

Predicción de la satisfacción sexual en mujeres y hombres casados

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA

Universidad Autónoma de Nuevo León

Resumen

Este estudio tiene como objetivos determinar la relación y el potencial predictivo de variables demográficas, religiosas (convicción religiosa y asistencia a servicios religiosos), ajuste diádico, satisfacción marital, alexitimia, depresión, ansiedad, afectos positivos y negativos, deseabilidad social y engrandecimiento marital, sobre la satisfacción sexual. Se empleó una muestra incidental de cien parejas de casados. Se realizaron los análisis considerando datos emparejados, así como cada muestra por género. Como técnicas estadísticas se emplearon las siguientes: correlación, regresión lineal múltiple (método *Stepwise*) y análisis factorial por componentes principales, para generar variables ortogonales y calcular modelos de predicción por el método *Enter*. La satisfacción sexual autorreportada resultó independiente de la frecuencia de relaciones sexuales en las mujeres, pero no en los hombres, lo que puede reflejar una naturaleza reforzadora diferencial. Mujeres y hombres se asemejaban en la necesidad de enamoramiento y satisfacción marital para la satisfacción sexual. Las diferencias estribaban en las emociones y la religión. Las emociones negativas, sobre todo ansiedad

impiden la satisfacción sexual femenina. Las emociones positivas, junto con una tendencia a enaltecer la satisfacción marital favorecen la satisfacción sexual masculina. La religión es un inhibidor de la satisfacción sexual masculina. De aquí se pueden derivar aspectos importantes para complementar la terapia sexual.

Palabras clave: satisfacción sexual, sexo marital, parejas casadas, ajuste diádico, emociones.

Prediction of sexual dissatisfaction in married women and men

Abstract

The objective of this study was to determine the relationship and predictive potential of demographic and religious variables (religious conviction and religious services assistance), dyadic adjustment, marital satisfaction, alexithymia, depression, anxiety, positive and negative affection, social desirability and marital aggrandizement on sexual satisfaction. It was employed an incidental sample of 100 married couples. The analysis was calculated for the paired data and each gender sample. The statistical techniques employed were: correlation, multiple linear regression (stepwise method), and Principal Components Factor Analysis to generate orthogonal variables and to calculate predictive models by the method Enter. Results indicated that self-reported sexual satisfaction was independent from the sexual intercourse frequency in women but not in men; this can reflect a differential reinforcement nature. As for sexual satisfaction women and men were similar in the need of being-in-love and in marital satisfaction. The differences rested on emotions and religion.

Dirigir toda correspondencia sobre este artículo a: José Moral de la Rubia. Facultad de Psicología. Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, Nuevo León, México. CP: 64460.

Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

Agradecimientos: A Keila Irene Rodríguez y María del Carmen García, becarias del proyecto PAl-CYT DS1217-05, por su colaboración en el trabajo de campo.

RMIP 2011, 85-102.

ISSN-impresa: 2007-0926

www.revistamexicanadeinvestigacionenpsicologia.com

Derechos reservados ©RMIP

Negative emotions, especially anxiety, hindered the female sexual satisfaction. Positive emotions, together with a tendency for exalting the marital satisfaction, favored males' sexual satisfaction. The religiousness was an inhibitor of male sexual satisfaction. From these results it can be derived important aspects to complement sexual therapy.

Key words: Sexual satisfaction, marital sex, married couples, dyadic adjustment, emotions.

INTRODUCCIÓN

Conceptualización de la satisfacción sexual e importancia de su estudio

Las relaciones de amor entre dos personas suelen iniciarse con una fuerte idealización y unas fantasías de compromiso y entrega indefinidos. En la medida que esta idealización se mantiene, persiste el enamoramiento que alimenta una relación sólida, reflejándose usualmente en una mayor satisfacción sexual; por el contrario, en la medida que se pierde, baja tanto la satisfacción marital como la sexual (Fowers, Lyons, Montel, & Shaked, 2001; Moral, 2008a). Incluso, en las primeras etapas de la relación, durante el noviazgo, hay una clara relación entre satisfacción con la pareja, enamoramiento y satisfacción sexual (Sprecher, 2002).

La preocupación por la satisfacción sexual es un fenómeno reciente en la literatura especializada, más aún en México con una imagen moralista de la sexualidad, incluso dentro de los especialistas (Trueba, 2008). La satisfacción sexual se refiere a la percepción y evaluación que una persona hace de su vida sexual con base en ciertos aspectos, como frecuencia de los encuentros sexuales, el tipo de actividad sexual realizada, la satisfacción de sus necesidades, el estilo de comunicación en la pareja, la calidad de la relación, las normas de comparación y los valores culturales (Díaz-Loving & Sánchez-Aragón, 2002). Así, la noción y la vivencia misma de este fenómeno están sujetas a aspectos individuales, interpersonales y socioculturales. Young, Denny, Young y Luquis

(2000) remarcan que, en mujeres casadas, los sentimientos de amor (el sentirse queridas y estar enamoradas de sus cónyuges) y una comunicación de calidad (el sentirse escuchadas y poder hablar abiertamente) toman un peso central en la satisfacción sexual. Schmitt (2005), en una muestra de 14059 personas en 48 países, observa que las diferencias de género destacan por encima de las culturales; no obstante, en los países donde la cultura privilegia la reproducción y la estabilidad familiar, hay más diferencia entre hombres y mujeres que en los países donde la cultura privilegia el desarrollo personal y la equidad de género. El investigador señala que las satisfacciones tanto marital como sexual declinan con el tiempo, existiendo un impulso biológico a las aventuras extramaritales que la cultura logra inhibir de forma más efectiva en las mujeres que en los hombres.

Determinantes de la satisfacción sexual

La sexualidad dentro del matrimonio está fundamentalmente determinada por el afecto, la comunicación y la satisfacción con el cónyuge más que por la simple satisfacción de unas necesidades físicas (Byer, 2005), jugando un papel importante para la bioquímica del vínculo (Gonzaga, Turner, Keltner, Campos, & Altemus, 2006). De ahí la importancia de estudiar juntos sexualidad, calidad marital, afectos y comunicación (Yela, 2000; MacNeil & Byers, 2005). Los conflictos no resueltos, la pérdida del enamoramiento y el amor por el cónyuge, y la distancia emocional determinan una disminución de la frecuencia de relaciones sexuales, de la satisfacción sexual y un aumento de la infidelidad (Sprecher & Cate, 2004), a lo cual contribuyen los años de matrimonio y ciertas variables presentes desde el inicio de la relación, como el estilo comunicacional (Chien, 2003; Díaz-Loving & Sánchez-Aragón, 2002). Los estudios empíricos han revelado que la alexitimia (dificultad para identificar y expresar ver-

blemente las emociones) es un determinante importante de ansiedad y depresión, asimismo un factor que deteriora la calidad de la comunicación marital (Moral, 2008b). Por las características del constructo y los hallazgos empíricos, cabe esperar que la alexitimia disminuya el ajuste de la pareja al limitar la capacidad de afrontar problemas y genere más afecto negativo, mermando así la satisfacción sexual.

La religión constituye un aspecto cultural, ideológico y de identidad social de gran peso en la sexualidad, de ahí que el estudio de la conducta sexual sin considerar la religión cae en una limitación importante. Dentro de la religión, la frecuencia con que se siguen las ceremonias religiosas es la variable más relacionada con las actitudes y la conducta. Los creyentes más practicantes tienen una actitud de mayor rechazo hacia la sexualidad y muestran una conducta sexual más inhibida; asimismo, a mayor religiosidad y práctica religiosa se constatan más sentimientos de culpa y vergüenza ante conductas sexuales (Moral, Álvarez, & Ibarra, 2009).

Este estudio tiene como objetivos los siguientes: describir la distribución de la satisfacción sexual en hombres y mujeres, y las emociones al tener relaciones sexuales con el cónyuge; asimismo, determinar la relación y el potencial predictivo de variables demográficas, religiosas, ajuste diádico, satisfacción marital, alexitimia, depresión, ansiedad, afectos positivos y negativos, deseabilidad social y engrandecimiento marital, sobre la satisfacción sexual, realizando los análisis por datos emparejados y en cada muestra de género. Se espera que el desajuste diádico, la insatisfacción marital, los estados emocionales negativos, la alexitimia, la edad y la frecuencia alta de asistencia a los servicios religiosos disminuyan la satisfacción sexual, siendo sus predictores más importantes el ajuste y la satisfacción maritales. A nivel diferencial, el afecto negativo puede tomar más peso en las mujeres y la alexitimia en los

hombres, por los estilos afectivos esperados por género.

