



DIMENSIONES DE LOS SÍNTOMAS COMUNES A MUJERES Y HOMBRES EN LA ESCALA DE SÍNTOMAS SOMÁTICOS REVISADA (ESS-R)

JOSÉ MORAL¹ Y BLANCA G. ALVARADO²

¹ Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México

² Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, México

Resumen: Este estudio tiene como objetivo contrastar una estructura de ocho factores correlacionados para la Escala de Síntomas Somáticos Revisada de Sandín y Chorot (ESS-R; Sandín, 1999), explorar modelos alternativos, verificar la consistencia interna alta de la escala y sus factores, además describir sus distribuciones con la expectativa de asimetría positiva. Se aplicó la escala ESS-R a una muestra aleatoria de 446 estudiantes universitarios mexicanos. Los datos sustentaron las hipótesis, aunque se requiere reducir el número de indicadores por factor para obtener un ajuste con índices adecuados. Se sugiere el uso de la escala en México y su estudio en otras muestras y países.

Palabras clave: Síntomas somáticos; ESS-R; validación; fiabilidad; estudiantes universitarios.

Dimensions of symptoms shared by women and men in the Somatic Symptoms Scale-Revised (ESS-R)

Abstract: The aims of this study were to contrast a structure of 8 correlated factors for Sandin and Chorot's Somatic Symptoms Scale Revised (Escala de Síntomas Somáticos Revisada, ESS-R; Sandin, 1999), to explore alternative models, to verify the high internal consistencies of the scale and its factors, furthermore to describe their distributions with the expectation of positive skewness. The ESS-R scale was applied to a random sample of 446 Mexican undergraduates. The data sustained the hypothesis, although a fit with adequate indexes required reducing the number of indicators per factor. We support the use of the scale in Mexico and its study in other samples and countries.

Key Words: Somatic symptoms; ESS-R; validation; reliability; undergraduates.

INTRODUCCIÓN

Heinrot, psiquiatra alemán, fue el primero en usar la palabra *psicosomático* en 1818; aplicó este término a los problemas de insomnio, haciendo referencia a las manifestaciones físicas de la enfermedad de origen psicológico.

No obstante, el término *clínica psicosomática* tardará hasta principios de siglo XX en nacer. Lo hará en el seno del psicoanálisis y la psiquiatría psicodinámica, con la extensión del

concepto de conversión de Freud y Breuer (1895) a una diversidad de cuadros somáticos.

Dentro de este marco teórico, tras descartar una etiología orgánica, como traumatismo, infección, parásitos, tumor, intoxicación, desequilibrio hormonal, déficit o excesos nutricionales, retención o pérdida de fluidos, deficiencias o excesos de ciertos enzimas por causas genéticas, malformaciones congénitas o problemas autoinmunes, se presupone una etiología psicógena, donde los síntomas tendrían funciones expresivas y de preservación de la homeostasis del organismo (Uribe, 2006).

Desde el psicoanálisis freudiano se concibe que todo síntoma psicógeno expresa un deseo que entra en conflicto con las exigencias adaptativas o estándares morales por los que se rige la persona, permitiendo la manifestación sim-

Recibido: 27 mayo 2011; aceptado: 12 diciembre 2011

Correspondencia: José Moral de la Rubia, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, c/ Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México.
Correo-e: jose_moral@hotmail.com

bólica (enmascarada) y realización parcial del deseo conflictivo; de este modo, resulta una formación de compromiso entre el deber, el deseo y la realidad, creada por mecanismos inconscientes de defensa (conversión). Por lo tanto, los síntomas poseen un significado psíquico que la persona debe aprehender para lidiar e integrar el conflicto expresado a nivel somático en un plano psicológico consciente. El síntoma desaparecerá una vez que el significado sea integrado en la conciencia del paciente y el conflicto manejado por decisiones conscientes (Moral, 2011a).

Sin embargo, con el triunfo de la psicología de la salud en la década de 1970, se impone un enfoque holista biopsicosocial y se abandona la perspectiva psicógena interpretadora. Se considera que en toda enfermedad intervienen factores culturales (creencias y valores colectivos, así como prácticas y representaciones sociales), psicológicos (creencias, valores, expectativas, experiencias y actitudes individuales, rasgos de personalidad, estados emocionales, hábitos y estilos de vida), interpersonales (relaciones y vínculos) y biológicos (ambiente físico y las causas de enfermedad señaladas en el párrafo anterior) con distinto peso a lo largo de su curso (riesgo, desencadenamiento, cronificación, empeoramiento, mejora, remisión y recidiva) (Moral, 2011b).

A este posicionamiento contribuyen las investigaciones sobre la fisiológica y bioquímica de las emociones. Estos estudios demuestran que la activación de una emoción no sólo implica procesos centrales (corteza sensorial, área mesobasal de los lóbulos prefrontales y sistema límbico), sino también inervaciones vegetativas y hormonales (eje hipotálamo-hipófiso-suprarrenal); así, si el afecto resulta muy intenso y sostenido en el tiempo, éste generará desequilibrio en la homeostasis del organismo, lo que finalmente puede originar disfunción, malestar o dolor, es decir, en enfermedad (Kiecolt-Glaser, McGuire, Robles y Glaser, 2002).

Usualmente el afecto negativo (ansiedad, tristeza o ira) aparece como factor de riesgo de enfermedad y se refleja más en el estado de salud que el afecto positivo al ser más persistente. Los afectos positivos suelen presentarse más como factores protectores o promotores de

salud, aunque con una asociación más débil que los afectos negativos, por su menor persistencia e incluso intensidad (Sandín, Chorot, Santed y Valiente, 2002; Watson, Hubbard y Wiese, 2000).

El estudio de la relación de los síntomas físicos con los factores psicosocioculturales, especialmente aquéllos más susceptibles a su influencia, requiere de diversas metodologías, entre las cuales se hallan los cuestionarios de autoinforme aplicados a muestras grandes de población general o muestras clínicas más reducidas en tamaño.

