



Síntomas psicósomáticos y estrés: comparación de un modelo estructural entre hombres y mujeres

MÓNICA TERESA GONZÁLEZ RAMÍREZ*, RENÉ LANDERO HERNÁNDEZ*



La investigación actual sobre los trastornos psicósomáticos se basa en dos principios: el multifactorial y el multidisciplinar.¹ Dentro de esta perspectiva, se han realizado estudios considerando diferentes variables para explicar este tipo de trastornos, por ejemplo, trabajos que utilizan la regresión logística²⁻⁵ y demuestran que los trastornos y síntomas psicósomáticos pueden relacionarse con múltiples factores. Entre éstos se encuentran: el estrés,^{3,5,9} la depresión,^{4,10,11} los trastornos de ansiedad^{2,11} y de personalidad,^{7,12,13} el sexo (femenino),^{4,14,15} las formas de afrontamiento,⁸ la autoeficacia,⁵ el apoyo social,⁸ la autoestima⁸ y la alexitimia.¹⁰

La teoría transaccional del estrés de Lazarus y Folkman¹⁶ proporciona un marco de referencia adecuado para la integración de los resultados de investigaciones que buscan explicar los síntomas psicósomáticos.¹⁷ De esta manera se propone¹⁷ un modelo explicativo del estrés y de los síntomas

psicósomáticos basado en la teoría transaccional del estrés y en el modelo procesual del estrés de Sandín^{18,19} (figura 1). Este modelo, en el que se hace énfasis en los síntomas, postula que en presencia de estresores una persona puede o no percibir estrés, en función de la valoración que hace el individuo de sí mismo (autoestima y autoeficacia), del apoyo social que percibe y de la valoración de la situación (como amenazante, desafiante o de daño o pérdida). Además, en este modelo se considera que las variables sociodemográficas pueden estar asociadas a la percepción de estrés y a los síntomas psicósomáticos. Cuando el sujeto percibe algún grado de estrés se pueden producir respuestas emocionales, conductuales y fisiológicas (síntomas psicósomáticos, como dolor de estómago, espalda, brazos, piernas, cabeza o pecho, vértigos, falta de aire, estreñimiento e indigestión). Asimismo, se plantea la posibilidad de que las respuestas emocionales y conductuales tengan algún efecto sobre los síntomas, ya que estas relaciones se han comprobado en otros estudios.¹⁷

□ El presente artículo está basado en la investigación "Modelo estructural para explicar los síntomas psicósomáticos y el estrés desde la teoría transaccional", galardonada con el Premio de Investigación UANL 2008 en la categoría de Humanidades, otorgado en sesión solemne del Consejo Universitario, en septiembre de 2008.

*Facultad de Psicología, UANL.
Cuerpo Académico en Psicología Social (Consolidado).
Contacto: monygz77@yahoo.com,
rlandero1_mx@yahoo.com.mx

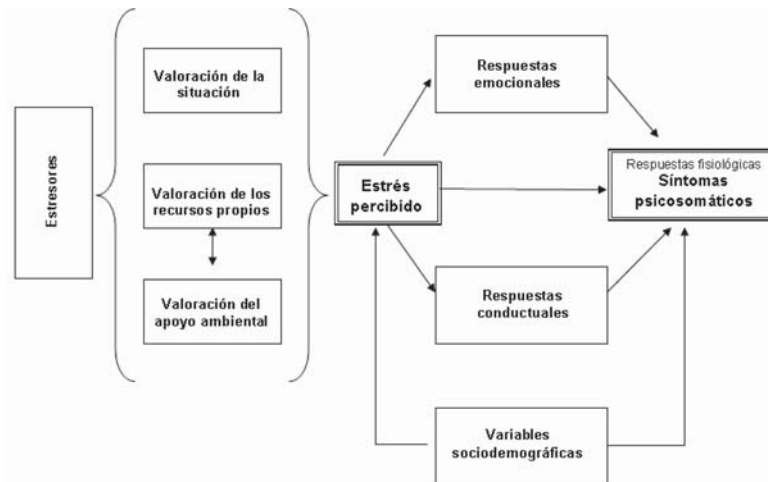


Fig. 1. Modelo explicativo del estrés y los síntomas psicossomáticos.