MÉTODO

Participantes

Se empleó una muestra incidental de participantes voluntarios formada por cien parejas de casados (100 hombres y 100 mujeres) de población general de Monterrey y su zona metropolitana, obtenida de enero a junio de 2006.

Instrumentos

Se empleó un cuestionario de autoinforme integrado por preguntas sobre datos demográficos, religiosos (confesión, convicción y frecuencia de asistencia a servicios religiosos), conducta sexual y nueve escalas, a saber:

- La Escala de Ajuste Diádico (*Dyadic Adjustment Scale* [DAS]; Spanier, 1976, con la validación de Moral, 2009a). En la presente muestra, la distribución del puntaje total de la escala DAS, con sus 32 ítems, se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 1.20$, *ns*) de media de 113.3 y desviación estándar de 19.4. Su consistencia interna fue alta ($= .92$). Al realizar la extracción de factores por ejes principales, fijar el número de estos por el criterio de Cattell y rotar la matriz factorial por el método Oblimin, se obtuvieron dos factores correlacionados que explicaron el 36.8% de la varianza total: consenso y cohesión afectiva (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 18, 23, 24, 25, 28 y 30) ($= .91$) y satisfacción marital (16, 17, 19, 20, 21, 22, 26, 27 y 31) ($= .83$). La correlación entre ambos factores fue de $-.67$. Los ítems 29 y 32 presentaron problemas de consistencia interna, de ahí que se desestimaron, subiendo la consistencia de la escala a $.93$. Los índices de ajuste del modelo de dos factores correlacionados (sin los ítems 29 y 32) fueron algo pobres ($2/df = 1.81$, $RMSEA = .08$, $GFI = .77$ y $AGFI = .74$). Este modelo

bifactorial mostró un ajuste equivalente al de los cuatro factores correlacionados originales (sin los ítems 29 y 32) (consenso: 1, 2, 3, 5, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 y 15, satisfacción: 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23 y 31, cohesión: 24, 25, 26, 27 y 28 y expresión afectiva: 4, 6 y 30) ($d^2 = 10.24$, $p = .04$, $2/gl = 1.86$, $RMSEA = .06$, $GFI = .77$ y $AGFI = .74$), los cuales no se reprodujeron por análisis factorial exploratorio. En este estudio se empleó la versión de 30 (sin los ítems 29 y 32) (DAS30), cuya distribución se ajustó a la normalidad ($M = 109.03$ $DE = 19.22$).

- La Escala de Valoración de la Relación (*Relationship Assessment Scale* [RAS]; Hendrick, 1988, con la validación de Moral, 2008c). En la presente muestra, la escala RAS de 7 ítems, con un rango de 1 a 5, mostró una estructural unifactorial con base en el criterio de Kaiser, que explicó el 38.5% de la varianza total por ejes principales, con un ajuste adecuado a los datos por máxima verosimilitud ($2/gl = 3.08$, $RMSEA = .068$, $GFI = .921$, $AGFI = .982$ y $CFI = .976$). Su consistencia interna fue alta ($= .81$). Su distribución fue asimétrica negativa ($Sk = -0.83$, $EE = 0.17$), no ajustándose a una curva normal ($Z_{K-S} = 1.76$, $p < .01$). La mediana fue de 30, media de 29.3 y desviación estándar de 4.49.
- La Escala de Engrandecimiento Marital (*Marital Aggrandizement Scale* [MAS]; O'Rourke & Cappelliez, 2002, con la validación de Moral, 2007/2009) de 18 ítems, con un rango de 7 puntos (de -3 a +3). En la presente muestra, los ítems 13 y 17 mostraron problemas de consistencia interna y definición factorial, por lo que se desestimaron. La consistencia interna de los 16 ítems restantes fue alta ($= .78$). Se definieron dos factores con base en el criterio de Cattell, que explicaron el 28.8% de la varianza total por ejes principales. El primer factor rotado (Oblimín), de 12 ítems (1, 2, 3, 4, 5, 9, 10, 12, 13, 14, 15, 16 y 18), presentó una consistencia interna alta ($= .79$) y se interpretó como enamoramiento-comprensión-satisfacción o de sentimientos positivos. El segundo factor, de 4 ítems (6, 7, 8 y 11), con una consistencia interna adecuada ($= .61$), se interpretó como discusión-enojo-defectos o de sentimientos negativos. El ajuste a los datos, estimando la función de discrepancia por máxima verosimilitud, fue adecuado ($2/gl = 1.865$, $RMSEA = .065$, $GFI = .894$, $AGFI = .860$, $CFI = .851$). Las distribuciones del puntaje total de la escala MAS16 ($M = 68.7$ y $DE = 14.5$) y su primer factor se ajustaron a la normalidad. En este estudio se empleó la versión de 16 ítems (sin 13 y 17) (MAS16).
- La Escala de Alexitimia de Toronto, de 20 ítems (*20-items Toronto Alexithymia Scale* [TAS-20]; Bagby, Parker & Taylor, 1994 con la adaptación de Moral, 2009b). El rango de los ítems fue de 6 puntos (de 0 a 5). En la presente muestra, la consistencia interna de los 20 ítems fue alta ($= .86$). El valor del coeficiente alfa de Cronbach de los 7 ítems del factor original de dificultad para identificar los sentimientos (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14) fue de .86; el de los cinco ítems del factor de dificultad para describir sentimientos (2, 4, 11, 12 y 17) fue de .71 y el de los 5 ítems del factor de pensamiento externamente orientado (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20) fue de .57. Con base en el criterio de Cattell se reprodujeron los tres factores esperados, explicando el 38% de la varianza total por ejes principales. El ajuste a los datos por máxima verosimilitud fue adecuado ($2/gl = 2.01$, $RMSEA = .07$, $GFI = .87$ y $AGFI = .84$). La distribución del puntaje total se ajustó a una curva normal ($M = 36.7$, $DE = 16.5$), así como la de sus dos primeros factores.
- La Escala de Deseabilidad Social (*Social Desirability Scal*, [SDS]; Crowne & Marlowe, 1960, con la validación de Moral, 2007/2009). En la presente muestra, la escala de 33 ítems

dicotómicos por la alfa de Cronbach tuvo una consistencia interna adecuada ($= .75$). Su distribución se ajustó a una curva normal ($Z_{k-s} = 1.21$, $p = .11$) con una media de 17.3 y desviación estándar de 5.28. Al forzar la solución a dos factores, rotando la solución por el método Varimax, se reprodujeron en su mayor parte los factores esperados de negación y atribución, explicando el 13.7% de la varianza total. El primero quedó definido, con una carga factorial mayor a .30, por 14 ítems (3, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 14, 15, 19, 22, 23, 28 y 30), correspondiendo al factor de negación de defectos probables, explicó el 9.11% de la varianza y tuvo una consistencia buena ($= .74$). El segundo factor quedó definido por 6 ítems (8, 16, 17, 21, 25 y 26), correspondiendo al factor de atribución de cualidades improbables, explicó el 4.60% de la varianza y tuvo una consistencia interna de .55. Estos 20 ítems presentaron una consistencia interna adecuada ($= .75$). Los índices de ajuste del modelo de dos factores correlacionados con los 20 ítems (FI: 3, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 14, 15, 19, 22, 23, 28 y 30, FII: 8, 16, 17, 21, 25 y 26) fueron adecuados ($2/gl = 1.45$, $RMSEA = .04$, $GFI = .87$ y $AGFI = .81$) y superiores al modelo bifactorial de 33 ítems. En este estudio se empleó la versión de 20 ítems (SDS20).