En esta línea de trabajo, existen escalas con pocos ítems que evalúan muy parcialmente los síntomas funcionales (de atribución esencialmente psicógena), incluso con baja consistencia interna, como el factor de somatización del *Symptoms Check List* (SCL-90) de Derogatis (1983) y el cuestionario de Salud del Paciente con 15 síntomas (comunes para ambos géneros) de Kroenke, Spitzer y Williams (2003), u otras más amplias desarrolladas en población anglosajona, como la escala de Escala de Severidad de Síntomas Somáticos (SSS) de Woolfolk y Allen (2007) con 40 síntomas (36 comunes a ambos géneros y 4 exclusivos para mujeres) y el Cribador de Síntomas de Somatización (SOMS-7) de Rief y Hiller (2003) con 7 grupos de síntomas (48 síntomas para hombres y 52 para mujeres). Desarrollada en población española está la Escala Síntomas Somáticos revisada (ESS-R) de Sandín y Chorot (1999).

La escala ESS-R es un instrumento de autoinforme creado para detectar la frecuencia de aparición de diferentes síntomas en el último año, los cuales usualmente aparecen en cuadros somáticos funcionales, crisis de angustia, somatizaciones y conversiones; así evalúa de forma comprensiva la sintomatología asociada a los principales sistemas somatofisiológicos: inmunológico general (IG), cardiovascular (CV), respiratorio (RS), gastrointestinal (GI), neurosensorial (NS), piel y alergia (PA), músculo-esquelético (ME), genitourinario (GU) y aparato reproductor femenino (RF), pudiéndose obtener una puntuación total, al sumar los valores de las ocho primeras escalas comunes a mujeres y hombres. En mujeres, añadiendo la novena, se logra una puntuación total adicional.

Este instrumento tiene dos características fundamentales; es autoaplicable, y evalúa multidimensionalmente los síntomas somáticos con o sin explicación médica. La estabilidad temporal para un período de un mes varía de 0,73 a 0,82 por la correlación test-retest (Sandin, 1999). Se ha encontrado alta validez predictiva en relación con otros indicadores de salud física, ya sean auto-informes o criterios externos de salud (Sandín, Valiente y Chorot, 1999; Santed, Sandín, Chorot y Olmedo, 2000a).

Considerando que la escala ESS-R (Sandín, 1999) ha sido desarrollada en población hispanohablante desde una revisión teórica y de estudios del tema para situaciones clínicas y no clínicas de evaluación, con unas buenas propiedades de consistencia y validez criterial, se optó por seleccionar la misma para su estudio en México. La afinidad cultural (cultura latina), a su vez, es otro argumento a favor de contemplar este instrumento de medida.

La escala EES-R ha sido empleada en varios estudios (Orejudo y Froján, 2005; Peralta, Robles, Navarrete y Jiménez, 2009; Santed, Sandín, Chorot y Olmedo, 2000b; Viñas y Caparros, 2000); sin embargo, su estructura dimensional de ocho factores para los síntomas comunes a mujeres y hombres no ha sido contrastada hasta el momento, ni se han explorado otras alternativas. Dicha estructura fue propuesta agrupando los síntomas por órganos. Fue sustentada por criterios de validez empírica (síntomas obtenidos a partir de la sintomatología asociada a condiciones médicas u órganos) y los valores de consistencia interna altos. Así el presente estudio tiene como objetivo contrastar dicha estructura, explorar soluciones alternativas, estimar la consistencia interna de los factores y el conjunto de items, así como describir la distribución de los mismos en una muestra mexicana de estudiantes universitarios.

Se espera consistencia interna alta, así como distribuciones asimétricas positivas, esto es, baja frecuencia de autoinforme de síntomas. Debe reiterarse que la escala ESS-R se construyó a partir de la sintomatología asociada a condiciones médicas u órganos, no según criterios de validez factorial, de ahí que la agrupación final de síntomas pueda diferir de la inicialmente propuesta por Sandín (1999).

MÉTODO

Participantes

Se utilizó una muestra aleatoria de participantes voluntarios, integrada por 446 estudiantes de la Universidad Autónoma del Estado de México, 225 mujeres y 221 hombres, siendo estadísticamente equivalente la frecuencia de ambos sexos (prueba binomial: $p = 0,89$). Las edades oscilaron entre 18 y 25 años con una media (M) de 20,66 años y una desviación típica (DT) de 1,82. El 99% de los participantes (442 de 446) eran solteros y el 1% (4 de 446) casados. El criterio de exclusión fue padecer enfermedades orgánicas.

Instrumento

La ESS-R (Sandin, 1999) evalúa quejas somáticas ocurridas en el último año. Consta de 90 items tipo Likert con un rango de respuesta de 5 opciones: 0 «nunca», 1 «raras veces», 2 «algunas veces», 3 «frecuentemente» y 4 «casi siempre». En este estudio se analizan sólo los 80 items comunes a mujeres y hombres. Se excluyen los correspondientes al aparato reproductor femenino. Estos 80 items se agrupan en 8 subescalas con 10 items cada una:

Sistema inmunológico general (IG): la subescala integra 3 síntomas (sensación general de debilidad, fatiga sin causa aparente y estado general de baja energía), 3 signos (fiebre, ulceraciones o llagas y bulto o verruga), 3 enfermedades infecciosas (catarros o resfriados comunes, gripe y herpes) y una tumoral (fibroma o tumor nuevos o que reaparece) relacionados con debilidad en el sistema inmunológico.

Cardiovascular (CV): incluye síntomas, signos o seguimiento de tratamientos de afecciones cardíacas o del sistema circulatorio, como palpitaciones, dolor en el pecho o necesidad de hacer dieta para reducir la tensión arterial.

Respiratorio (RE): abarca signos y síntomas de las vías respiratorias, como tos repetitiva o sensación ahogo.

Gastrointestinal (GI): engloba síntomas y signos del sistema digestivo, como dolores abdominales o colitis.

Neurosensorial (NS): incluye síntomas de naturaleza neurológica, como mareos, vértigos o sensación de inestabilidad en la marcha.

Músculo-esquelético (ME): integra síntomas y signos de problemas musculares o en las articulaciones, como temblor muscular, calambres o dolor en las piernas.

