



Modelos predictivos y de senderos de ajuste diádico por géneros en parejas casadas

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA*

Un problema importante en la sociedad mexicana actual es la ruptura de los matrimonios por falta de comunicación, afecto y fidelidad, por lo que existe una tasa de 11.8 divorcios por cada 100 matrimonios.¹ El ajuste marital es clave para el mantenimiento de la relación en el tiempo, de ahí que tome una especial relevancia el estudio de sus factores determinantes.² Se postula que la dificultad para tomar conciencia y expresar verbalmente las emociones (alexitimia) se halla entre estos factores.³ La alexitimia no sólo afectaría al ajuste diádico de forma directa, al limitar la capacidad de afrontar tensiones y problemas, sino de forma indirecta al determinar estados de depresión y ansiedad y mayor neuroticismo.⁴ Precisamente, los afectos negativos tienen un impacto deletéreo, y los positivos un efecto fortalecedor sobre el ajuste diádico. Las medidas de ajuste y satisfacción marital suelen estar influenciadas por la tendencia a idealizar al cónyuge y a describirlo en términos socialmente deseables, de ahí la necesidad de considerar estos dos fenómenos de sesgo de respuesta.⁵ La sexualidad dentro del matrimonio no está regulada tanto por la satisfacción de necesidades físicas y el cumplir con obligaciones sociales como por el afecto, la comunicación y la satisfacción conyugal,⁶ y juega un papel sustanti-

vo en la bioquímica del refuerzo del vínculo.⁷ De ahí la importancia de estudiar la sexualidad, afectos positivos y negativos, alexitimia y sesgos de respuesta como determinantes del auto-reporte de ajuste diádico.

Método

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional, con un diseño no experimental de carácter transversal, con una muestra incidental de sujetos voluntarios remunerados.

Participantes

La muestra estuvo constituida por 100 parejas casadas. La media de edad fue 34 años; de años de escolaridad 9.5, de años de matrimonio 11; con un rango de 1 mes a 37 años y de hijos 2. El 22% era trabajador manual y de servicios, 21% amas de casa, 18% empleados de oficina, 16% contratados como profesionistas, 14% negocio propio, 5% estudiantes y 4% desempleados. El ingreso promedio mensual era de 5000 pesos. El 82% eran creyentes católicos, 11% cristianos, 2% otra confesión religiosa y 5% ninguna.

* Facultad de Psicología, UANL

Instrumentos de medida

Se empleó un cuestionario de auto-reporte, integrado por preguntas cerradas sobre datos sociodemográficos, relaciones sexuales y un conjunto de escalas: escala de ajuste diádico (DAS),⁸ índice de insatisfacción sexual (IIS),⁶ escala de engrandecimiento marital (MAS),⁹ escala de alexitimia de Toronto (TAS20),¹⁰ escala de deseabilidad social (SDS),¹¹ inventario de ansiedad estado-rasgo (STAI),¹² inventario de depresión de Beck (BDI),¹³ escalas de afectos positivos y negativos (PANAS).¹⁴ En la presente muestra (n=200), las propiedades psicométricas de los instrumentos de medida fueron buenas. La consistencia interna varió de $\alpha=.84$, para la escala de afectos positivos del PANAS a $\alpha=.93$ para la DAS. Las distribuciones de las escalas definidas por suma simple de reactivos se ajustaron a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov con una $p>.05$, salvo el BDI, la escala de afectos positivos del PANAS y el índice de insatisfacción sexual.

Procedimientos

Los miembros de cada pareja rellenaron sus cuestionarios en salones separados para evitar toda comunicación. La muestra fue capturada entre septiembre de 2005 y abril de 2006, se remuneró a los miembros por su participación voluntaria. El estudio fue financiado por PAICYT2005 (UANL). Como técnicas estadísticas se emplearon: correlación lineal de Pearson, la regresión lineal múltiple por el método Stepwise y ecuaciones estructurales lineales, determinando la función de discrepancia por máxima verosimilitud desde la matriz de correlaciones. El nivel de significación (p) se fija en .050 y la tendencia a la significación con p de .051 a .099. Los cálculos se realizaron con el SPSS12 y STATISTICA6.