- El Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (*State-Trait Anxiety Inventory* [STAI]; Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970, con la adaptación de Díaz-Guerrero & Spielberger, 1975). Consta de 40 ítems con un rango de 3 puntos, variando de 0 (nada) a 3 (mucho). La mitad de los ítems mide estado de ansiedad (último mes) (STAI-S) y la otra mitad el rasgo de ansiedad o neuroticismo (STAI-T). En la presente muestra, la distribución de la escala de los 20 ítems de estado de ansiedad definida por suma (STAI-S) se ajustó a una curva normal ($Z_{k-s} = 1.15$, $p = .14$) con una media de 38.9 y desviación

estándar de 11.6. La consistencia interna de los 20 ítems fue alta ($= .91$). Al forzar la solución a dos factores se explicó el 51.4% de la varianza total por ejes principales. Rotando por el método Oblimin se definió un primer factor con los 10 ítems redactados en sentido de ansiedad (3, 4, 6, 7, 9, 12, 13, 14, 16, 17 y 18) ($= .93$) y un segundo factor con 10 ítems redactados en sentido de control (1, 2, 5, 8, 10, 11, 15, 16, 19 y 20) ($= .89$). La correlación entre ambos fue de $-.56$. El ajuste a los datos de la solución de dos factores correlacionados por máxima verosimilitud fue adecuado ($2/gl = 2.19$, $RMSEA = .06$, $GFI = .84$ y $AGFI = .80$). La distribución de la escala de rasgo de ansiedad de 20 ítems definida por suma simple (STAI-T) se ajustó a una curva normal ($Z_{k-s} = 0.71$, ns) con media de 39.7 y desviación estándar de 10.4. La consistencia interna de los 20 ítems fue alta ($= .90$). Al forzar la solución a dos factores, rotando por el método Oblimin, se obtuvo un primer factor que agrupó a los 13 ítems redactados en sentido de neuroticismo (2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 14, 15, 17, 18 y 20) ($= .87$) y un segundo factor que agrupó a los 7 ítems redactados en sentido de control (1, 6, 7, 10, 13, 16 y 19) ($= .85$). Los dos factores explicaron el 39.1% de la varianza total por ejes principales. La correlación entre ambos factores fue de $-.54$. Con base en el criterio de Kaiser, la solución resultó unifactorial, explicando el 31.6% de la varianza total. El modelo de un factor presentó mejor ajuste que el de dos factores correlacionados por máxima verosimilitud ($2/gl = 2.68$ versus 4.77, $RMSEA = .11$ versus .19, $GFI = 0.77$ versus .59 y $AGFI = .71$ versus .49), aunque los índices fueron algo pobres.

- El Inventario de Depresión de Beck (*Beck Depression Inventory* [BDI]; Beck & Steer, 1987). Se empleó la adaptación de Moral (en prensa) con un formato simplificado de

- presentación que transforma cada ítem en un único enunciado (por ejemplo, me siento triste), cuya frecuencia de padecimiento en la última semana se indica con una escala tipo Likert con un rango de 0 (no) a 3 (sí, mucho). En la presente muestra, la escala BDI presentó una consistencia interna alta ($\alpha = .91$). Su distribución fue asimétrica positiva ($M = 11.4$ y $DE = 9.95$). Con base en el criterio de Cattell se definieron dos factores que explicaron el 39.5% de la varianza total por el método de extracción de factores Alfa. Tras una rotación no ortogonal (Oblimin), apareció un primer factor de 11 ítems (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19) de síntomas cognitivo-emocionales de depresión ($\alpha = .87$) y un segundo de 10 ítems de depresión somatizada (8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21) ($\alpha = .85$). La correlación entre ambos factores fue alta ($r = .70$). Por mínimos cuadrados generalizados, los índices de ajuste para el modelo de dos factores correlacionados fueron adecuados ($2/df = 1.86$, $RMSEA = .07$, $GFI = .82$ y $AGFI = .79$) y estadísticamente equivalentes a un modelo unidimensional ($d(189 - 187 = 2) = 369.11 - 365.25 = 3.86$, ns ; $2/df = 1.95$, $RMSEA = .08$, $GFI = .82$ y $AGFI = .78$).
- La Escala de Afecto Positivo y Negativo (*Positive and Negative Affect Schedule* [PANAS]; Watson, Clark, & Tellegen, 1988; con la adaptación de Moral, 2010). Se compone de dos escalas de 10 ítems con un rango de 4 puntos (de 0 a 4). En la presente muestra, con base en el criterio de Cattell se definieron dos factores que explicaron el 41.7% de la varianza total por ejes principales: el primero, de emociones negativas (2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18 y 20), con consistencia interna alta ($\alpha = .88$), y el segundo factor, de emociones positivas (1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17 y 19), también con consistencia interna alta ($\alpha = .84$). La correlación de ambos factores fue de $-.36$. El ajuste a los datos por máxima verosimilitud resultó algo pobre ($2/df = 2.74$, $RMSEA = 0.10$, $GFI = .79$, $AGFI = .74$ y $CFI = .82$).
 - El Índice de Satisfacción Sexual (*Index of Sexual Satisfaction* [ISS]; Hudson, 1982, con la validación de Moral, 2009c). Está integrado por 25 ítems con un rango de 1 a 7. En la presente muestra, la escala resultó consistente ($\alpha = .92$), la distribución fue ligeramente asimétrica positiva ($Sk = 0.62$, $EE = 0.17$), alejándose del perfil de una curva normal ($Z_{K-S} = 1.59$, $p = .01$). La mediana fue de 56, media de 60.9 y desviación estándar de 21.9. Se obtuvieron tres factores correlacionados con base en el criterio de Cattell, que explicaron el 54% de la varianza total: insatisfacción sexual con la pareja y con el sexo conyugal (1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22, 23 y 25) ($\alpha = .92$), rechazo del sexo conyugal (4, 5, 11, 13, 14, 15 y 24) ($\alpha = .72$) y evitación sexual por parte de la pareja o incompatibilidad sexual (18 y 20) ($\alpha = .77$). El modelo de tres factores correlacionados presentó un ajuste a los datos algo pobre por máxima verosimilitud ($2/df = 2.76$, $GFI = .76$, $AGFI = .72$ y $RMSEA = .09$). Al reducirse los dos primeros factores a cuatro indicadores: F1 (2, 9, 12 y 22) ($\alpha = .84$), F2 (4, 5, 14 y 24) ($\alpha = .76$), se obtuvieron índices de ajuste buenos ($2(32) = 49.49$, $p = .02$, $2/df = 1.55$, $GFI = .95$, $AGFI = .92$ y $RMSEA = .05$).

Procedimiento

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional de diseño transversal. La muestra se consiguió a través de carteles posteados en la calle y la universidad. Se pagaron 200 pesos por la participación. El proyecto fue financiado con el programa PAICYT2005. A los participantes se les convocó los sábados por la mañana en el posgrado de psicología. Los miembros de cada pareja rellenaron sus cuestionarios en salones separados para evitar toda comunica-

ción. Un consentimiento informado, donde el participante debía señalar si deseaba o no contestar tras conocer el objetivo de la investigación y contenido del cuestionario, se aplicó al comienzo del mismo. Los datos se manejaron con estricta confidencialidad y apego a las normas éticas de la APA (2002).

Análisis estadísticos

Como técnicas estadísticas se emplearon las siguientes: correlación lineal de Pearson, análisis factorial de componentes principales y regresión lineal múltiple. Primero se determinaron los correlatos significativos y solo con estos se estimaron los modelos de regresión. Debido a la fuerte interrelación entre los correlatos, estos se factorizaron, rotándose la solución por el método Varimax y obteniéndose las puntuaciones factoriales con el método de Anderson-Rubin. El número de factores se definió por el criterio de Kaiser y se consideraron cargas factoriales mayores a .40 para interpretar los componentes factoriales. Con las puntuaciones factoriales se calcularon los modelos de regresión por el método *Enter*. Con las puntuaciones totales de las escalas se calcularon los modelos de regresión por el método *Stepwise*. El ajuste a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Los cálculos se realizaron con el SPSS16.

