmente con matrices que no tienen al menos tres rasgos y tres métodos (Brannick y Spector, 1992). Marsh y Bailey (1991) han mostrado con datos de matrices reales y simuladas que el modelo general solo convergía a soluciones propias en menos del 25% de los casos; en cambio, el modelo de la unicidad correlacionada lo hacía en casi todas las ocasiones. Este modelo, sin embargo, no es apropiado cuando los métodos están entre moderada y altamente correlacionados (Kenny y Kashy, 1992). Marsh y Bailey (1991) mostraron y recomendaron para la estimación del modelo general la conveniencia de emplear al menos cuatro indicadores por factor, y aun más. Por ello, en el futuro, parece conveniente aumentar el número de variables, incorporando más rasgos y/o más métodos; o incorporar métodos máximamente independientes y estimar el modelo de la unicidad correlacionada en lugar del modelo general. Esta alternativa, sin embargo, no será siempre practicable, ni siquiera segura. Como se comentaba en otra parte (Cabrero, 1994), los métodos no pueden elegirse al margen de los conceptos que se desean medir, sin peligro de perder o desbordar la naturaleza y unidad del concepto. Además, *a priori*, se puede postular independencia entre métodos, pero *a posteriori* podemos encontrarnos con moderadas o severas relaciones entre los mismos (véase Cote y Buckley, 1987).

Una de las críticas más severas a la inspección visual de las matrices MTMM, análisis propuesto por Campbell y Fiske (1959), fue que las correlaciones, siendo de orden cero, no estaban desatenuadas del error de medida, y que, por tanto, las implicaciones resultantes del análisis visual estarían oscurecidas por la fiabilidad diferencial de las escalas. Paradójicamente, el AFC no resuelve automáticamente este problema, y en la mayoría de las matrices publicadas persiste (Marsh y Hocevar, 1988). El AFC separa dos fuentes de variación: varianza común y unicidad. Esta unicidad se compone de error aleatorio y de varianza específica de la variable. Solo si se introducen los elementos componentes de las escalas -items- la varianza común estimada se igualaría a la consistencia interna de la escala: fiabilidad, y la varianza marginal estaría compuesta exclusivamente de error aleatorio. Posteriormente, un AFC de segundo orden basado en las correlaciones desatenuadas del error de medida de las escalas, y de la confirmación, precisamente, de dicha configuración escalar, podría extraer estimados de la estructura factorial y de las correlaciones entre los factores no contaminados por la fiabilidad diferencial de las escalas. Esta estrategia, sin embargo, no está exenta de algunos problemas, como son la baja fiabilidad de los datos a nivel de ítem, y la exigente demanda computacional cuando el número de ítems por escala fuese elevado, lo que es frecuente (Marsh y Hocevar, 1988). ¿Cómo afecta este problema a nuestros datos?

En el caso de la matriz 2 x 3 los coeficientes de correlación entre las escalas son de orden cero. Sin embargo, el hecho de que el nivel de todos los coeficientes de fiabilidad sea similar reduce en gran medida la principal amenaza: la fiabilidad diferencial.

En la matriz 3 x 3 la mayoría de las escalas componentes son mono-ítem, siendo el resto, a lo sumo, compuestos de dos ítems. Por ello, no es posible estimar la consistencia interna de la mayoría de ellas. Pero al tratarse de escalas que miden rasgos de similar generalidad, y que el número de ítems componentes sea el mismo o casi el mismo en todas ellas, es razonable pensar que el grado de fiabilidad diferencial no sea severo. Siendo esto así, la principal amenaza queda, también en esta matriz, atemperada.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramowitz, S.; Cote, A.A. y Berry, E. (1987). Analyzing patientsatisfaction: a multianalytic approach. *Quality Review Bulletin*, 3, 122-130.
- Babakus, E. y Mangold, W.G. (1992). Adapting the SERVQUAL scale to hospital services: an empirical investigation. *Health Services Research*, 26, 767-786.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. New York, John Wiley.
- Brannick, M.T. y Spector, P.E. (1990). Estimation problems in the block-diagonal model of the multitrait-multimethod matrix. *Applied Psychological Measurement*, 14: 325-339.
- Brown, S.W. y Swartz, T.A. (1989). A gap analysis of professional service quality. *Journal of Marketing*, 53, 92-98.
- Cabrero, J. (1994). *La medida de la satisfacción del paciente: aspectos conceptuales y metodológicos*. Tesis doctoral no publicada. Universidad de Murcia.
- Cabrero, J. y Richart, M. (1990). Adaptación española de una escala para medir la satisfacción del paciente con los cuidados de enfermería. En *II Congreso del Colegio Oficial de Psicólogos. Comunicaciones Area 5: Psicología y Salud*. Madrid, COP.
- Cabrero, J., Cartagena, E. y Richart, M. (1992). Adaptación de una escala para medir la satisfacción del paciente con los cuidados. *Diputación Provincial de Alicante*.
- Cabrero, J.; Richart, M. y Reig, A. (1993). Evaluación de la satisfacción del paciente hospitalizado. Empleo de una matriz multirrasgo-multimétodo reducida. *Análisis y Modificación de Conducta*, 19, 405-418.
- Campbell, D.T. y Fiske, D.W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Carmel, S. (1985). Satisfaction with hospitalization: a comparative analysis of three types of services. *Social Science and Medicine*, 21, 1243-1249.
- Cleary, P.D.; Edgman-Levitan, S.; McMullen, W. y Delbanco, T.M. (1992). The relationship between reported problems and patient summary evaluations of hospital care. *Quality Review Bulletin*, 8, 53-59.
- Cole, D.A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 584-594.
- Cote, J.A. y Buckley, M.R. (1987). Estimating trait, method, and error variance: generalizing across 70 construct validation studies. *Journal of Marketing*