Piel y alergias (PA): agrupa síntomas y signos atribuibles a afecciones alérgicas o dermatológicas, como comezón en la nariz tipo alérgico o erupciones en la piel.

Genito-urinario (GU): abarcan síntomas y signos de genitales y vías urinarias, como dificultad para orinar o dolor en zonas genitales.

Procedimiento

Antes de responder al cuestionario se les informó a los participantes sobre los objetivos del estudio. La participación fue voluntaria y anónima con consentimiento informado, garantizándose la confidencialidad de la información proporcionada. El protocolo de investigación fue aprobado por el comité de ética de la Universidad Autónoma del Estado de México. La aplicación se realizó de forma individual, en la modalidad autoadministrada, fuera de los salones de clase, en los jardines y espacios públicos de la universidad.

Análisis estadístico

Los valores de consistencia interna de la escala y los factores se estiman por el coeficiente alfa de Cronbach (α). Para evaluar la validez estructural de la escala se aplica análisis factorial confirmatorio, empleando el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS), tanto en su modalidad unigrupo (muestra conjunta) como multigrupo de modelos sin restricciones (separando a mujeres y hombres). Se opta por GLS por la asimetría positiva de los ítems y un índice de curtosis multivariada de Mardia mayor a 70 (Rodríguez y Ruiz, 2008). Se consideran seis índices de ajuste: el cociente de ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl) y el valor de la función de discrepancia (FD) (≤ 2 buen ajuste y ≤ 3 adecuado), el parámetro de no

centralidad poblacional ($PNCP$) (≤ 1 buen ajuste y ≤ 2 adecuado), el error cuadrático medio de aproximación ($RMSEA$) ($\leq 0,05$ buen ajuste y $< 0,08$ adecuado), así como el índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom (GFI) ($\geq 0,95$ buen ajuste y $\geq 0,90$ adecuado) y su forma ajustada ($AGFI$) ($\geq 0,90$ buen ajuste y $\geq 0,85$ adecuado) (Moral, 2006). Para la exploración dimensional se emplea análisis factorial exploratorio, usando el mismo método para la extracción de factores (GLS) y rotando la matriz factorial por el método Promax. La normalidad de las distribuciones, calculadas por suma simple de ítems, se contrasta por la prueba de Kolmogorov-Smirnov. El nivel de significación para el rechazo de la hipótesis nula se fija en $p \leq 0,05$. Los cálculos se realizan con el SPSS16 y STATISTICA 7.

RESULTADOS

Al extraer los factores por GLS de los 80 síntomas comunes a mujeres y hombres se definen 20 por el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1), explicando el 56,43% de la varianza total. Con base en el criterio de Cattell, hay un primer punto de inflexión de la curva de sedimentación en el segundo autovalor, siendo el primer autovalor cinco veces mayor que el segundo ($18,35/3,61 = 5,08$), así se podría definir una solución unifactorial. Si se fuerza la solución a un factor se explica el 22,28% de la varianza y todos los ítems tienen cargas mayores a 0,30, excepto seis: 41, 42, 49, 50, 66 y 79. Debe señalarse que estos 6 ítems corresponden a condiciones médicas o signos, más que a síntomas, lo que acentúan el carácter funcional o psicosomático del factor general.

Se observa un segundo punto de inflexión en el noveno autovalor. Si se fuerza a ocho factores se logra explicar 41,49% de la varianza. Tras la rotación de la matriz factorial por el método Promax, el primer factor estaría definido por siete síntomas respiratorios (3, 11, 19, 35, 43, 59 y 67) y seis cardiovasculares (2, 10, 18, 26, 34 y 58) ($\alpha = 0,91$ para los 13 ítems); el segundo por diez síntomas gastrointestinales (4, 12, 20, 28, 36, 44, 52, 60, 68 y 76) ($\alpha = 0,87$); el tercero por ocho síntomas músculo-esquelé-

tics (14, 22, 38, 46, 54, 62, 70 y 78) y cinco neurosensoriales (45, 53, 61, 69 y 77) ($\alpha = 0,85$ para los 13 ítems); el cuarto por síntomas catarrales con tres del factor original inmunológico: 1, 9 y 33, tres del factor respiratorio: 27, 51 y 75 y uno de alergias: 39 ($\alpha = 0,80$ para los siete ítems); el quinto por seis síntomas urinarios (8, 16, 24, 32, 64 y 72) ($\alpha = 0,80$); el sexto por tres síntomas genitales (48, 56 y 80) ($\alpha = 0,79$); el séptimo por cuatro síntomas alérgicos (7, 31, 47 y 71) ($\alpha = 0,75$) y el octavo por cuatro síntomas dermatológicos (23, 55, 63 y 79) ($\alpha = 0,74$). Quedarían 20 ítems con cargas menores a 0,30 o fuera de la expectativa interpretativa del factor (5, 6, 13, 15, 17, 21, 25, 29, 30, 37, 40, 41, 42, 49, 50, 57, 65, 66, 73 y 74). Al eliminar estos 20 ítems y extraer nuevamente los factores, forzando la solución a ocho, se obtiene el resultado antes reportado con cargas mayores a 0,30, excepto el ítem 43 del primer factor de síntomas cardiovasculares y respiratorios, explicándose el 46,89% de la varianza. Si se elimina el ítem 43 y se extraen ocho factores todavía persistentes dos con cargas menores a 0,30: el ítem 53 del factor de síntomas músculo-esqueléticos y neurosensoriales y el ítem 16 del factor de síntomas urinarios. Al eliminar estos dos ítems se obtienen los ocho factores con cargas mayores a 0,30, explicando el 47,88% de la varianza. El factor de síntomas respiratorios y cardiovasculares con 12 ítems tiene una consistencia de 0,90, el factor de síntomas músculo-esqueléticos y neurosensoriales con 12 ítems posee una consistencia de 0,85 y el factor de síntomas urinarios con 5 ítems de 0,79, no habiendo cambios en la integración de los cinco restantes factores, y por lo tanto, tampoco en los valores de consistencia interna reportados en este párrafo.