RESULTADOS

La media de edad en la muestra de cien parejas fue de 34 años, siendo significativamente mayor la edad de los hombres que la de las mujeres, con una diferencia media de 1.2 años ($t_{(99)} = 2.61, p = .01$). El rango de edad varió de 18 a 50 años. El promedio de años de escolaridad fue 9.5 años. El nivel de estudios fue significativamente mayor en hombres que en mujeres, con una diferencia promedio de 1.4 años ($t_{(98)} = 2.71, p < .01$). La media de años de matrimonio fue de 11, con un rango de 1 a 37 años, siendo la media de edad al contraer nupcias de 23. La

media de hijos fue de 2, con un rango de 0 a 5. El 5% reportó haber tenido un divorcio anterior. Solo una pareja señaló encontrarse en terapia. El 42% de las mujeres indicó ser ama de casa, 15% empleada de oficina, 13% estudiante de tiempo completo, 12% profesionista, 9% con negocio propio, 4% trabajadora manual, 3% trabajadora técnica y 2% desempleada. El 22% de los hombres informó ser trabajador manual, 21% trabajador de oficina, 20% técnico, 15% profesionista, 13% con negocio propio, 5% estudiante y 4% desempleado. El 82% reportó ser creyente católico, 11% cristiano, 2% pertenecía a otra confesión religiosa y 5% se declaraba sin religión. Los hombres señalaron con más frecuencia no pertenecer a ninguna religión (8% hombres versus 2% mujeres) frente a las mujeres que dijeron con más frecuencia ser católicas (85% mujeres versus 79% hombres) (Homogeneidad marginal: $HM = 32.50, DE = 4.27, p = .04$).

A pesar de su carácter incidental, la muestra fue bastante representativa, ya que las medias de años de escolaridad (9.54 muestral versus 9.41 estatal; $t_{(198)} = 0.73 ns$), número de hijos (2.1 muestral versus 2.3 estatal; $t_{(199)} = -1.28 ns$) y edad de matrimonio (22.9 muestral versus 22.2 estatal; $t_{(199)} = 1.75 ns$) fueron estadísticamente equivalentes a las estatales (INEGI, 2007). Hubo menos católicos y más personas sin religión en la muestra que en el censo nacional mexicano (INEGI, 2003), donde 88% de los mexicanos reportó ser católico, 9% evangélico o bíblico, 1.5% pertenecer a otros cultos y 1.5% se declaró sin religión ($2_{(3, N=200)} = 30.25, p < .01$), aunque esto puede ser un reflejo de los cambios en los últimos años (SECOG-INEGI, 2009). En el país, la tasa de divorcio fue del 11.3% en 2007; la edad promedio de los hombres al momento de divorciarse fue 37.2 años y de las mujeres 34.5, con una desviación estándar de 3 años, siendo el porcentaje de segundas nupcias 40% (INEGI, 2008). En la muestra, la proporción de divorcio fue de 5%.

Tabla 1. Frecuencia del Índice de Insatisfacción Sexual (ISS) en mujeres y hombres

ISS	Mujeres		Hombres		Total	
	f	%	F	%	f	%
0-10	24	24	14	14	38	19
10-20	22	22	38	38	60	30
20-30	21	21	22	22	43	21.5
30-40	11	11	11	11	22	11
40-50	14	14	10	10	24	12
50-60	7	7	5	5	12	6
60-70	1	0	0	0	1	0.5
70-100	0	0	0	0	0	0
Total	100	100	100	100	200	100

Tabla 2. Frecuencia de emociones al tener relaciones sexuales con el cónyuge, comparación entre cónyuges y correlación con el ISS

Emoción	Sexo	Frecuencia				Wilcoxon		t de Student (emparejados)				r con ISS	
		1	2	3	4	Z	p	t	p	r	p	r	p
Placer	M	5	3	32	60	-2.67	.01	3.60	.00	.37	.00	-.43	.00
	H	11	17	28	44							-.26	.00
Satisfacción	M	13	6	28	53	-1.84	.07	1.82	.07	.39	.00	-.22	.03
	H	13	16	32	39							-.20	.04
Angustia	M	90	10	0	0	-2.13	.03	-2.17	.03	.41	.00	.35	.00
	H	84	12	4	0							.04	.71
Culpa	M	85	13	2	0	-1.33	.18	1.35	.18	.35	.00	.29	.00
	H	92	6	2	0							.18	.08
Vergüenza	M	89	11	0	0	-0.87	.38	-0.85	.40	.36	.00	.26	.01
	H	89	8	2	1							.23	.02

Sexo: M = Mujer, H = Hombre. Frecuencia: 1 = Nunca, 2 = Algunas veces, 3 = Muchas veces, 4 = Siempre

Considerando la media de edad de 34 años, dentro del intervalo de edad de divorcio y el hecho de ser segundas nupcias, probablemente el porcentaje sea equivalente.

Insatisfacción sexual, frecuencia de relaciones sexuales y emociones asociadas

El promedio del Índice de Insatisfacción Sexual (ISS) fue 23.9 ($DE = 14.6$), reflejando ligera insatisfacción. El promedio de las mujeres fue de 24.6 ($DE = 15.9$) y el de los hombres de 23.3 ($DE = 13.3$). El recorrido fue de 0 a 63, con ningún participante puntuando por encima de 70, lo que indica mucha insatisfacción sexual. La mitad de la muestra informó estar satisfecha (< 20) con su sexualidad (46% de las mu-

eres y 52% de los hombres), 21% ligeramente insatisfecha (20-30), 23% insatisfecha (30-50) y 6.5% bastante insatisfecha (50-70) (Tabla 1).

El 47% de las parejas señaló tener relaciones sexuales dos o tres veces a la semana, 37% una vez a la semana, 9% al menos una vez al mes y 7% menos de una vez por mes. El promedio (3.3) correspondió a una o dos veces a la semana. Entre los cónyuges no hubo diferencia significativa en el promedio de frecuencia de relaciones sexuales ($t_{(99)} = 0.92$ ns). La correlación entre ambos cónyuges fue alta ($r = .74$).

Ante la pregunta de la frecuencia de emociones al tener relaciones sexuales con su cónyuge, los hombres reportaron experimentar con más frecuencia placer y con menos frecuencia angustia en comparación con las mu-

Tabla 3. Correlación con el Índice de Satisfacción Sexual (ISS)

Variables demográficas, religiosas, de conducta sexual y psicométricas	Mujeres		Hombres	
	r	p	r	p
Edad	.17	.09	.14	.18
Tiempo de noviazgo	.10	.33	.05	.62
Años de casados	.18	.07	.07	.49
Número de hijos	.09	.37	-.05	.65
Escolaridad	-.16	.11	.08	.43
Identidad de clase social	.09	.35	-.02	.83
Creencia religiosa	-.05	.63	-.27	.01
Frecuencia de prácticas religiosas	-.16	.12	-.26	.01
Frecuencia de relaciones sexuales	-.19	.06	-.29	.00
Frecuencia de masturbación	-.06	.56	.17	.08
Escala de ajuste diádico (DAS)	-.54	.00	-.50	.00
Escala de valoración de la relación (RAS)	-.56	.00	-.51	.00
Engrandecimiento marital (MAS)	-.45	.00	-.42	.00
Escala de alexitimia de Toronto (TAS-20)	.47	.00	.40	.00
Deseabilidad social (SDS)	-.38	.00	-.22	.02
Escala de rasgo de ansiedad del STAI	.52	.00	.30	.00
Escala de estado de ansiedad del STAI	.56	.00	.38	.00
Inventario de depresión de Beck (BDI)	.45	.00	.22	.03
Escala de afectos positivos (AP) del PANAS	-.39	.00	-.41	.00
Escala de afectos negativos (AN) del PANAS	.33	.00	.21	.03

jeros. Ambos cónyuges manifestaron experimentar satisfacción, culpa y vergüenza con una frecuencia estadísticamente equivalente. La relación de la frecuencia con que se experimentan las emociones entre los cónyuges es moderada-baja, variando de .35 a .41. Prevalcieron las emociones positivas (placer y satisfacción), siendo de baja frecuencia las negativas (ansiedad, vergüenza y culpa). El puntaje total del ISS presentó correlaciones más altas con las emociones reportadas en la muestra de mujeres que en la de hombres. Se relacionó sobre todo con placer, vergüenza y satisfacción en ambos cónyuges, además con ansiedad y culpa en las mujeres (Tabla 2).