- Research, 24**, 315-318.
- Eriksen, L. (1988). Measuring patient satisfaction with nursing care: A magnitude estimation approach. En C.F. Waltz y O.L. Strickland (Eds.). **Measuring client outcomes (vol 1)**. New York, Springer.
- French, K. (1981). Methodological considerations in hospital patient opinion surveys. **International Journal of Nursing Studies, 14**, 7-32.
- Green, P.D.; Lee, S. y Salovey, P. (1993). Measurement error masks bipolarity in affect ratings. **Journal of Personality and Social Psychology, 64**, 1029-1041.
- Hall, J.A. y Dornan, M.C. (1988). Meta-analysis of satisfaction with medical care: description of research domain and analysis of overall satisfaction levels. **Social Science and Medicine, 27**, 637-644.
- Hall, J.A. y Dornan, M.C. (1990). Patient sociodemographics characteristics as predictors of satisfaction with medical care: a meta-analysis. **Social Science and Medicine, 30**, 811-818.
- Hall, J.A.; Feldstein, M.; Fretwell, M.D.; Rowe, J.W. y Epstein, A.M. (1990). Older patients' health status and satisfaction with medical care in an HMO population. **Medical Care, 28**, 261-270.
- Jöreskog, F.G. (1971). Statistical analysis of sets of congeneric tests. **Psychometrika, 36**, 109-133.
- Jöreskog, F.G. (1974). Analyzing psychological data by structural analysis of covariance matrices. En R.C. Atkinson, D.H. Krantz, R.D. Luce y P. Suppes (Eds). **Contemporary developments in mathematical psychology** (Vol 2, pp. 1-56). San Francisco, Freeman.
- Jöreskog, K.G. y Sördom, D. (1989). **LISREL 7 user's reference guide**. Mooresville, IN, Scientific Software.
- Kenny, D.A. y Kashy, D.A. (1992). Analysis of the multitrait-multimethod matrix by confirmatory factor analysis. **Psychological Bulletin, 112**, 165-172.
- La Mónica, E.L.; Oberst, M.T.; Madea, A.R. y Wolf, R.M. (1986). Development of a patient satisfaction scale. **Research in Nursing and Health, 9**, 43-50.
- Lebow, J.L. (1983). Research assessing consumer satisfaction with mental health treatment: a review of findings. **Evaluation and Program Plannings, 6**, 211-236.
- Locker, D. y Dunt, D. (1978). Theoretical and methodological issues in sociological studies of consumer satisfaction with medical care. **Social Science and Medicine, 12**, 283-292.
- Marsh, H.W. (1989). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: Many problems and few solutions. **Applied Psychological Measurement, 13**, 335-361.

- Marsh, H.W. y Hocevar, D. (1988). A new, more powerful approach to multitrait-multimethod analyses: application of second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Applied Psychology*, **73**, 107-117.
- Marsh, H.W. y Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analyses of multitrait-multimethod data: a comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, **15**, 47-70.
- McDaniel, C. y Nash, J.G. (1990). Compendium of instruments measuring patient satisfaction with nursing care. *Quality Review Bulletin*, **26**, 182-188.
- Meterko, M.; Nelson, E.C. y Rubin, H.R. (1990). Patient judgments of hospital quality. *Medical Care*, **28**, supplement.
- Millsap, R.E. (1990). A cautionary note on the detection of method variance in multitrait-multimethod data. *Journal of Applied Psychology*, **75**, 350-353.
- Nunnally, J.C. (1978). *Psychometric theory*, New York, McGraw-Hill.
- Rizzo, J.; House, R.J. y Lirtzman S.I. (1970). Role conflict and ambiguity in complex organizations. *Administrative Science Quarterly*, **2**, 150-163.
- Rousseeuw, P.J. y Van Zomeren, B.C. (1990). Unmasking multivariate outliers and leverage points. *Journal of the American Statistical Association*, **85**, 633-639.
- Sabourin, S.; Laferriere, N.; Sicuro, F.; Coallier, J.C.; Cournoyer, L.G. y Gendreau, P. (1989). Social desirability, psychological distress, and consumer satisfaction with mental health treatment. *Journal of Counseling Psychology*, **36**, 352-356.
- Schmitt, N. y Coyle, B.W. (1976) Applicant decisions in the employment interview. *Journal of Applied Psychology*, **62**, 184-192.
- Schmitt, N. y Stults, D.M. (1985). Factors defined by negatively keyed items: the result of careless respondents? *Applied Psychological Measurement*, **9**, 367-373.
- Schmitt, N. y Stults, D.M. (1986). Methodology review: analysis of multitrait-multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, **10**, 1-22.
- Schwager, K.W. (1991). The representational theory of measurement: an assessment. *Psychological Bulletin*, **110**, 618-626.
- Schwarzer, R. (1986). Evaluation of convergent and discriminant validity by use of structural equations. En A. Angleitner y J.S. Wiggins(Eds). *Personality assessment via questionnaires*. Berlin, Springer-Verlag.
- Ware, J.E.; Davies-Avery, A. y Stewart, A.L. (1978). Themeasurement and meaning of patient satisfaction: a review of the recent literature. *Health and Medical Care Services Review*, **1**, 1-15
- Widaman, K.F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, **9**, 1-26.

- Williams, B. (1994). Patient satisfaction: a valid concept? *Social Science and Medicine*, **38**, 509-516.
- Williams, S.J. y Calnan, M. (1991). Convergence and divergence: assessing criteria of consumer satisfaction across general practice, dental and hospital care setting. *Social Science and Medicine*, **33**, 707-716.