Objetivos

Los objetivos fueron: estudiar la correlación y potencial predictivo de una serie de variables socio-demográficas (edad, años de matrimonio y noviaz-

Tabla I. Bahía de Banderas, uso de suelo y vegetación en el periodo de 1976 a 2000.

| | | Parejas | Esposos | Esposas |
|---------------------|---|--------------|--------------|--------------|
| Edad | R | .003 | .123 | -.103 |
| | P | .961 | .224 | .307 |
| Años de noviazgo | r | -.044 | .044 | -.114 |
| | p | .537 | .667 | .258 |
| Años de matrimonio | r | -.014 | .036 | -.057 |
| | p | .847 | .725 | .571 |
| Número de hijos | r | -.030 | .015 | -.068 |
| | p | .677 | .885 | .502 |
| Estudios terminados | r | .058 | -.022 | .127 |
| | p | .417 | .825 | .211 |
| Clase social | r | .113 | .053 | .191 |
| | p | .110 | .598 | .057 |
| Creencia religiosa | r | .230 | .370 | .123 |
| | p | .001 | .000 | .226 |
| Práctica religiosa | r | .245 | .382 | .151 |
| | p | .001 | .000 | .141 |
| Relaciones sexuales | r | .053 | .311 | -.158 |
| | p | .453 | .002 | .117 |
| Masturbación | r | -.092 | -.226 | .005 |
| | p | .194 | .024 | .964 |
| IIS | r | -.526 | -.498 | -.545 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| MAS | r | .637 | .596 | .672 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| SDS | r | .353 | .381 | .327 |
| | p | .000 | .000 | .001 |
| TAS20 | r | -.472 | -.615 | -.363 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| STAI-S | r | -.447 | -.412 | -.476 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| STAI-T | r | -.559 | -.589 | -.539 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| BDI | r | -.458 | -.599 | -.363 |
| | p | .000 | .000 | .000 |
| PANAS-P: | r | .319 | .297 | .337 |
| | p | .000 | .003 | .001 |
| PANAS-N | r | -.401 | -.380 | -.414 |
| | p | .000 | .000 | .000 |

r - Coeficiente de correlación lineal de Pearson, p - probabilidad del contraste de correlación nula bilateral

go, número de hijos, estudios, clase social, creencia y práctica religiosas), de conducta sexual (fre-

cuencia de relaciones con la pareja y masturbación) y psicométricas (satisfacción sexual, alexitimia, neuroticismo, ansiedad-estado, depresión, emociones negativas y positivas) sobre el ajuste marital, considerando el efecto de la deseabilidad social y engrandecimiento marital. Asimismo, se probó un modelo de determinación donde la alexitimia actuaba, tanto directamente sobre el ajuste diádico como indirectamente a través de ansiedad-estado, depresión y neuroticismo.

Correlaciones con DAS

En la muestra de 100 parejas, mayor ajuste diádico (DAS) se asoció con mayor tendencia a engrandecer la relación (MAS), menor insatisfacción sexual (IIS), menor alexitimia (TAS20), menor ansiedad tanto rasgo (STAI-T) como estado (STAI-S), menor depresión (BDI), menor nivel de emociones negativas (PANAS-N) y mayor de emociones positivas (PANAS-P), mayor deseabilidad social (SDS), mayor frecuencia de práctica y fe religiosas; en la muestra de esposos, además, con mayor frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y menor frecuencia de masturbación; en la de esposas, ni las variables religiosas ni de conducta sexual estaban relacionadas con el ajuste (tabla I).

Modelos predictivos

En los modelos de regresión se introdujeron como predictores de DAS sólo sus correlatos (variables en negrilla en tabla I). La potencia explicativa de los modelos varió de 62.5% en la muestra de 100 esposas a 51% en la de 100 parejas. En ambos géneros, el ajuste diádico (DAS) fue predicho por mayor tendencia a engrandecer la relación (MAS) y menor insatisfacción sexual (IIS); a su vez, en la muestra de esposos, por menor nivel de depresión (BDI) y alexitimia (TAS20); y en la de esposas, por menor nivel de neuroticismo o ansiedad-rasgo (STAI-T) (tabla II).