Si se obtienen las puntuaciones de los ocho factores (definidos por los 57 ítems seleccionados) por el método de regresión y se extraen los factores de segundo orden se define dos factores que explican el 46,72% de la varianza. El primero es de sintomatología general sin incluir síntomas urogenitales y el segundo de síntomas urinarios y genitales, siendo la correlación de 0,59 entre ambos factores de segundo orden. Si se fuerza la solución a una dimensión todos los factores de primer orden presentan saturaciones

mayores a 0,45 y se explica el 38,64% de la varianza.

Por análisis factorial confirmatorio se contrasta el modelo original de ocho factores correlacionados con 80 ítems (8F-80-Orig), el modelo de ocho factores correlacionados con 57 ítems derivado del análisis factorial exploratorio (8F-57-Expl) y dos modelos de ocho factores simplificados con cuatro indicadores en siete factores y tres en un factor, definidos desde los dos anteriores, tomando aquéllos con los parámetros más altos (8F-31-Orig y 8F-31-Expl). A su vez se contrastan dos modelos jerarquizados de un factor general con los 8 factores subordinados reducidos a 31 indicadores, tomados de las reducciones previas (1J-Orig y 1J-Expl) y un modelo de dos factores de orden superior correlacionados con 8 factores subordinados reducidos a 31 indicadores (2J-Expl). Finalmente, se contempla un modelo de un factor con 74 indicadores (sin los ítems 41, 42, 49, 50, 66 y 79) y con 31 (aquellos con una β mayor o igual a 0,69 en la matriz de parámetros: 2, 3, 4, 5, 8, 12, 16, 18, 19, 24, 28, 30, 32, 34, 35, 36, 37, 44, 45, 48, 56, 57, 58, 59, 65, 68, 69, 72, 73, 76 y 77).

Los modelos con un número grande de indicadores tienen valores de ajuste malos en general, incluso con parámetros no significativos. Tomando los indicadores con parámetros más altos y significativos se definen los simplificados. Los modelos simplificados de ocho factores correlacionados, tanto el original como el derivado del análisis factorial exploratorio, tienen unos índices de ajuste adecuados en general (véase la Tabla 1); en el modelo original las 28 correlaciones son significativas y en el derivado del análisis factorial se eliminan 14 correlaciones por falta de significación estadística (los lectores interesados pueden pedir a los autores dicha información mostrada en dos tablas), siendo el ajuste equivalente entre ambos por la prueba de la diferencia entre los estadísticos ji-cuadrado (Satorra y Bentler, 2010): $\hat{T}_d = 0,35$, $p = 1$. Los modelos de factores correlacionados tienen un ajuste significativamente mejor que los jerarquizados: $\hat{T}_d = 46,57$, $p < 0,01$ entre 1J-31-Expl y 8F-31-Expl; $\hat{T}_d = 59,32$, $p < 0,01$ entre 2J-31-Expl y 8F-31-Expl; y $\hat{T}_d = 89,96$, $p < 0,01$ entre 1J-31-Orig y 8F-31-Orig. Al mos-

Tabla 1. Índices de ajuste de los análisis factoriales confirmatorios correspondientes a los modelos de 8 factores y de 1 factor

Índices de ajuste	Modelos								
	Original			Exploratorio				Factor general	
	8F-80	8F-31	J-31	8F-57	8F-31	2J-31	1J-31	FG74	FG31
	<i>Unigrupo</i>								
Iteraciones	49	26	63	41	27	52	59	61	29
FD	11,01	1,90	2,10	5,90	2,02	2,13	2,16	10,95	3,40
χ^2	4.466,27	843,66	933,62	2.432,81	843,32	889,89	902,64	4.490,02	1.453,95
Gl	2992	406	426	1511	420	425	426	2627	434
<i>p</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
χ^2/gl	1,49	2,08	2,19	1,61	2,01	2,09	2,12	1,71	3,35
PNCP	3,63	0,98	1,14	2,24	1,01	1,11	1,14	4,54	2,39
RMSEA	0,03	0,05	0,05	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04	0,07
GFI	0,72	0,88	0,86	0,79	0,87	0,86	0,86	0,70	0,78
AGFI	0,71	0,85	0,84	0,77	0,85	0,84	0,84	0,69	0,75
	<i>Multigrupo: sexos</i>								
Iteraciones		41			58				35
FD		2,76			3,02				4,23
χ^2		1.227,42			1.259,97				1.801,43
Gl		812			841				868
<i>p</i>		0,00			0,00				0,00
χ^2/gl		1,51			1,50				2,07
PNCP		0,94			1,01				2,19
RMSEA		0,05			0,05				0,07

Nota. FD = función de discrepancia, χ^2 = prueba ji-cuadrado del modelo, *gl* = grados de libertad, *p* = probabilidad del estadístico ji-cuadrado, χ^2/gl cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad. De no centralidad población (estimación media); PNCP = parámetro de no centralidad poblacional, RMSEA = error cuadrático medio de aproximación. Comparativos para una sola muestra: GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom y AGFI = forma ajustada de GFI, de ahí que no se pueden calcular para la modalidad multigrupo. Modelos: de ocho factores correlacionados con un total de 80 ítems (8F-80) o 31 ítems (8F-31) y de ocho factores jerarquizados a uno de orden superior con 57 ítems (J-31) desde la definición original; de ocho factores correlacionados con un total de 57 ítems: (8F-57) o 31 ítems (8F-31) y de ocho factores jerarquizados a dos de orden superior correlacionados (2J-31) o jerarquizados a un factor de orden superior (1J-31) desde los resultados del análisis factorial exploratorio; y modelo de un factor general con 74 indicadores (FG74) o 31 indicadores (FG31).

trar mejor ajuste los modelos de ocho factores correlacionados simplificados se contrastan por la modalidad multigrupo, separando a mujeres y hombres. Los índices de ajuste para el modelo original (8F-31-Org) son de buenos ($\chi^2/gl = 1,51$, PNCP = 0,94 y RMSEA = 0,48) a adecuados (FD = 2,76), y equivalentes estadísticamente al modelo exploratorio (8F-31-Expl), $\Delta\chi^2(29, N = 446) = 32,55, p = 0,30$. Los dos modelos unifactoriales tienen peor ajuste que los de 8 factores correlacionados tanto en la estimación unigrupo como en la mutigrupo (véase la Tabla 1).