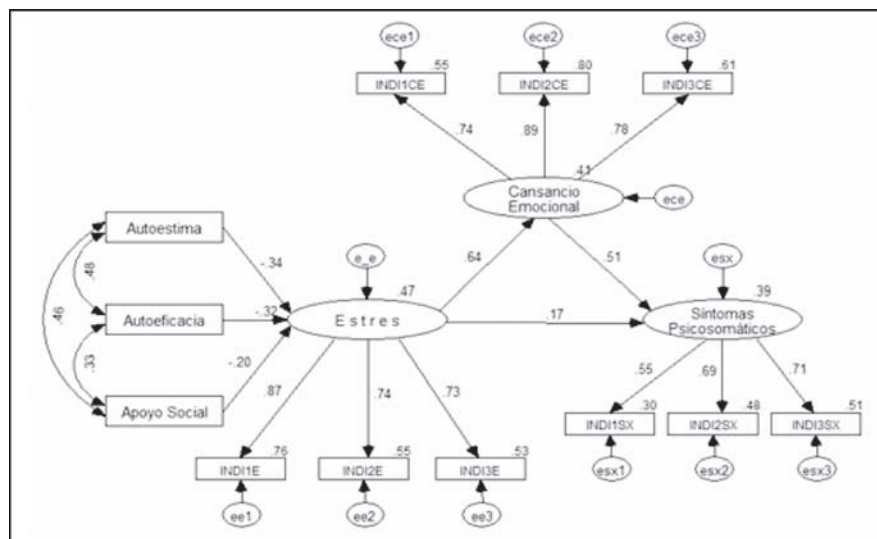


Fig. 2. Comparación del modelo final, con y sin variables latentes.

Un análisis parcial del modelo, mediante ecuaciones estructurales,²⁰ demostró un ajuste adecuado de una versión simplificada del modelo (figura 2). Sin embargo, en ese análisis no se evaluó la estabilidad del modelo al comparar el grupo de hombres con el grupo de mujeres.

Así, este reporte tiene como propósito presentar el análisis comparativo del modelo de acuerdo al sexo. Partiendo del objetivo de evaluar el ajuste y estabilidad del modelo estructural para explicar los síntomas psicossomáticos y el estrés, al realizar

un análisis multigrupo se toma el sexo como variable moderadora.

Método

Sujetos

Se seleccionó una muestra representativa de estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, cuya población en ese momento era de 2,410 estudiantes. El

muestreo fue aleatorio estratificado y se realizó a partir del listado de alumnos proporcionado por la Facultad, según la proporción de estudiantes por turno y sexo. Participaron en el estudio 365 estudiantes, lo que representa 93.8% del tamaño muestral predeterminado. En cuanto a la distribución de los sujetos de la muestra estudiada, 20.5% era de sexo masculino, y 79.5%, de sexo femenino; proporciones que correspondían casi exactamente a las de la población de la Facultad (20.1% y 79.9%, respectivamente, según los datos proporcionados por el Departamento Escolar de la Facultad). La edad media era 20.48 años (desviación estándar: 3.62 años) y la mediana, 20 años.

Instrumentos

Para la selección de los instrumentos utilizados se consideró su adecuación teórica con el estudio y los datos de validez y confiabilidad. Estos instrumentos fueron:

- a) Síntomas psicósomáticos: se utilizó el cuestionario sobre la salud del paciente (*Patient Health Questionnaire*, PHQ), diseñado para medir la intensidad o gravedad de los síntomas somáticos a través de 15 ítems, con una consistencia interna satisfactoria (coeficiente α de Cronbach = 0,80).²¹
- b) Estrés: se utilizó la escala de estrés percibido (PSS) de catorce ítems,²² en la versión adaptada culturalmente a México,²³ que presentó una consistencia interna adecuada (coeficiente α de Cronbach = 0,83).
- c) Cansancio emocional: se utilizó la escala de cansancio emocional (ECE) de diez ítems, para la que se ha notificado un coeficiente α de Cronbach de 0,83 (32). En un análisis de las propiedades psicométricas de esta escala en una muestra mexicana ($n = 506$) se confirmó su estructura unifactorial y se notificó un coeficiente α de Cronbach de 0,90.²⁴
- d) Afrontamiento: se utilizó el cuestionario de afrontamiento del estrés (CAE), que evalúa siete formas de afrontamiento a través de 42 ítems, con una confiabilidad de 0,64 a 0,92 en los siete fac-

tores.²⁵ Un análisis factorial de segundo orden evidenció dos factores que representan el afrontamiento racional y el afrontamiento focalizado en la emoción.²⁶

e) Apoyo social percibido: se seleccionó el cuestionario Duke-UNC modificado y validado por Broadead *et al.*,²⁷ de once ítems, para el que se notificó un valor del coeficiente α de Cronbach de 0,90.²⁸

f) Autoeficacia: se utilizó la escala de autoeficacia generalizada,²⁹ que consta de diez ítems. La consistencia interna de esta escala varía según los estudios psicométricos, con valores del coeficiente α de Cronbach comprendidos entre 0,79 y 0,93.³⁰

g) Autoestima: se utilizó la escala de autoestima de Rosenberg (EAR).³¹ Consta de diez ítems y presentó una consistencia interna satisfactoria (coeficiente α de Cronbach = 0,88).³²