Modelos explicativos

Se tomaron cuatro indicadores por factor, los de mayor peso al considerar un factor único en cada

Tabla II. Modelos predictivos.

| | Modelo | B±E. Est. | Beta | T | Sig. |
|--------------------|--------|-----------|-------|-------|------|
| Parejas (n=200) | Const. | 102.2±8.7 | | 11.76 | .000 |
| | MAS | .549±.079 | .413 | 6.95 | .000 |
| | STAI-T | -.505±.11 | -.271 | -4.44 | .000 |
| | IIS | -.181±.05 | -.208 | -3.42 | .001 |
| Esposos (n=100) | Const. | 113.5±9.7 | | 11.71 | .000 |
| | TAS20 | -.315±.09 | -.275 | -3.49 | .001 |
| | MAS | .436±.09 | .342 | 4.78 | .000 |
| | BDI | -.751±.16 | -.338 | -4.60 | .000 |
| | IIS | -.147±.07 | -.166 | -2.23 | .028 |
| Esposas (n=100) | Const. | 89.3±11.8 | | 7.58 | .000 |
| | MAS | .672±.109 | .486 | 6.14 | .000 |
| | IIS | -.182±.07 | -.214 | -2.49 | .014 |
| | STAI-T | -.376±.16 | -.201 | -2.35 | .021 |

B ± E. Est. Coeficiente beta no estandarizado y su desviación estándar

Tabla III. Índices de ajuste del primer modelo.

| | Parejas (n=200) | Esposos (n=100) | Esposas (n=100) |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| FD | 2.126 | 3.647 | 3.569 |
| PNP | .904 | .951 | .973 |
| RMS SR | .082 | .090 | .101 |
| RMS EA | .061 | .063 | .063 |
| PGI | .930 | .927 | .925 |
| APGI | .913 | .909 | .907 |
| GFI | .850 | .779 | .778 |
| AGFI | .814 | .727 | .725 |
| CFI | .897 | .868 | .877 |
| (ALE)→(DEP) | .366(*) | .434(*) | .317(*) |
| (ALE)→(NEU) | .513(*) | .463(*) | .572(*) |
| (ALE)→(AD) | -.109 | -.186 | .082 |
| (MAS)→(AD) | .403(*) | .256(*) | .504(*) |
| (IS)→(AD) | -.057 | -.047 | -.084 |
| (DEP)→(AD) | -.079 | -.197 | .059 |
| (ANS)→(AD) | .003 | .086 | -.260 |

AD - das4, das10, das12 y das13; ALE - tas7, tas9, tas13 y tas14; MAS - mas3, mas4, mas9 y mas14; IS - iss2, iss9, iss12 y iss22; NEU - stait5, stait8, stait16 y stait29, DEP- bdi1, bdi2, bdi11 y bdi17.

FD - Función de discrepancia, PNP - Parámetro de no centralidad poblacional, RMS SR - Raíz cuadrada de la media cuadrática de los residuos estandarizados, RMS EA- Raíz cuadrada de la media cuadrática de los errores de aproximación PGI - Índice gamma poblacional, APGI - Índice ajustado gamma poblacional, GFI - Índice de bondad de ajuste de Jöreskog, AGFI - Índice ajustado de bondad de ajuste de Jöreskog, CFI - Índice de ajuste comparativo de Bentler ()→() Parámetro de coeficiente de determinación. (*) Coeficiente de determinación significativo con una p≥.05

escala. En las tres muestras (de 100 parejas, 100 esposos y 100 esposas), ni la insatisfacción sexual, depresión o ansiedad-rasgo alcanzaron parámetros de determinación significativos sobre DAS. La alexitimia determinaba de forma significativa el neuroticismo y depresión, y en la determinación del ajuste diádico presentaba tendencia a la significación estadística. El engrandecimiento marital determinaba de forma significativa el ajuste diádico. Los índices de ajuste del modelo fueron algo pobres (tabla III). De ahí que se ensayó un nuevo modelo.