Los valores de consistencia interna de los factores simplificados son altos ($\alpha > 0,70$) y sus distribuciones son asimétricas positivas, no ajustándose a una curva normal. Aplicando análisis factorial exploratorio por GLS y rotación Promax al conjunto de 31 ítems seleccionados en el modelo 8F-31-Expl se definen, por el criterio de Kaiser, ocho factores con la integración de ítems esperados (véase la Tabla 2), pero no en el caso del modelo original. Al aplicar el mismo análisis a los 31 ítems seleccionados del modelo original (8F-Orig), por el

Tabla 2. Matriz de configuración (pesos factoriales) correspondiente al análisis factorial exploratorio de 31 items (modelo 8F-Expl)

Items		F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8
19 Sensaciones de ahogo		0,87	-0,03	-0,05	0,03	0,02	0,01	0,02	-0,03
59 Sensación de falta de aire		0,83	0,08	0,01	0,01	0,06	-0,03	-0,03	-0,00
3 Respiración dificultosa o molesta		0,72	0,05	0,01	0,01	-0,12	0,01	0,13	-0,02
58 Dolor en el pecho		0,48	-0,06	0,10	-0,02	0,04	0,00	-0,08	0,31
36 Acidez de estómago		-0,01	0,87	-0,01	0,03	-0,03	-0,08	0,03	-0,02
68 Gastritis		0,06	0,80	-0,03	-0,06	0,03	-0,07	-0,01	-0,04
4 Molestias y malestar estomacal		0,01	0,65	0,03	0,02	0,01	0,10	0,02	0,04
76 Dolor de estómago		-0,03	0,61	0,11	0,03	0,05	0,11	-0,12	0,05
33 Gripe		-0,02	0,01	0,88	-0,03	-0,01	-0,10	0,07	-0,04
1 Catarros o resfriados comunes		0,02	-0,05	0,78	0,02	-0,06	-0,06	0,07	0,02
51 Dolor de garganta		0,00	0,10	0,63	-0,01	0,01	0,12	-0,08	-0,00
75 Tos acompañada de flemas		0,02	0,02	0,54	0,04	0,05	0,04	-0,01	-0,01
56 Molestias en zonas genitales		0,06	0,01	0,02	0,96	-0,04	0,08	-0,07	-0,14
8 Dolor en zonas genitales		-0,01	-0,06	0,01	0,77	0,07	-0,08	-0,01	0,07
80 Sensaciones de picor en zona genital, que incitan a rascarse		-0,02	0,06	-0,01	0,72	-0,08	0,08	0,03	-0,05
24 Molestias al orinar		0,00	0,02	0,02	-0,09	0,99	0,02	-0,02	-0,12
8 Dificultades para orinar		-0,00	0,01	-0,03	0,01	0,80	0,03	0,05	-0,04
72 Escozor o malestar al orinar o después de orinar		-0,02	-0,06	-0,04	0,36	0,40	-0,15	0,08	0,21
32 Necesidad de orinar con urgencia		-0,00	0,11	0,01	0,09	0,36	0,01	0,02	0,19
23 Erupciones en la piel, enrojecimiento, salpullidos, ronchas, etc.		0,01	0,01	-0,07	0,02	0,01	0,77	0,13	-0,06
55 Eccema		-0,01	0,01	0,05	-0,09	0,04	0,76	-0,08	0,05
79 Granos en la piel nuevos o que reaparecen		0,03	-0,02	-0,05	0,10	-0,02	0,56	-0,01	-0,08
63 Picor o escozor en la piel		-0,08	-0,04	0,07	0,07	-0,01	0,47	0,07	0,25
7 Picores en la nariz de tipo alérgico		0,04	0,07	-0,09	-0,06	0,01	0,02	0,84	-0,01
47 Constipado o congestión de tipo alérgico		0,04	-0,08	0,15	-0,05	0,00	0,01	0,79	-0,11
31 Síntomas de conjuntivitis alérgica		-0,00	-0,08	0,07	0,04	0,07	-0,01	0,54	0,05
71 Picores en los ojos, de tipo alérgico		-0,06	0,04	-0,05	0,09	-0,01	0,06	0,46	0,14
45 Sensaciones de adormecimiento en brazos o piernas		-0,05	0,06	0,03	0,05	-0,03	-0,09	0,01	0,79
69 Sensaciones de hormigueo en algunas partes del cuerpo		0,00	0,18	-0,08	-0,07	-0,10	-0,03	0,12	0,73
70 Torpeza en las manos		0,20	-0,10	-0,10	-0,08	0,01	0,05	-0,07	0,56
61 Dificultades de coordinación		0,06	-0,14	0,11	-0,04	0,02	0,14	-0,08	0,55
Consistencia	N.º de items	4	4	4	3	4	4	4	4
	α	0,84	0,82	0,79	0,79	0,81	0,74	0,75	0,72
	M	2,44	5,92	5,14	1,27	1,69	2,91	2,56	2,70
	Mdn	1	5	5	0	0	2	2	2
Descriptivos	DT	3,05	3,91	2,91	2,04	2,77	3,04	3,08	2,70
	<i>Asimetría (skewness)</i>	1,73	0,63	0,52	2,10	2,42	1,25	1,66	1,27
	<i>Curtosis (Fisher)</i>	3,16	-0,30	0,24	4,88	6,95	1,23	3,03	1,60
Ajuste a la normalidad	Z_{K-S}	4,68	2,53	2,68	6,17	5,68	3,58	4,27	3,54
	p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota. Extracción: Mínimos Cuadrados Generalizados. Rotación: Promax. F1: sistemas respiratorio y cardiovascular (RS y CV), F2: gastrointestinal (GI), F3: síntomas catarrales (CA), F4: genital (GE), F5: urinario (UR), F6: piel (PI), F7: alergias (AL) y F8: neurosensorial y musculoesquelético (NS y ME). Z_{K-S} = Estadístico tipificado de la prueba de Kolmogorov-Smirnov para una hipótesis nula de distribución normal. En negrita se indican las saturaciones relevantes para cada factor.