Correlaciones con insatisfacción sexual

En la muestra de mujeres, las seis variables demográficas, las dos religiosas y las dos de conducta sexual contempladas fueron independientes de la insatisfacción sexual. Sin embargo, las diez escalas psicométricas mostraron correlaciones significativas y moderadas, de .56 a

.33. La relación de la insatisfacción fue directa con nerviosismo o rasgo de ansiedad, estado de ansiedad, depresión, alexitimia y afecto negativo; y fue inversa con valoración de la relación, ajuste diádico, engrandecimiento marital, afecto positivo y deseabilidad social (Tabla 3).

En la muestra de hombres, las seis variables demográficas fueron independientes. La convicción y la práctica religiosas correlacionaron de forma significativa, inversa y baja con insatisfacción sexual. Al igual que en la muestra de mujeres, todas las escalas psicométricas correlacionaron entre sí, con valores de moderados (-.51) a bajos (.21); no obstante, las correlaciones de las variables de emociones negativas (BDI, STAI-T, STAI-S y AN del PANAS) perdieron fuerza de asociación y la correlación de escala de afecto positivo del PANAS fue ligeramente más alta en hombres que en mujeres (Tabla 3).

Debe señalarse que la correlación de la alexitimia con insatisfacción sexual en la muestra de mujeres ($r = .47$) fue mayor que en la

Tabla 4. Contraste de medias en insatisfacción sexual en relación con el método anticonceptivo en mujeres y hombres

Método anticonceptivo	N	Mujeres			Hombres		
		M	DE	EE	M	DE	EE
Preservativo	33	58.9	22.1	3.84	62.8	20.4	3.55
Píldora	20	68.5	25.2	5.63	57.7	16.8	3.75
Quirúrgico	15	53.0	21.1	5.45	56.7	17.2	4.43
DIU	15	60.5	25.6	6.62	54.4	18.4	4.74
Ritmo	9	64.0	24.2	8.08	57.2	24.7	8.22
Coito interrumpido	8	75.1	26.2	9.28	71.2	26.5	9.36
Total	100	61.9	23.9	2.38	59.8	19.9	1.99
Estadístico F	F(5, 94) = 1.37, p = .24			F(5, 94) = 1.05, p = .39			
Coefficiente eta	$\eta = .26, \eta^2 = .07$			$\eta = .23, \eta^2 = .05$			

Tabla 5. Matrices factoriales rotadas de los correlatos del ISS

Escala	Mujeres			Hombres		
	C1m	C2m	C1h	C2h	C3h	
DAS	-.27	.87	.86	-.15	.32	
RAS	-.26	.88	.80	-.03	.40	
MAS	-.29	.82	.52	-.15	.67	
TAS-20	.70	-.20	-.64	.40	-.01	
SDS	-.54	.36	.13	-.49	.45	
STAI-S	.81	-.33	-.16	.81	-.39	
STAI-T	.85	-.29	-.55	.65	-.20	
BDI	.77	-.21	-.73	.41	.13	
AP del PANAS	-.60	.20	.04	-.18	.76	
AN del PANAS	.78	-.21	-.22	.86	-.07	
Σ^2	3.96	2.71	3.00	2.47	1.71	
%	39.6	27.1	30.05	24.7	17.1	
% acumulado	39.6	66.7	30.05	54.8	71.1	

Método de extracción: Componentes principales. Método de rotación: Varimax.
 Σ^2 Suma de las saturaciones al cuadrado. % Porcentaje de varianza explicada.

muestra de hombres ($r = .40$). No obstante, al parcializar el efecto del rasgo de ansiedad en las mujeres, la correlación descendió más de la mitad de su valor, no siendo estadísticamente significativa ($r_p = .15, ns$); a su vez, al parcializar el efecto del estado de ansiedad ($r_p = .26, p = .01$) o depresión ($r_p = .34, p < .01$), hubo un descenso importante; por el contrario, este descenso en los hombres fue mucho menor ($r_p = .32, p < .01$ con rasgo de ansiedad; $r_p = .33, p < .01$ con estado de ansiedad; y $r_p = .35, p < .01$ con depresión). Por lo tanto, en mujeres resultó una relación mediada, mientras que en los hombres fue directa.

Como método anticonceptivo, el 33% de las parejas indicó usar siempre o de forma usual el preservativo, 20% píldora anticonceptiva, 15% vasectomía o tubectomía, 15% DIU, 9% ritmo natural y 8% coito interrumpido o ninguno. Las medias más altas de hombres y mujeres en insatisfacción sexual aparecieron con el método de coito interrumpido, y las más bajas con los métodos quirúrgicos. La media de insatisfacción sexual de los hombres fue más alta que la de las mujeres, en relación con el uso del preservativo; asimismo, las medias de las mujeres en insatisfacción sexual fueron más altas que las de los hombres, en relación con los

Tabla 6. Modelo de regresión lineal para predecir insatisfacción sexual en mujeres casadas

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coef. est.	Significación de coeficientes		Correlaciones con ISS			colinealidad	
	B	EE	Beta	t	p	r	r _p	r _{sq}	Tol.	FIV
Constante	61.93	1.84		33.7	.00					
C1m	10.71	1.85	.45	5.80	.00	.45	.51	.45	1	1
C2m	-11.16	1.85	-.47	-6.04	.00	-.47	-.52	-.47	1	1

Método: *Enter*. C1m: Afectividad negativa o desajuste personal. C2m: Enamoramiento.
r: correlación lineal, r_p correlación parcial, r_{sq} correlación semiparcial

métodos del ritmo natural y DIU. No obstante, las diferencias de medias en insatisfacción sexual entre los distintos métodos anticonceptivos carecieron de significación estadística en la muestra de mujeres ($F_{(5, 94)} = 1.37, ns$) y en la de hombres ($F_{(5, 94)} = 1.05, ns$), asimismo la interacción sexo y método tampoco fue significativa en la muestra conjunta ($F_{(5, 188)} = 0.77, ns$) (Tabla 4).

Predicción de insatisfacción sexual

Factorización de las escalas psicométricas

Debido a que los correlatos de la insatisfacción sexual (ISS) (las 10 escalas psicométricas) resultaron fuertemente correlacionados entre sí, se redujo a un número menor de variables ortogonales por componentes principales en la muestra de mujeres ($n = 100$) y en la de hombres ($n = 100$); además, en hombres se factorizaron las dos variables religiosas por separado de las diez escalas psicométricas.

En la muestra de mujeres, se definieron dos componentes que explicaron el 66.7% de la varianza total. El primero (C1m) explicó el 39.6% de la varianza total y presentó saturaciones altas y positivas en las escalas de nerviosismo, ansiedad, depresión, afecto negativo y alexitimia; y negativas en afecto positivo y deseabilidad social. Se denominó *afectividad negativa o desajuste personal*. El segundo (C2m) explicó el 27.1% de la varianza total y estuvo definido por satisfacción, ajuste y engrandecimiento maritales. Se denominó *enamoramiento* (Tabla 5).

En la muestra de hombres, con las diez

escalas psicométricas se definieron tres componentes que explican el 71.1% de la varianza total. El primero (C1h) explicó el 30% de la varianza total y estuvo definido por las escalas de ajuste y satisfacción maritales, bajos niveles de depresión, nerviosismo y alexitimia. El engrandecimiento marital tomó un peso de importancia en este factor. Se denominó *enamoramiento y ajuste personal*. El segundo (C2h) explicó el 24.7% de la varianza total y estuvo definido por afecto negativo, ansiedad, nerviosismo y empeoramiento en el autoinforme. Se denominó *afectividad negativa o desajuste personal*. El tercero (C3h) explicó el 17.1% de la varianza total y estuvo definido por afecto positivo, engrandecimiento y alta deseabilidad social, es decir, distorsión en un sentido euforizante. Se denominó *hipomanía* (Tabla 5).

En la muestra de hombres, al factorizar de forma independiente las dos variables religiosas estas definieron un único componente que explica el 83.2% de la varianza total y lo podemos denominar *religiosidad*. No se realiza esta estimación en la muestra de mujeres al no ser correlatos significativos.