Tabla IV. Índices de ajuste del segundo modelo.

| | 100 parejas | 100 esposos | 100 esposas |
|--------------|-------------|-------------|-------------|
| FD | 1.604 | 2.728 | 2.616 |
| PNP | .800 | .896 | .794 |
| RMS SR | .091 | .095 | .107 |
| RMS EA | .070 | .074 | .075 |
| PGI | .926 | .918 | .926 |
| APGI | .906 | .895 | .906 |
| GFI | .860 | .796 | .803 |
| AGFI | .822 | .740 | .749 |
| CFI | .888 | .854 | .867 |
| (ALE)->(DEP) | .366(*) | .449(*) | .307(*) |
| (ALE)->(NEU) | .509(*) | .462(*) | .557(*) |
| (ALE)->(AD) | -.148(*) | -.253(*) | -.078 |
| (MAS)->(AD) | .433(*) | .277(*) | .546(*) |

En el nuevo modelo, el engrandecimiento marital (MAS) y alexitimia (ALE) eran determinantes de ajuste diádico (AD); y la alexitimia, de ansiedad-rasgo (NEU) y depresión (DEP). Todos los parámetros fueron significativos. En la muestra de 100 parejas, los índices de ajuste también fueron algo pobres: 15 La función de discrepancia tuvo un valor menor a 2 (1.604), el parámetro de no centralidad poblacional menor a 1 (.800), los índices de varianza de residuos menores a .10, sin lograr valores por debajo de .05 (RMS SR=.091 y RMS EA=.070), los índices gamma fueron mayores a .90 (PGI=.926 y APGI=.906) y el índice comparativo de Bentler fue ligeramente menor a .90 (.888). Sin embargo, los índices de Jöreskog no alcanzaron valores de .90 o mayores (GFI=.860 y AGFI=.822). En la muestra de esposos se obtuvo el mismo resul-

tado, con índices de ajuste un poco más pobres. En la muestra de esposas, la alexitimia no fue una determinante significativa de ajuste diádico, aunque sí de ansiedad y depresión (tabla IV).

Discusión y conclusiones

El ajuste diádico se relacionó fundamentalmente con el engrandecimiento marital, tanto en las correlaciones como en los modelos predictivos y explicativos. La escala de engrandecimiento se diseñó para controlar un sesgo de respuesta en el autorreporte frente a otras escalas menos específicas de discapacidad social, como la de Crowne y Marlowe o el inventario balanceado de respuesta deseable de Paulhus.⁹ Puede que el engrandecimiento marital esté reflejando no simplemente un sesgo en el autorreporte, sino una estrategia cognitiva de afrontamiento de las dificultades maritales, próxima a la idealización de cualidades y negación de defectos y problemas. Esta estrategia podría actuar no sólo en la fase de mantenimiento de la relación, sino en la de aproximación para lograr un mayor ajuste diádico.¹⁶

La insatisfacción sexual fue un correlato fuerte y predictor importante de ajuste diádico, pero en los modelos estructurales perdía peso. Las teorías neurobiológicas destacan mucho el papel del placer sexual en el refuerzo natural del vínculo en parejas con relaciones estables y persistentes.⁷ El vínculo es reforzado con más fuerza a mayor número de relaciones sexuales satisfactorias. Debe considerarse que la frecuencia de relaciones sexuales sólo presentó correlación débil en la muestra de hombres y no fue un predictor de ajuste diádico. Así, parece que la satisfacción y no la frecuencia es el factor significativo. No obstante, debe señalarse que en la presente muestra la frecuencia de relaciones sexuales fue alta en comparación con estudios realizados en otros países, como Japón,¹⁷ España¹⁸ y Estados Unidos.¹⁹ El 47% de las parejas tenía relaciones sexuales varias veces a la semana, 37% al menos una vez a la semana, 9% al menos una vez al mes y 7% menos de una vez al mes,