Tabla 3. Matriz de configuración (pesos factoriales) correspondiente al análisis factorial exploratorio de 31 items (modelo 8F-Orig)

<i>Items</i>		<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>	<i>F4</i>	<i>F5</i>	<i>F6</i>
19	Sensaciones de ahogo o falta respiración	0,90	-0,11	-0,07	-0,01	0,06	-0,02
59	Sensación de falta de aire	0,86	-0,14	0,10	0,07	-0,01	-0,04
34	Dolor en el pecho acompañado de fatiga y respiración dificultosa	0,75	0,03	0,03	-0,04	-0,09	0,06
3	Respiración dificultosa o molesta	0,70	-0,14	0,07	0,06	0,16	-0,10
58	Dolor en el pecho	0,67	0,37	-0,11	-0,06	-0,12	-0,04
18	Sensaciones de opresión o molestias en el pecho	0,64	0,32	-0,14	-0,07	-0,08	0,04
11	Dificultades para respirar durante el esfuerzo	0,56	-0,14	0,13	0,07	0,08	0,05
2	Palpitaciones (percepción elevada del latido cardíaco)	0,48	0,02	0,10	-0,02	-0,03	0,12
45	Sensaciones de adormecimiento en brazos o piernas	-0,05	0,79	-0,04	0,01	0,02	0,00
69	Sensaciones de hormigueo en algunas partes del cuerpo	-0,02	0,70	0,03	0,10	0,10	-0,13
38	Calambre o dolor en las piernas	-0,08	0,68	0,07	-0,04	-0,02	0,03
62	Dolores musculares	-0,07	0,61	0,10	0,03	-0,01	-0,10
46	Contracciones o sacudidas musculares	0,22	0,50	-0,12	0,03	0,10	-0,04
22	Dolores en la nuca o zona cervical	0,03	0,48	0,20	-0,01	-0,05	-0,05
21	Visión borrosa (manchas, destellos, etc.)	0,06	0,30	0,16	-0,05	0,11	0,11
37	Molestias en oídos (dolor, zumbido, etc.)	0,09	0,21	0,19	0,11	0,07	0,12
73	Estado general de baja energía	-0,03	0,04	0,89	-0,04	-0,02	-0,02
65	Cansancio o fatiga sin causa aparente	-0,02	0,07	0,75	-0,05	-0,01	-0,01
57	Sensación general de debilidad	0,14	0,02	0,75	0,04	-0,01	-0,02
36	Acidez de estómago	-0,01	-0,02	-0,08	0,95	0,01	-0,02
68	Gastritis	0,08	-0,05	-0,02	0,83	-0,04	-0,07
76	Dolor de estómago	-0,06	0,18	0,01	0,55	-0,09	0,13
4	Molestias o sensación de malestar en el estómago	-0,05	0,10	0,12	0,54	0,03	0,08
7	Picore en la nariz de tipo alérgico	-0,02	0,04	0,04	0,00	0,85	-0,08
47	Constipado o congestión de tipo alérgico	0,04	-0,07	-0,01	-0,03	0,77	-0,03
31	Síntomas de conjuntivitis alérgica	0,06	0,06	-0,08	-0,02	0,49	0,15
71	Picore en los ojos, de tipo alérgico	-0,08	0,21	-0,04	-0,03	0,46	0,14
56	Molestias en zonas genitales	0,01	-0,12	-0,04	0,01	-0,01	0,86
80	Sensaciones de picor en zona genital, que incitan a rascarse	-0,08	-0,09	0,02	0,00	0,02	0,79
8	Dificultades para orinar	0,15	0,05	-0,07	0,00	0,06	0,45
32	Necesidad de orinar con urgencia	0,07	0,20	0,14	-0,01	-0,03	0,34
Consistencia	Nº de items	8	8	3	4	4	4
	Alfa de Cronbach	0,89	0,83	0,85	0,82	0,75	0,70
	<i>M</i>	5,55	3,91	3,09	5,94	2,56	1,99
	<i>Mdn</i>	4	4	2	5	2	1
Descriptivos	<i>DT</i>	5,79	3,16	3,16	3,91	3,07	2,64
	<i>Asimetría (skewness)</i>	1,55	0,78	1,07	0,62	1,66	1,86
	<i>Curtosis (Fisher)</i>	2,64	0,34	0,41	-0,32	3,05	4,01
Ajuste a la normalidad	<i>Z_{K-S}</i>	3,57	2,38	3,46	2,55	4,26	4,77
	<i>p</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Nota. Extracción: Mínimos Cuadrados Generalizados. Rotación: Promax. Factores: F1: sistemas respiratorio y cardiovascular (RS y CV), F2: neurosensorial y musculo-esquelético (NS y ME), F3: inmunológico general (IG), F4: gastrointestinal (GI), F5 piel y alergias (PA) y F6: genitourinario (GU). Z_{K-S} = Estadístico tipificado de la prueba de Kolomogorov-Smirnov para una hipótesis nula de distribución normal. En negrita se indican las saturaciones relevantes para cada factor.

criterio se Kaiser, aparecen seis factores, donde los cuatro ítems de síntomas cardiovasculares se juntan con los cuatro de síntomas respiratorios en un factor, asimismo los cuatro ítems de síntomas de neurosensoriales se agrupan con los cuatro de síntomas musculoesquelético, formando también un solo factor (véase la Tabla 3). Si se fuerza la solución a ocho factores no se logra el resultado buscado. Al contrastar el modelo de 6 factores, todos los parámetros son significativos, aunque el ajuste es inferior a los dos modelos de 8 factores contrastados: $\chi^2(434) = 1335,37$, $p < 0,01$, $\chi^2/gl = 3,08$, $FD = 3,12$, $PNCP = 2,11$, $RMSEA = 0,07$, $GFI = 0,80$ y $AGFI = 0,77$.