Procedimiento

Se citó a los estudiantes previamente seleccionados a una reunión donde se les explicó que habían sido seleccionados aleatoriamente para representar a su facultad en una investigación, y se aplicaron los instrumentos a aquellos que aceptaron participar. Luego se buscó en las aulas a los aproximadamente 80 estudiantes que no habían asistido a las reuniones y se procedió con ellos de la misma manera que con los que habían participado en dichas reuniones.

Análisis estadístico

Se trabajó con modelos de ecuaciones estructurales (SEM), utilizando el programa AMOS. Se partió del modelo con variables latentes de la figura 2, a partir de éste se realizó un análisis multigrupo con sexo como variable moderadora. Es esperable que si existe un efecto moderador, los efectos de las variables exógenas sobre las endógenas serán afectados

Tabla I. Análisis multigrupo para sexo como variable moderadora.

Moderador	X ²	g.l.	X ² /gl	RMSEA	CFI	dif. X ²	dif. g.l.	p
Modelo sin restricciones	241.442	96	2.515	.065	.920			
Restricciones en:								
Pesos de medida	251.935	102	2.470	.064	.918	10.493	6	.105
Pesos estructurales	259.395	108	2.402	.062	.917	7.460	6	.280
Varianzas-covarianzas	279.226	114	2.449	.063	.909	19.831	6	.003
Residuos estructurales	281.213	117	2.404	.062	.910	1.987	3	.575
Residuos de medida	314.886	126	2.499	.064	.896	33.673	9	.001

*p=.001

Resultados

En la tabla I se observa que, considerando la diferencia en *chi* cuadrado entre los modelos sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida, la pérdida de ajuste no es significativa ($p=.105$), por lo que se considera el siguiente modelo, con restricciones en los pesos estructurales. Al cambiar a este modelo tampoco hay una pérdida significativa de ajuste (considerando correcto el modelo sin restricciones $p=.117$; y considerando correcto el modelo con restricciones en los pesos de medida $p=.280$); sin embargo, al pasar al modelo con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales, la pérdida de ajuste es significativa; considerando cualquiera de los modelos como correcto: sin restricciones ($p=.004$); con restricciones en los pesos de medida ($p=.007$); o con restricciones en los pesos estructurales ($p=.003$).

Por lo anterior, se considera mejor modelo al que incluye restricciones en los pesos de medida y en los pesos estructurales. El modelo estandarizado para los dos grupos se presenta en la figura 3, y los estadísticos de bondad de ajuste en la tabla I, los cuales indican que el modelo es adecuado. Sin embargo, tomando las diferencias en CFI al pasar del modelo con restricciones en los pesos estructurales (CFI=.917) al modelo con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales (CFI=.909), no se muestra una pérdida significativa de ajuste

(tabla I). En resumen, la variable sexo no tiene un efecto moderador en el modelo estructural, es decir, los pesos de regresión del modelo son equivalentes en ambos grupos, pues el cambio en *chi* cuadrado no es significativo, al pasar del modelo sin restricciones al modelo con restricciones en los pesos de regresión.

A pesar de que la variable sexo no tiene un efecto moderador en el modelo estructural, se espera que las variables del estudio muestren diferencias entre hombres y mujeres, por esto se realizaron análisis de diferencia de grupos con la U de Mann Whitney, ya que ninguna de las variables presentó una distribución normal. Así, se encontró que las mujeres presentan puntajes más altos en síntomas y en apoyo social, y los hombres en autoeficacia. Para estrés, autoestima y cansancio emocional no se encontraron diferencias significativas (tabla II).