sin existir diferencia estadísticamente significativa en la estimación de la frecuencia con que se mantienen relaciones sexuales entre ambos cónyuges ($ZW=-.837$, $p=.403$). Además, éstas eran satisfactorias para 70% de los encuestados. Este último dato se obtuvo de la escala IIS, cuya distribución fue asimétrica positiva y apuntada, concentrándose en los valores bajos (de satisfacción). Aunque la satisfacción sexual es un factor a tomar en cuenta, no es el más importante en el ajuste diádico. Esto nos señala que ajuste diádico y vínculo no son conceptos equivalentes, teniendo determinantes con pesos diferenciales. El concepto de ajuste hace referencia a la cohesión, comunicación y satisfacción de la pareja.⁸ El de vínculo se usa en dos sentidos. Por una parte, se relaciona con la atracción, deseo y excitación para formar y mantener una pareja;⁷ por otra parte, con el apego infantil y su generalización a las relaciones de la vida adulta.²⁰ De ahí el mayor peso de la frecuencia de relaciones sexuales y satisfacción sexual en la primera noción de vínculo.

La alexitimia o dificultad para entender y expresar las propias emociones fue un determinante trascendental en los hombres, pero no así en las mujeres. No sólo determinaba menor ajuste diádico, sino mayor neuroticismo o ansiedad-rasgo en ambos géneros. La alexitimia como estilo de funcionamiento emocional culturalmente está más asociada con la masculinidad,²¹ de ahí su mayor peso en hombres que en mujeres. Debe señalarse que el promedio en la TAS20, en la presente muestra, fue mayor en hombres (57.46 ± 15.54) que en mujeres (55.96 ± 17.44), aunque sin diferencia estadística ($t=.643$, $g.l.=198$, $p=.521$) como ocurre en la mayoría de estudios realizados en distintos países.²²

El neuroticismo fue un correlato de falta de ajuste y predictor importante en las mujeres, pero no en los hombres. Precisamente, esta variable se acentúa como importante en estudios de predicción del divorcio, presentando sesgo de género, al asociarse más a las mujeres que a los hombres.²³ Si el estilo alexitímico se relaciona más con el gé-

nero masculino, el neuroticismo, como estilo sensibilizador de funcionamiento emocional culturalmente, se asocia con la feminidad. De tal modo que la acentuación de ambos estilos, cada uno con su sesgo de género, es negativa para el ajuste marital. En la presente muestra, las mujeres (41.39 ± 10.91) promediaban significativamente más ($t=-2.264$, $g.l.=198$, $p=.025$) que los hombres (38.09 ± 9.68) en neuroticismo.

La depresión fue un correlato significativo de falta de ajuste diádico en hombres y mujeres, y un predictor en hombres, pero no en mujeres, resultando un determinante débil en los modelos estructurales. La prevalencia de casos de depresión en la presente muestra no era diferencial por género. Adoptando el punto de corte de puntuaciones mayores o iguales a 20 en el BDI²⁴ teníamos 38 sujetos (16% de la muestra) como posibles casos, sin diferencia por género (16 hombres y 22 mujeres, $\chi^2=.947$, $g.l.=1$, $p=.330$); y por encima de 30 había 11 sujetos (5% de la muestra), como casos muy probables, también sin diferencia estadística de género (3 hombres y 8 mujeres, $\chi^2=2.273$, $g.l.=1$, $p=.132$). Estos porcentajes están dentro del rango de la prevalencia en población general de adultos, de 10 a 25% para las mujeres y de 5 a 12% para los varones.²⁵ No obstante, en la presente muestra, sí hay diferencia significativa ($t=2.225$, $g.l.=185.77$, $p=.027$) en la media del BDI, puntuando las mujeres (12.91 ± 11.04) más que los hombres (9.81 ± 8.49). La puntuación base más baja en hombres podría explicar que su elevación tome más peso sobre el ajuste diádico, especialmente cuando no hay diferencia de género en casos de depresión.