Aplicando análisis factorial exploratorio (extracción GLS) a los 31 ítems seleccionados para el modelo unifactorial, por el criterio de Kaiser, se definen seis que explican el 54,95% de la varianza total; si se fuerza la solución a 8 factores se explica el 59,44% y a un factor el 32,07%. Sólo en la solución de un factor todos los ítems tienen saturaciones mayores a 0,30, incluso mayores a 0,45. La solución de 6 factores (rotación Promax) difiere de la obtenida con los 31 ítems seleccionados para el modelo original y el exploratorio: sistema respiratorio y cardiovascular (2, 3, 19, 34, 35 y 59; $\alpha = 0,86$), gastrointestinal (4, 12, 28, 36, 44, 68 y 76; $\alpha = 0,85$), fatiga o fibromialgia (30, 37, 57, 65, 69, 73 y 77; $\alpha = 0,83$), urinario (8, 24 y 72; $\alpha = 0,85$), genital (48 y 56) ($\alpha = 0,81$) y síntomas de ansiedad de componente simpático (5, 16, 18, 32, 45 y 58) ($\alpha = 0,77$). Los 6 factores tienen valores de consistencia interna altos. En la solución de 8 factores desaparecen los síntomas de ansiedad de componente simpático y se definen 3 factores de dos ítems con valores de consistencia interna altos: de síntomas gástricos (36 y 68; $\alpha = 0,82$), circulatorios (45 y 69; $\alpha = 0,77$) y de dolor de pecho (18 y 58) ($\alpha = 0,81$). Los ítems 5 y 16 se integran al factor de síntomas intestinales ($\alpha = 0,83$ para sus 7 ítems) y el ítem 32 al factor de síntomas urinarios ($\alpha = 0,81$ para sus 4 ítems), lo que disminuye la consistencia de estos factores.

El problema con este nuevo modelo de 8 factores es que 4 factores tienen un número de indicadores muy reducido (dos) y en dos factores hay dos ítems con saturación de 1 (24

y 45). Al contrastar el modelo de 6 factores, tres indicadores no tienen un peso significativo (5, 44 y 45) y el ajuste es inferior a los dos modelos de 8 factores contrastados: $\chi^2(390) = 1061,14$, $p < 0,01$, $\chi^2/gl = 2,72$, $FD = 2,48$, $PNCP = 1,57$, $RMSEA = 0,06$, $GFI = 0,83$ y $AGFI = 0,80$. Por lo que se recomienda el modelo derivado del análisis exploratorio con 8 factores correlacionados.

DISCUSIÓN

La estructura factorial de ocho factores propuesta por Sandín (1999) para los síntomas comunes a mujeres y hombres se ajusta de forma adecuada a los datos con base en el análisis confirmatorio siempre que se simplifique el número de indicadores por factor, a cuatro salvo tres en uno; no obstante, no se logra observar por análisis factorial exploratorio.

En la presente muestra de estudiantes universitarios, desde el análisis factorial exploratorio, tres síntomas inmunológicos generales se agrupan con algunos síntomas respiratorios para definir un factor de síntomas catarrales. Los síntomas respiratorios se combinan con los cardiovasculares constituyendo un factor de síntomas cardiorrespiratorios. Al igual que ocurre con los síntomas neurosensoriales y musculoesqueléticos, dando una combinación propia de cuadros de somatización (Woolfolk y Allen, 2007). Además el factor de síntomas alérgicos y dermatológicos se desdobra en dos factores, al igual que ocurre con los síntomas genitales y urinarios. Esta agrupación, estable con distintos métodos de extracción de factores, tiene un ajuste adecuado a los datos, si se simplifican sus indicadores a cuatro por factor, salvo tres para el de síntomas genitales, y con valores de consistencia equivalentes a la propuesta de Sandín (1999).

Como se esperaba, en ambos modelos los valores de consistencia interna son altos y las distribuciones asimétricas positivas. Además la estructura resulta estable o invariante por género. Se requieren nuevos estudios para dilucidar finalmente qué composición de ítems es más idónea para la escala, ya sea en población de estudiantes universitarios, general o clínica.

Debe remarcar que, al realizar distintas selecciones de ítems (p.ej., los 31 del modelo unidimensional), los resultados difieren, siendo los factores de síntomas respiratorio-cardiovasculares, intestinales, urinarios y genitales los más constantes.

En el nuevo modelo (exploratorio), el factor de síntomas respiratorio-cardiovasculares puede reflejar síndromes de ansiedad con tono simpático aumentado y el factor de síntomas neuropsensoriales y musculoesqueléticos puede corresponder a síndromes conversivos y de somatización. Asimismo, parece que, en estos participantes, se separan los síntomas genitales de los urinarios, aunque ambos pueden definir un factor de segundo orden. A su vez se separan los síntomas alérgicos de los dermatológicos, siendo estos cuatro últimos grupos los menos relacionados con los restantes síntomas y los que menos peso tienen en el factor general de segundo orden, por lo que pudiesen tener un carácter más orgánico que psicossomático. Otra posibilidad es que correspondan a patrones de expresión psicossomática más específicos. La disregulación emocional usualmente es la vía de causal psicossomática más importante (Sandín, Santed, Chorot y Valiente, 1996; Taylor, Bagby y Parker, 1997); no obstante, hábitos, usos y costumbres culturales también son vías muy relevantes para dar cuenta de esa mayor especificidad (Moral, 2001b).

El modelo de factores correlacionados se ajusta mejor a los datos que los jerarquizados a un factor general y el unidimensional. No obstante, el alto valor de consistencia interna del conjunto de los ítems ($\alpha > 0,90$) justifica el cálculo de un índice general de somatización.

En esta población la estandarización del índice general y de los parciales (factores) debería realizarse por percentiles. En población clínica probablemente la distribución sea más simétrica en torno a una media significativamente mayor, aproximándose más a una curva normal.