Discusión y conclusiones

A pesar de que el análisis multigrupo indicó que la variable sexo no es moderadora en el modelo estructural, se encontraron diferencias en algunas variables al compararlas por sexo. En el caso del estrés, tomando una hipótesis bidireccional, no se encontró diferencia; sin embargo, tomando en cuenta los estudios que reportan que las mujeres presentan mayor nivel de estrés que los hombres,³³ se analizó la diferencia de grupos con un contraste

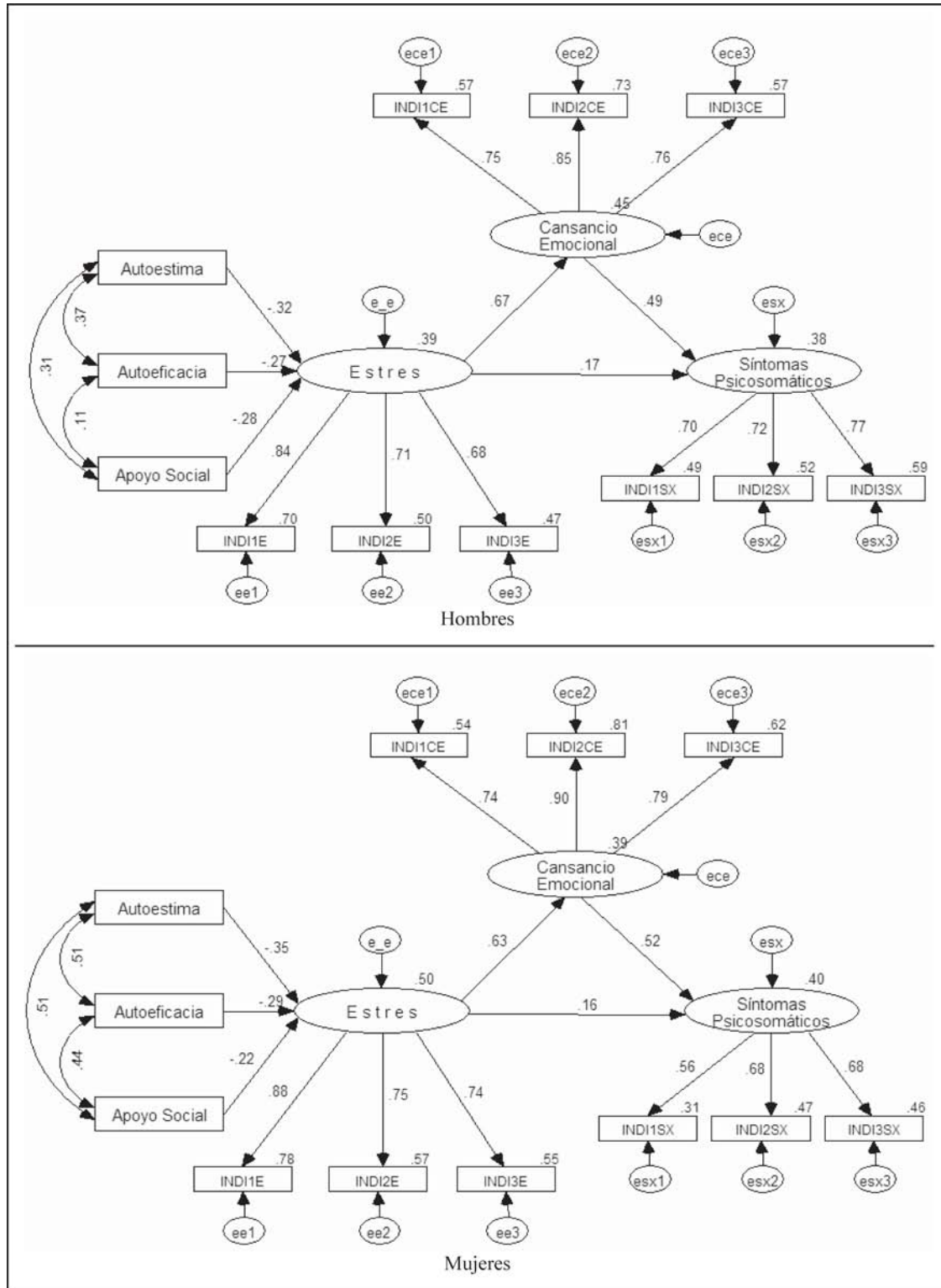


Fig. 3. Sexo como moderador. Modelos estandarizados.

Tabla II. Diferencias por sexo en las variables de estudio.