Aunque la hipótesis de que la alexitimia no sólo afecta al ajuste diádico de forma directa, al limitar la capacidad de afrontar tensiones y problemas, sino de forma indirecta al determinar estados de depresión y ansiedad, así como mayor neuroticismo es confirmada por el modelo de determinación, el hallazgo de que en los hombres la alexitimia es un predictor significativo, pero no en las mujeres. Por el contrario, el neuroticismo

es un predictor en mujeres, pero no en hombres, parece ser contrario a dicha hipótesis. El rasgo del neuroticismo tiene múltiples determinantes, entre ellos el género.¹² Aunque la alexitimia está asociada al neuroticismo, lo está sobre todo en mujeres. En hombres sí vemos que la depresión es un determinante de pobre ajuste diádico. Precisamente, la asociación de la alexitimia con la depresión es más fuerte que con el neuroticismo y presenta mucho menor sesgo de género.⁴ Debe señalarse que la alexitimia, como determinante del estado de ansiedad en este estudio, no resultó significativa. La asociación de la alexitimia con el estado de ansiedad es mucho más débil que con la depresión y neuroticismo, especialmente en población control o no clínica.⁴

Una limitación importante del estudio es la naturaleza no probabilística de la muestra empleada; no obstante, en conjunto, ésta parece bastante representativa de la población urbana de Nuevo León. La muestra capturada en relación con el nivel de escolaridad, salario medio, número de hijos, edad en que se contrajo matrimonio y creencias religiosas es representativa de la población mexicana con base en los datos del INEGI 2006. En el país, la tasa de divorcio es de 11.3%. La edad promedio de los hombres al momento de divorciarse es de 37.2 años y de las mujeres de 34.5, siendo el porcentaje de segundas nupcias de 40%. En la muestra la proporción de divorcio era de 5%, considerando la media de edad (34 años) y que son segundas nupcias, el porcentaje es equivalente al poblacional. Eso sí, el porcentaje de amas de casa (21%) es inferior al promedio del estado (33%), por lo que la encuesta parece atraer más a gente laboralmente activa.

En conclusión, desde las variables contempladas, la determinante más importante de ajuste diádico fue el engrandecimiento marital, el cual puede estar reflejando un estilo de afrontamiento de las dificultades maritales con idealización de las cualidades y aminoración de defectos y problemas. La satisfacción sexual, pero no la frecuencia de relaciones sexuales, tuvo un efecto positivo en

el ajuste diádico, aunque no resultó un determinante fuerte. El estilo alexitímico de distanciamiento y el estilo neurótico de sensibilización y queja en el manejo de las emociones, el primero con sesgo masculino y el segundo con sesgo femenino, fueron determinantes negativos del ajuste diádico, aunque con pesos menores que el engrandecimiento marital. Además, la alexitimia potencia o determina mayor neuroticismo y depresión tanto en hombres como mujeres. La depresión fue un predictor negativo en hombres, pero no en mujeres. Aunque el modelo de determinación presentó cualidades de ajuste mediocres, los modelos predictivos tienen una potencia explicativa de más de la mitad de la varianza del criterio. En ambos géneros, el ajuste diádico fue predicho por mayor engrandecimiento marital y menor insatisfacción sexual; en hombres, además, por menor depresión y alexitimia; y en mujeres, por menor neuroticismo.

Resumen

Se estudiaron correlaciones, potencial predictivo y explicativo de variables sociodemográficas y psicométricas sobre el ajuste marital. La muestra constaba de 100 parejas casadas, y se aplicó de forma independiente la encuesta a cada cónyuge. En ambos géneros, el ajuste diádico fue predicho por mayor tendencia a engrandecer la relación y menor insatisfacción sexual; a su vez, en la muestra de hombres por menor nivel de depresión y alexitimia; y en la muestra de mujeres, por menor nivel de ansiedad-rasgo. Los modelos de regresión poseían una potencia explicativa moderadamente alta, aunque los índices de ajuste del modelo predictivo resultaron algo pobres.

Palabras clave: Ajuste marital, Alexitimia, Estados emocionales, Satisfacción sexual.