Como limitaciones de este estudio debe señalarse el carácter incidental de la muestra y la naturaleza de autoinforme de los datos. Así las generalizaciones deben tomarse como hipótesis y ser aplicadas sobre todo en población universitaria joven, pudiendo variar los resultados si

se emplean instrumentos de otra naturaleza, como entrevistas abiertas. El tamaño de la muestra es el recomendado para el análisis factorial exploratorio, con al menos 5 participantes por variable y al menos 300 para el conjunto de ítems (Norusis, 2005), siendo la tasa más usual en los estudios publicados de 5 a 1 (Henson y Roberts, 2006); asimismo, al menos 200 participantes para el análisis factorial confirmatorio (Kline, 2010), lo que se logra incluso en el análisis multigrupo para cada submuestra. Esto proporciona potencia a los análisis aplicados.

Se concluye que la estructura de ocho factores correlacionados propuesta por Sandín (1999), aunque simplificando los indicadores, se ajusta a los datos por análisis factorial confirmatorio y es invariante por género. Se propone una nueva integración de los ocho factores con un ajuste equivalente, invariante por género y que se puede reproducir por análisis factorial exploratorio, definiendo el número de factores por el criterio de Kaiser. Se descartan otras soluciones de 6 factores (con 31 ítems) con peor ajuste, pero con valores de consistencia interna altos. Como en otros estudios, todos los factores son consistentes. Desde la alta consistencia del conjunto de ítems se justifica el uso de un puntaje total, el cual debería ser baremado por los percentiles en población de estudiantes universitarios. Con estos datos se desea fomentar el uso y estudio de la escala en México y otros países de habla hispana.

REFERENCIAS

- Derogatis, L.R. (1983). *SCL-90-R, Administration, scoring and procedures Manual II for the Revised Version of the SCL-90*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Freud, S. y Breuer, J. (1895). *Studien über hysterie*. Leipzig, Wien: Franz Deuticke.
- Heinroth, J.C.A. (1818). *Lehrbuch der storungen des seelenlebens oder der seelenstorungen under ihrer*. Leipzig: Vogel.
- Henson, R.K., y Roberts, J.K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 393-416.
- Kiecolt-Glaser, J.K., McGuire, L., Robles, T.F., y Glaser, R. (2002). Emotions, morbidity, and mortality: new

- perspectives from psychoneuroimmunology. *Annual Review of Psychology*, 53, 83-107.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press
- Kroenke, K., Spitzer, R.L., y Williams, J.B. (2003). The Patient Health Questionnaire-2: validity of a two-item depression screener. *Medical Care*, 41, 1284-92.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M.T. González (Ed.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J. (2011a). La personalidad psicósomática (105-131). En J. Moral, J.L. Valdez y N.I. González-Arratia (Eds.), *Personalidad y salud*. México: CUMEX.
- Moral, J. (2011b). Psicología y enfermedad: una panorámica general (pp. 67-102). En J. Moral, J. L. Valdez y N. I. González-Arratia (Eds.), *Personalidad y salud*. México: CUMEX.
- Norusis, M.J. (2005). *SPSS 13.0 Statistical procedures companion*. Chicago: SPSS, Inc.
- Orejudo, H.S., y Froján, P.M.J. (2005). Síntomas somáticos: predicción diferencial a través de variables psicológicas, sociodemográficas, estilos de vida y enfermedades. *Anales de Psicología*, 21, 276-285.
- Peralta, R.M.I., Robles, O.H., Navarrete, N.N., y Jiménez, A.J. (2009). Aplicación de la terapia de afrontamiento del estrés en dos poblaciones con alto estrés; pacientes crónicos y personas sanas. *Salud Mental*, 32, 251-258.
- Rief, W., y Hiller, W. (2003). A new approach to the assessment of the treatment effects of somatoform disorders. *Psychosomatics*, 44, 492-498.
- Rodríguez, M.N., y Ruíz, M.A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227.
- Sandin, B. (1999). Escala de Síntomas Somáticos Revisada (ESS-R). En *El estrés psicosocial: Conceptos y consecuencias clínicas*. Madrid: Klinik.
- Sandin, B., Chorot, P., Santed, M.A., y Valiente, R.M. (2002). Estrés y salud: Relación de los sucesos vitales y el estrés diario con la sintomatología somática y la enfermedad. *Ansiedad y Estrés*, 8, 73-87.
- Sandin, B., Santed, M.A., Chorot, P., y Valiente, R. (1996). Alexitimia, afecto positivo y negativo y reactividad al estrés: Relaciones con sintomatología somática y enfermedad. *Análisis y Modificación de Conducta*, 22, 435-460.
- Sandin, B., Valiente, R.M., y Chorot, P. (1999). Evaluación del estrés psicosocial: material de apoyo. En B. Sandin (Ed.), *El estrés psicosocial. Conceptos y consecuencias clínicas* (pp. 245-316). Madrid: Klinik.
- Santed, M.A., Sandin, B., Chorot, P., y Olmedo, M. (2000a). Predicción de la sintomatología somática a partir del estrés diario y de los síntomas previos: Un estudio prospectivo. *Ansiedad y Estrés*, 6, 317-329.
- Santed, M.A., Sandin, B., Chorot, P., y Olmedo, M. (2000b). Predicción de la sintomatología somática a partir del estrés diario: Un estudio prospectivo controlando el efecto del neuroticismo. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 5, 165-178.
- Satorra, A., y Bentler, P.M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75, 243-248.
- Taylor, G.J., Bagby, R.M., y Parker, J.D.A. (1997). *Disorders of affect regulation*. New York: Cambridge University Press.
- Uribe, M. (2006). Modelos conceptuales en medicina psicósomática. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35, 7-20.
- Viñas, P.F., y Caparros, C.B. (2000). Afrontamiento del periodo de exámenes y sintomatología somática autoinformada en un grupo de estudiantes universitarios. *Revista Electrónica de Psicología*, 4(1). Extraído de <http://www.neurologia.tv/revistas/index.php/psicologiacom/article/view/653/629/>
- Watson, D., Hubbard, B., y Wiese, D. (2000). General traits of personality and affectivity as predictors of satisfaction in intimate relationships: Evidence from self- and partner-ratings. *Journal of Personality*, 68, 413-449.
- Woolfolk, R.L., y Allen, L.A. (2007). *Treating somatization. A cognitive-behavioral approach*. New York: The Guilford Press.