Predicción de la insatisfacción sexual en la muestra de mujeres

En la muestra de mujeres, el modelo de regresión lineal estimado por el método *Enter* con los dos componentes, incluyendo una constante, fue significativo ($F_{(2, 97)} = 35.0, p < .01$). Ambos componentes presentaron coeficientes de determinación significativos: *enamoramiento* (C2m) ($= -.47$) y *desajuste personal* (C1m) ($=$

Tabla 7. Modelo de regresión lineal para predecir insatisfacción sexual en mujeres casadas

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coef. est.	Significación de coeficientes		Correlaciones con ISS			colinealidad	
	B	EE	Beta	t	p	r	r_p	r_{sp}	Tol.	FIV
Constante	81.65	17.32		4.71	.00					
STAI-R	0.86	0.19	.39	4.59	.00	.56	.42	.35	.80	1.25
RAS	-1.90	0.42	-.38	-4.48	.00	-.56	-.41	-.34	.80	1.25

Método: *Stepwise*. STAI-R: Rasgo de ansiedad. RAS: Escala de valoración de la relación.

r: correlación lineal, r_p correlación parcial, r_{sp} correlación semiparcial

Tabla 8. Modelo de regresión lineal para predecir insatisfacción sexual en hombres casados

Modelo	Coeficientes no estandarizados		Coef. est.	Significación de coeficiente		Correlaciones con ISS			Colinealidad	
	B	EE	Beta	t	p	r	r_p	r_{sp}	Tol.	FIV
Constante	75.27	6.96		10.8	.00					
C1h	-6.50	1.98	-.32	-3.28	.00	-.41	-.33	-.27	.72	1.39
C2h	2.21	1.71	.11	1.29	.20	.06	.14	.11	.99	1.01
C3h	-8.60	1.74	-.41	-4.94	.00	-.41	-.47	-.41	.97	1.04
CRh	-2.17	1.88	-.11	-1.16	.25	-.29	-.12	-.10	.80	1.24
FRS	-4.61	2.08	-.20	-2.21	.03	-.33	-.23	-.18	.87	1.15

Método: Enter. C1h: Enamoramiento y ajuste personal. C2h: Afectividad negativa o desajuste personal. C3h: Hipomanía.

CRh: Componente religioso. FRS Frecuencia de relaciones sexuales.

r: correlación lineal, r_p correlación parcial, r_{sp} correlación semiparcial

= .45). La correlación múltiple entre ISS y las puntuaciones pronosticadas por el modelo fue moderada ($R = .65$), siendo el valor al cuadrado .42 y el corregido de .41, es decir, el modelo explicó el 41% de la varianza del criterio. Los valores de tolerancia e inflación de la varianza (*FIV*) de cada predictor tomaron valores unitarios, lo que indicó ausencia de colinealidad, como requiere el modelo. La distribución de los residuos estandarizados con media 0 y desviación estándar 0.99 se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.87$, *ns*). Este modelo que explicó el 41% de la varianza de ISS, cumpliendo los supuestos requeridos para los residuos, indicó que las mujeres reportaron más insatisfacción sexual cuanto menor fue el componente de enamoramiento y mayor el componente de desajuste personal (Tabla 6).

En la muestra de mujeres, al introducir las diez escalas como predictores, por el método *Stepwise*, incluyendo una constante, el modelo

quedó reducido a dos variables con coeficientes de determinación significativos: rasgo de ansiedad (STAI-R) ($= .39$) y satisfacción marital (RAS) ($= -.38$). El modelo fue significativo ($F_{(2,97)} = 37.1$, $p < .01$). La correlación múltiple entre ISS y las puntuaciones pronosticadas por el modelo fue moderada ($R = .66$), siendo el valor al cuadrado .43 y el corregido de .42, es decir, el modelo explicó el 42% de la varianza del criterio. Los valores de tolerancia de cada predictor (.80) e inflación de la varianza (*FIV*) (1.25) se aproximaron a 1, lo que indicó muy baja colinealidad, como requiere el modelo. La distribución de los residuos estandarizados con media 0 y desviación estándar 0.99 se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.61$, *ns*). Este modelo que explicó el 42% de la varianza de ISS, cumpliendo con los supuestos requeridos para los residuos, indicó que las mujeres reportaron más insatisfacción sexual en la medida que presentaron mayor rasgo de ansiedad y valoraron

Tabla 9. Modelo de regresión lineal para predecir insatisfacción sexual en hombres casados

Modelo	Coeficientes no estandarizados.		Coef. est. Beta	Significación de coeficiente		Correlaciones			Colinealidad	
	B	EE		t	p	r	r _b	r _{sn}	Tol.	FIV
Constante	132.13	17.30		7.64	.00					
RAS	-1.88	0.45	-.38	-4.13	.00	-.51	-.40	-.34	.84	1.19
AP	-0.78	0.24	-.28	-3.19	.00	-.41	-.32	-.27	.92	1.09
TAS-20	0.24	0.12	.18	2.00	.04	.40	.21	.17	.82	1.22

Método: Stepwise. RAS: Escala de valoración de la relación. AP: Escala de afectos positivos del PANAS. TAS-20: Escala de alexitimia de Toronto de 20 ítems

de una forma más negativa la relación marital (Tabla 7).

Predicción de la insatisfacción sexual en la muestra de hombres

Al emplear los cuatro componentes (enamoramamiento y ajuste personal, desajuste personal, hipomanía y religiosidad), además de la frecuencia de relaciones sexuales, se obtuvo un modelo significativo ($F_{(4,88)} = 14.6, p < .01$). La hipomanía (C3h) ($= -.41$), el enamoramiento y ajuste personal (C1h) ($= -.32$) y la frecuencia de relaciones sexuales ($= -.20$) fueron predictores significativos. La correlación múltiple entre ISS y las puntuaciones pronosticadas por el modelo fue moderada ($R = .64$), siendo el valor al cuadrado .41 y el corregido de .37, es decir, el modelo explicó el 37% de la varianza del criterio. Los valores de tolerancia e inflación de la varianza (FIV) de cada predictor se aproximaron a 1, lo que indicó ausencia de colinealidad, como requiere el modelo. La distribución de los residuos estandarizados con media 0 y desviación estándar 0.98 se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 1.04, ns$). Este modelo que explicó el 37% de la varianza de ISS, cumpliendo con los supuestos requeridos para los residuos, indicó que los hombres reportaron más insatisfacción sexual, cuanto menores fueron los componentes de distorsión favorecedora y optimista (hipomanía) y de enamoramiento y ajuste personal, así como cuanto menor fue la

frecuencia de relaciones sexuales con la esposa. La afectividad negativa careció de peso, cuando en las mujeres fue el componente más importante. La religiosidad tampoco resultó un predictor significativo (Tabla 8).

En la muestra de hombres, al introducir las diez escalas, las dos variables religiosas y la frecuencia de relaciones sexuales como predictores, por el método *Stepwise*, incluyendo una constante, el modelo quedó reducido a tres variables con coeficientes de determinación significativos: satisfacción marital (RAS) ($= -.38$), afecto positivo (PA), ($= -.28$) y alexitimia (TAS-20) ($= .18$). El modelo fue significativo ($F_{(3,89)} = 18.1, p < .01$). La correlación múltiple entre ISS y las puntuaciones pronosticadas por el modelo fue moderada ($R = .62$), siendo el valor al cuadrado .38 y el corregido de .36, es decir, el modelo explicó el 36% de la varianza del criterio. Los valores de tolerancia e inflación de la varianza (FIV) se aproximaron a 1, lo que indicó muy baja colinealidad, como requiere el modelo. La distribución de los residuos estandarizados con media -0.01 y desviación estándar 0.97 se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.88, ns$). Este modelo que explicó el 36% de la varianza de ISS, cumpliendo con los supuestos requeridos para los residuos, indicó que los hombres reportaron más insatisfacción sexual cuanto menor fue su satisfacción marital y afecto positivo, y mayor su nivel de alexitimia (Tabla 9).

DISCUSIÓN

En este estudio, la frecuencia promedio de relaciones sexuales fue de una a dos por semana y la mitad de la muestra manifestó estar satisfecha con su sexualidad de pareja, como se observa en otros estudios con parejas casadas que no están en crisis (Byer, 2005), resultando esta estimación muy confiable por la correlación alta en los cónyuges y la equivalencia de promedios en el ISS.

Los datos mostraron que ambos sexos requieren de un componente de enamoramiento para lograr la satisfacción sexual y dentro de este componente se destaca la satisfacción marital. Esto coincide con lo reportado en estudios anteriores (Byer, 2005; Díaz-Loving & Sánchez-Aragón, 2002; Sprecher & Cate, 2004).