Variable	Sexo	Media	DT	Mediana	Z	p*	d**
Síntomas psicossomáticos	Hombres	5.65	3.71	5	-2.747	.006	-.36
	Mujeres	7.09	4.11	6			
Estrés	Hombres	20.56	6.18	20	-1.754	.079	-.25
	Mujeres	22.29	7.20	22			
Cansancio emocional	Hombres	25.21	7.28	25	-1.544	.122	-.20
	Mujeres	26.79	8.22	27			
Autoestima	Hombres	34.81	3.91	36	-.981	.327	-.06
	Mujeres	35.07	4.48	37			
Autoeficacia	Hombres	34.08	4.23	35	-2.622	.009	.36
	Mujeres	32.36	4.90	32.5			
Apoyo social	Hombres	43.21	9.24	46	-3.529	.000	-.46
	Mujeres	46.92	7.73	49			

*valor de p para contraste bilateral.

**tamaño del efecto: diferencia de medias estandarizada.

unilateral, y se confirmó que las mujeres presentan niveles más altos de estrés que los hombres ($p=.039$).

Considerando que la medida de síntomas es mediante auto-informe, es relevante que en cualquier categoría de síntomas somáticos, las mujeres informan de un mayor número de éstos.⁹ Las diferencias en función del sexo se han documentado en diferentes estudios, se han documentado diferencias en estrés, siendo las mujeres quienes presentan mayor nivel de estrés.³³ En cuanto a la autoeficacia, en un estudio realizado en 25 países,³⁰ se encontró que en la mayoría de éstos las mujeres presentaban puntajes de autoeficacia levemente más bajos que los hombres. Además, hay evidencia de la diferencia por sexo en estrés y síntomas.⁴

Con lo anterior se concluye que el modelo presentado explica los síntomas tanto en hombres como en mujeres, a pesar de que existen diferencias en algunas de las variables que lo forman con respecto al sexo.

Resumen

En este estudio se presenta un análisis multigrupo para poner a prueba el efecto moderador de la

variable sexo en un modelo estructural para explicar síntomas psicossomáticos y estrés. Los resultados indican que el modelo es adecuado para hombres y para mujeres, y existen diferencias significativas en algunas variables.

Palabras clave: Estrés, Análisis multigrupo, Síntomas psicossomáticos.

Abstract

The aim of this study was to evaluate the differences between men and women in a structural model to explain psychosomatic symptoms and stress, using a multigroup analysis. The results showed that the model is adequate for men and women although there are some differences between men and women in some variables.

Keywords: Stress, Multi analysis, Psychosomatic symptoms.

Referencias

1. Sandín B., Chorot P., Santed M., Jiménez M. Trastornos psicossomáticos. En: Belloch A., Sandín B., Ramos F. Eds. Manual de