Abstract

Correlations, as well as predictive and explanatory potential of socio-demographic and psycho-

metric variables on the marital adjustment were studied. The sample consisted of 100 married couples, having the survey applied in an independent way to each spouse. In both genders, the couple's adjustment was predicted by more of a tendency to emphasize the marital relationship and diminish sexual dissatisfaction. In turn, in the men's sample the adjustment was predicted by lower levels of both depression and alexithymia; and in the women's sample by a lower anxiety-feature level. The regression models had a moderately high explanatory power, although the predictive model fix rates were a little poor.

Keywords: Marital adjustment, Alexithymia, Emotional state, Sexual satisfaction.

Referencias

1. Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (2006). Estadísticas de matrimonios y divorcios 2005. México: INEGI.
2. Stack, S., y Eshleman, J.R. (1998). Marital status and happiness: A 17-nation study. *Journal of Marriage and the Family*, 60, 527-536.
3. Espina, A (2002). Alexitimia y relaciones de pareja. *Psicothema*, 14(4), 760-764.
4. Taylor, G. J., Bagby, R. M., y Parker, J. D. A. (1997). *Disorder of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness*. Cambridge: Cambridge university press.
5. Fowers, B. J., Applegate, B., Olson, D. H., y Pomerantz, B. (1994). Marital conventionalization as a measure of marital satisfaction: A confirmatory factor analysis. *Journal of Family Psychology*, 8, 98-103.
6. Hudson, W. W. (1982). *The clinical measurement package: A field manual*. Chicago: Dorsey Press.
7. Gonzaga, G. C., Turner, R. A., Keltner, D., Campos, B., y Altemus, M. (2006). Romantic love and sexual desire in close relationships. *Emotion*, 6, 163-179.
8. Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-28.
9. O'Rourke, N., y Cappeliez, P. (2002). Development and validation of a couples measure of biased responding: The marital aggrandizement scale. *Journal of Personality Assessment*, 78, 301-320.
10. Bagby, R. M., Parker, J. D. A., y Taylor G. J. (1994). The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23-32.
11. Crowne, D. P, y Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
12. Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., y Lushene, R. E. (1970). *STAI. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (Self-evaluation questionnaire)*. California, Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
13. Beck, A. T., y Steer, R. A. (1987). *Beck Depression Inventory manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation, Harcourt Brace Jovanovich.
14. Watson, D., Clark, L., y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
15. Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística y metodología de la investigación* (pp. 445-528). Monterrey, México: Trillas.
16. Díaz Loving, R. (1996): Una teoría bio-psico-socio-cultural de la relación de pareja. *Revista Psicología Contemporánea*, 3, (1), pp. 18-29.
17. Nagao, K. (2007). Sexual activity in normal married couples in Japan: Investigation by questionnaire. *Reproductive Medicine and Biology*, 6(2), 133-138.

18. López-Cobo, M. (2006). Encuesta de salud y hábitos sexuales de España. *Revista de Estadística y sociedad*, 15, 7-9.
19. Laumann, E. O., Gagnon, J. H., Michael R. T., y Michaels, S. (1994). *The social organization of sexuality: Sexual practices in the United States*. Chicago: University Chicago press.
20. Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss*. Vol. I. Attachment. London: The Hogarth Press.
21. Moral, J. (2005) La alexitimia en relación con el sexo y el rol de género. *Revista Internacional de Ciencias Sociales y Humanidades*, 15 (1), 147-166.
22. Páez, D., Martínez-Sánchez, F., Velasco, C., Mayordomo, S., Fernández, I., y Blanco, A. (1999). Validez psicométrica de la Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20): un estudio transcultural, *Boletín de Psicología*, 63, 55-76.
23. Gottman, J. M. y Levenson, R. W. (2002). A two-factor model for predicting when a couple will divorce: Exploratory analysis using 14-year longitudinal data. *Family process*, 41(1), 83-96.
24. Vázquez, C., y Sanz, J. (1997). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del inventario para la depresión de Beck de 1978. *Clínica y Salud*, 8(3), 403-422.
25. American Psychiatric Association (APA) (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (4th ed., text revised)*. Washington, DC: APA.

Recibido: 17 de agosto de 2002

Aceptado: 15 de enero de 2008