La Escala de Engrandecimiento Marital fue concebida para un control de sesgo en las respuestas a las escalas de satisfacción marital, donde se observaba una clara tendencia a responder en un sentido socialmente deseable, esto es, a enaltecer las cualidades del matrimonio propio y aminorar los defectos (O'Rourke & Cappeliez, 2002).

No obstante, el hecho de que, en este estudio, las varianzas compartidas del engrandecimiento marital (MAS) con ajuste (DAS) y satisfacción maritales (RAS) sean próximas a la mitad, cuando solo comparte menos de una sexta parte con deseabilidad social (SDS), podría indicar que las dos medidas de sesgo de respuesta son de una naturaleza muy distinta. Cabría considerar que la escala de engrandecimiento marital, más que el manejo de la impresión, está midiendo una estrategia automática de afrontamiento de las dificultades dentro del matrimonio, con idealización del cónyuge, exaltación de los aspectos positivos de la relación, negación de defectos y minoración de problemas, acompañado de un sentimiento próximo al enamoramiento. Además, en un estudio de predicción del ajuste diádico, el engrandecimiento marital resultó el predictor más impor-

tante, considerando variables como alexitimia, depresión, nerviosismo, estado de ansiedad, afectos positivos y negativos, satisfacción sexual, frecuencia de relaciones sexuales, variables demográficas, así como convicción y práctica religiosas (Moral, 2008a). De ahí que el engrandecimiento marital no se interprete como un manejo consciente de la impresión, sino como un estilo automático de afrontamiento, más próximo al enamoramiento y al autoengaño.

En el presente estudio, en la muestra de mujeres, el engrandecimiento marital saturó junto al ajuste diádico y satisfacción marital con pesos equivalentes, formando un factor que se denominó enamoramiento, por la fuerte idealización y distorsión evaluativa que implica este sentimiento. En la muestra de hombres saturó con un peso alto junto con afecto positivo (AP de PANAS), además con saturaciones muy semejantes, aunque también en este factor saturó el manejo de la impresión (SDS) con mucho menor peso, de ahí que se denominó hipomanía o distorsión euforizante. La escala de deseabilidad social (SDS) está compuesta por dos factores de exaltación de cualidades y minoración de defectos, ambos se refieren al manejo consciente de la impresión pública (Moral, 2007/2009).

Byer (2005) indica que la satisfacción sexual tiende a ser mayor en el hombre. En este estudio al ser reportada por el ISS, la diferencia no alcanzó significación estadística, pero los promedios de placer y satisfacción fueron mayores en los hombres y de ansiedad en mujeres, al preguntar de forma más directa por la frecuencia de emociones experimentadas al tener relaciones sexuales con la pareja, lo que sí confirma dicha tendencia. Además, la satisfacción sexual fue independiente de la frecuencia de encuentros sexuales en las mujeres, pero no así en los hombres, como se observa en otros estudios (Salisbury, 2003; Young et al., 2000). Esto podría reflejar que el placer en las mujeres, dentro de este tipo de relaciones, tiene una di-

mención menos automática (subcortical implicando las áreas de refuerzo natural, aparte de lóbulos frontales) y posea más cualidades de un pensamiento deliberado (activación de una red conceptual) en comparación con los hombres y con otras conductas sexuales en las mujeres, como la masturbación.

La afectividad se destacó en las diferencias entre los sexos. En la mujer tuvo un peso central la afectividad negativa. Los rasgos de nerviosismo y alexitimia, el experimentar estados de ansiedad o depresión y bajo afecto positivo, así como devaluarse en el autoinforme constituyeron un factor de desajuste personal que fue el principal predictor de insatisfacción sexual. Dentro de este componente fue el rasgo de ansiedad el que tuvo más peso como predictor. Por el contrario, en los hombres, fue el afecto positivo el principal predictor, y en concreto un componente de afecto positivo e idealización que se denominó hipomanía. Este componente potencia la satisfacción sexual. Así, parece que, en la sexualidad de pareja, los hombres funcionan más desde el optimismo en exceso o hipomaniaco para experimentar satisfacción; por el contrario, las mujeres que están en un estado de equilibrio interno experimentan mayor satisfacción. Como antes se indicó, este placer puede ser más corporal o sentido en el hombre y más conceptual o mental (creado por procesos deliberados de pensamiento) en la mujer; es decir, el hombre siente placer sin pensar que lo está sintiendo y la mujer probablemente debe tener que pensar que está sintiendo placer para finalmente reportar que lo sintió, en caso contrario, probablemente sea una experiencia tenue de excitación, confusa de interpretar (Masters & Johnson, 1970).

Otro aspecto diferencial fue la alexitimia. Este rasgo, desde su definición y con base en expectativas sociales, podría tener más sesgo masculino. La socialización y la construcción social del género acentúan lo instrumental en el hombre en detrimento de lo expresivo, don-

de se incluye la sensibilidad y la expresividad afectivas (Rocha & Díaz-Loving, 2005). No obstante, la TAS-20 es una escala con equivalencia entre los sexos en la mayoría de los estudios (Moral, 2009b). En la presente muestra, el promedio en la TAS-20 de los hombres fue un punto y medio mayor que el de las mujeres, pero esta diferencia no resultó estadísticamente significativa. El único factor de la alexitimia que suele mostrar un perfil diferencial entre los sexos es el pensamiento externamente orientado, como también se observó en la presente muestra. La alexitimia resultó un predictor independiente en la muestra de hombres, pero no así en las mujeres. La alexitimia en las mujeres formó parte solo de un componente de afecto negativo, ligado a la confusión emocional del nerviosismo y a la falta de comunicación de la depresión a la hora de determinar la insatisfacción sexual. En los hombres este déficit afectivo sí se relacionó de forma directa con una menor satisfacción sexual, probablemente por las dificultades de intimidad y relación personal que genera.

Una cuarta diferencia fue la religión. Las correlaciones con insatisfacción sexual solo fueron significativas en hombres, pero finalmente las variables religiosas no resultaron predictores independientes. Las correlaciones fueron bajas, compartiendo la insatisfacción sexual una catorceava parte de la varianza con convicción en las creencias religiosas, al igual que la frecuencia con que se asiste a las ceremonias religiosas. Usualmente, la variable de práctica religiosa es la que tiene más peso en relación con la conducta sexual, y así aparece en las mujeres. Por el contrario, en los hombres los valores fueron casi equivalentes, siendo incluso la correlación de la convicción en las creencias un poco más alta. El hecho de que la relación carezca de significación estadística en las mujeres no puede atribuirse a un efecto techo o mayor religiosidad femenina. Aunque hay mayor proporción de hombres sin religión que de mujeres, tras

excluir a las parejas donde uno de sus miembros dijo no sentirse afín a ninguna creencia religiosa, es decir, tras excluir al 10% de las parejas, los cónyuges presentaron un promedio de convicción y práctica religiosa estadísticamente equivalentes. Asimismo, las variables religiosas mostraron varianzas equivalentes en hombres y mujeres en el conjunto de la muestra. Tampoco es atribuible a la edad, pues al parcializar el efecto de la edad en los hombres incluso se incrementaron las correlaciones. El efecto podría atribuirse, en una cierta medida, a una mayor vivencia de vergüenza y culpa que dificulta el disfrute sexual en los hombres. Al controlar la frecuencia con que se experimenta culpa o vergüenza al tener relaciones sexuales con la esposa, la práctica religiosa dejó de ser significativa en los hombres, pero la relación con convicción en las creencias religiosas se incrementó. Así, en los hombres la religión tiene un efecto directo a través de la convicción religiosa. Se sospecha que en estas mujeres mexicanas la socialización es un inhibidor sexual muy fuerte, como señala Díaz-Guerrero (2004), independiente y más fuerte que la convicción y práctica religiosas.

Una limitación del estudio es la naturaleza no probabilística de la muestra; no obstante, parece bastante representativa de la población urbana neoleonesa en relación con los valores promedios y porcentuales de las variables sociodemográficas.