- psicopatología, Vol. 2. Madrid: McGraw-Hill; 1995. Pp. 402-69.
2. Gureje O., Simon G., Ustun T., Goldberg D. Somatization in cross-cultural perspective: A World Health Organization study in Primary Care. *Am J Psychiatry*. 1997;154(7):989-95.
 3. Kirmayer L., Groleau D., Looper K., Dominicé M. Explaining medically unexplained symptoms. *Can J Psychiatry*. 2004;49(10):663-71.
 4. Lieb R., Zimmermann P., Friss R., Hofler M., Tholen S., Wittchen H. The natural course of DSM-IV somatoform disorders and syndromes among adolescents and young adults: a prospective-longitudinal community study. *Eur Psychiatry*. 2002;17(6):321-31.
 5. Natvig G., Albrektsen G., Aderssen N., Qvarnstrom U. School-related stress and psychosomatic symptoms among school adolescents. *J Sch Health*. 1999; 69(9):362-8.
 6. González M.T., Landero R. Síntomas psicossomáticos y estrés en estudiantes de psicología. *Rev. Psicol. Soc*. 2006; 21(2):141-52.
 7. Lipowski Z. Somatization: the concept and its clinical approach to the somatizing patient. *Am J Psychiatry*. 1988;145(11):1358-68.
 8. Matud M., Bethencourt J. Ansiedad, depresión y síntomas psicossomáticos en una muestra de amas de casa. *Rev. Latinoam. Psicol*. 2000; 32(1):91-106.
 9. Orejudo S., Froján M. Síntomas somáticos: predicción diferencial a través de variables psicológicas, sociodemográficas, estilos de vida y enfermedades. *An Psicol*. 2005;21(2):276-85.
 10. Lipsane T., Saarijavi S., Lauerma H. Exploring the Relations between Depression, Somatization, Dissociation and Alexithymia-Overlapping or Independent Constructs? *Psychopathol*. 2004;37(4):2006.
 11. Kooiman C., Bolk J., Brand R., Trijsburg R., Rooijmans H. Is alexithymia a risk factor for medical outpatients? *Psy-chosom Med*. 2000; 62:768-78.
 12. Fernández R., Fernández C. Actitudes hipocondríacas, síntomas somáticos y afecto negativo. *Psicothema*. 1998;10(2):259-70.
 13. Santed M., Sandín B., Chorot P., Olmedo M., García-Campayo J. The role of negative and positive affectivity on perceived stress-subjective health relationships. *Acta Neuropsychiatr*. 2003;15:199-216.
 14. Cronkite R., Moos R. The role of predisposing and moderating factors in the stress-illness relationship. *J Health Soc Behav*. 1984;25(4):372-93.
 15. Holloway K.L., Zerbe K.J. Simplified approach to somatization disorder: when less may prove to be more. *Postgrad Med*. 2000;108(6):89-95.
 16. Lazarus R., Folkman S. Stress, coping and adaptation. New York: Springer; 1984.
 17. González M.T., Landero R. Síntomas psicossomáticos y teoría transaccional del estrés. *Ansiedad Estrés*. 2006;12 (1):45-61.
 18. Sandín B. Estrés psicossocial. Madrid: Klinik; 1999.
 19. Sandín B. El estrés. En: Belloch A, Sandín B y Ramos F. Eds. Manual de psicopatología, Vol. 2. Madrid: McGraw-Hill; 1995. Pp. 3-52.
 20. González M.T., Landero R. Confirmación de un modelo explicativo del estrés y de los síntomas psicossomáticos mediante ecuaciones estructurales. *Rev. Panam. Salud Pública*. 2008;23(1):7-18
 21. Kroenke K., Spitzer R.L., Williams J. The PHQ-15: Validity of a new measure for evaluating the severity of somatic symptoms. *Psychosom Med*. 2002;64:258-66.
 22. Cohen S., Kamarak T., Mermelstein R. A Global Measure of Perceived Stress. *J Health Soc Behav*. 1983;24:385-96.
 23. González M.T., Landero R. Factor Structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a Sample from Mexico. *Span J Psychol*. 2007;

- 10(1):199-206.
24. Ramos F., Manga D., Moran C. Escala de cansancio emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas y asociación. *Interpsiquis* [Publicación periódica en línea] 2005. [citada el abril 22]. Hallado en: <http://www.psiquiatria.com/articulos/estres/20478/>
 25. González M.T., Landero R. Escala de cansancio emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas en una muestra de México. *An. Psicol.* En preparación, 2007.
 26. Sandín B., Chorot P. Cuestionario de afrontamiento del estrés (CAE): desarrollo y validación preliminar. *Rev. Psicopatol. Psicol. Clin.* 2003;8(1):39-54.
 27. Broadhead W.E., Gehlbach S.H., Degruy F.V., Kaplan B.H. The Duke-UNC functional social support questionnaire: measurement of social support in family medicine patients. *Med Care.* 1998; 26:709-23.
 28. Bellón J., Delgado A., Luna J., Lardelli P. Validez y fiabilidad del cuestionario de apoyo social funcional Duke-UNC-11. *Aten Primaria.* 1996;18(4):153-63.
 29. Jerusalem M., Schwarzer R. Self-efficacy as a resource factor in stress appraisal processes. En Schwarzer R. ed. *Self-efficacy: thought control of action* Washington, D.C.: Hemisphere; 1992. Pp. 195-213.
 30. Scholz U., Gutiérrez-Doña B., Sud S., Schwarzer R. Is general self-efficacy a universal construct? *Psychometric findings from 25 countries.* *Eur J Psychol Assess.* 2002;18(3):242-51.
 31. Rosenberg M. *Society and the Adolescent Self-Image.* Edición revisada. Middletown, CT: Wesleyan University Press; 1989.
 32. Zimprich D, Perren S, Hornung R. A twolevel confirmatory factor analysis of a modified Rosenberg Self-esteem scale. *Educ Psychol Meas.* 2005;65(3):465-81.
 33. Misra R., Crist M., Burant C. Relationships Among Life Stress, Social Support, Academic Stressors, and Reactions to Stressors of International Students in the United States. *Int J Stress Manag.* 2003;10(2):137-57.

Recibido: 1 de septiembre de 2008

Aceptado: 12 de septiembre de 2008