En conclusión, se observaron semejanzas y diferencias importantes en los determinantes de satisfacción sexual entre los sexos. Las semejanzas más importantes fueron la necesidad de enamoramiento y satisfacción marital. Las diferencias estribaron en las emociones y la religión. Las emociones negativas, sobre todo ansiedad, impiden la satisfacción sexual en la mujer. La presencia de emociones positivas, junto con una tendencia a enaltecer la satisfacción marital, favorece la satisfacción sexual en hombres. Una mayor religiosidad fue un inhi-

bidor de la satisfacción sexual en hombres, pero en mujeres la satisfacción sexual fue independiente de la religiosidad. Esta relación de religión y satisfacción sexual en los hombres fue independiente de la edad y no es atribuible a una mayor religiosidad femenina, pues ambos cónyuges mostraron equivalencias estadísticas en la convicción y la frecuencia con que asisten a los servicios religiosos; por el contrario, es atribuible a la convicción religiosa con independencia de los sentimientos de vergüenza y culpa sexuales, los cuales mediaron totalmente la relación con práctica religiosa. La socialización actuó con independencia de la religión en la satisfacción sexual de las mujeres mexicanas participantes. La satisfacción sexual autoinformada resultó independiente de la frecuencia de relaciones sexuales en las mujeres, pero no en los hombres, lo que puede reflejar una naturaleza reforzadora diferencial; el fenómeno sería más sensorial en el hombre, activando áreas de refuerzo natural, y más mental en la mujer, consecuencia de pensamiento deliberado (sugerencia conjetural). La extrapolación de estas conclusiones a la población mexicana o de otros países de cultura latina debe realizarse a modo de hipótesis por la naturaleza no probabilística del muestreo empleado. Sería interesante replicar el estudio con la escala multidimensional de satisfacción sexual desarrollada en México por Álvarez-Gayou, Honold y Millán (2006). De estos datos pueden derivarse aspectos relevantes para complementar la terapia sexual.

REFERENCIAS

- Álvarez-Gayou, J. L., Honold, J. A., & Millán, A. P. (2006). Diseño de una escala autoaplicable para la evaluación de la satisfacción sexual en hombres y mujeres mexicanos. *Archivos Hispanoamericanos de Sexología*, 10(2), 151-165.
- American Psychological Association [APA] (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073.
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & 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.

- Beck, A. T. & Steer, R. A. (1987). *Beck depression inventory manual*. San Antonio, TX, EUA: The Psychological Corporation, Harcourt Brace Jovanovich.
- Byer, E. S. (2005). Relationship satisfaction and sexual satisfaction: a longitudinal study of individuals in long-term relationships. *Journal of Sex Research*, 42(2), 113-118.
- Chien, L. (2003). Does quality of marital sex decline with duration? *Archives of Sexual Behavior*, 32(1), 55-60.
- Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24(4), 349-354.
- Díaz-Guerrero, R. (2004). *Bajo las garras de la cultura. Psicología del Mexicano 2*. México, D.F.: Trillas.
- Díaz-Guerrero, R. & Spielberger, C. D. (1975). *IDARE: inventario de ansiedad rasgo-estado. Manual e instructivo*. México, D.F.: El Manual Moderno.
- Díaz-Loving, R. & Sánchez-Aragón, R. (2002). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*. México, D.F.: Miguel Ángel Porrúa
- Fowers, B. J., Lyons, E., Montel, K. H., & Shaked, N. (2001). Positive illusions about marriage among married and single individuals. *Journal of Family Psychology*, 15(1), 95-109.
- Gonzaga, G. C., Turner, R. A., Keltner, D., Campos, B., & Altemus, M. (2006). Romantic love and sexual desire in close relationships. *Emotion*, 6(2), 163-179.
- Hendrick, S. S. (1988). A generic measure of relationship satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 50(1), 93-98.
- Hudson, W. W. (1982). *The clinical measurement package: A field manual*. Chicago, IL, EUA: Dorsey Press.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (2003). *Diversidad religiosa en México*. México, D.F.: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (2007). *Estadísticas Vitales de México 2006. Base de datos*. México, D.F.: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística (INEGI) (2008). *Estadísticas vitales, divorcios 2007. Base de datos*. México, D.F.: INEGI.
- MacNeil, S. & Byers, E.S. (2005). Dyadic assessment of sexual self-disclosure and sexual satisfaction. *Journal of Personal and Social Relationships*, 22(2), 193-205.
- Masters, W. H. & Johnson, V. E. (1970). *Human sexual inadequacy*. Nueva York, EUA: Bantam Books.
- Moral, J. (2007/2009). Control de la deseabilidad social en el autorreporte del ajuste diádico y satisfacción marital. *Psicología y Ciencia Social*, 9(2), 5-12.
- Moral, J. (2008a). Predicción del ajuste diádico en una muestra nuevevoleonesa. *Revista Interamericana de Psicología*, 42(2), 1-10.
- Moral, J. (2008b). El constructo de la alexitimia: medición, aplicación en la investigación clínica y ubicación psicopatológica. En J. Moral, R. Landero & M. T. González (Eds.), *Psicología de la salud en adolescentes y jóvenes* (pp. 29-50). México: Universidad Autónoma de Nuevo León.
- Moral, J. (2008c). Validación de la Escala de Valoración de la Relación en población mexicana. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 13(1), 1-12. Recuperado el 21 de julio de 2010, de <http://www.psyco.uniovi.es/REMA/v13n1/vol13n1a1.pdf>
- Moral, J. (2009a). Estudio de validación de la escala de ajuste diádico (DAS) en población mexicana. *Revista SOCIO-TAM*, 19(1), 113-138.
- Moral, J. (2009b). Factor structure and reliability of TAS-20 in Mexican samples. *The International Journal of Hispanic Psychology*, 2(2), 163-176.
- Moral, J. (2009c). Medida de la satisfacción sexual en parejas casadas: un estudio de validación. *Archivos Hispanoamericanos de Sexología*, 15(1), 51-70.
- Moral, J. (en prensa). Propiedades psicométricas de un formato de aplicación simplificado para el inventario de depresión de Beck. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología Social y de la Salud*, 1(2).
- Moral, J. (2010). *Propiedades psicométricas del PANAS en parejas casadas mexicanas*. Manuscrito presentado para su publicación.
- Moral, J., Álvarez, L. E., & Ibarra, L. E. (2009). Religión, emociones y conducta sexual en jóvenes universitarios. En J. Moral (Ed.), *Investigaciones en psicología social, de la personalidad y la salud* (pp. 302-347). México, D.F.: CUMEX.
- O'Rourke, N. & Cappeliez, P. (2002). Development and validation of a couples measure of biased responding: The marital aggrandizement scale. *Journal of Personality Assessment*, 78(2), 301-320.
- Rocha-Sánchez, T. E. & Díaz-Loving, R. (2005). Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres. *Anales de Psicología*, 21(1), 43-49.
- Salisbury, K. M. (2003). *Predictors of relationship satisfaction, sexual satisfaction and sexual frequency in female couples*. disertación doctoral no publicada, University of Massachusetts, Amherst, EUA.
- Secretaría de Gobernación e Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (SEGOB-INEGI) (2009). *Encuesta nacional de cultura política y prácticas ciudadanas 2008*. México, D.F.: SeGob-INEGI.
- Schmitt, D. P. (2005). Sociosexuality from Argentina to Zimbabwe: A 48-nation study of sex, culture, and strategies of human mating. *Behavioral and Brain Sciences*, 28(2), 247-311.
- 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(1), 15-28.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R.E. (1970). *STAI. Manual for the state-trait anxiety inventory (self-evaluation questionnaire)*. Palo Alto, CA, EUA: Consulting Psychologists Press.
- Sprecher, S. (2002). Sexual satisfaction in premarital relationships: Associations with satisfaction, love, commitment, and stability. *The Journal of Sex Research*, 39(3), 190-196.

- Sprecher, S. & Cate, R. M. (2004). Sexual satisfaction and sexual expression as predictors of relationship satisfaction and stability. En J. H. Harvey, A. Wenzel & S. Sprecher (Eds.), *The handbook of sexuality in close relationships* (pp. 235-256). Mahwah, NJ, EUA: Erlbaum.
- Trueba-Lara, J. L. (2008). *Historia de la sexualidad en México*. México, D.F.: Grijalbo.
- Watson, D., Clark, L., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Yela, C. (2000). Predictors of and factors related to loving and sexual satisfaction for men and women. *European Review of Applied Psychology*, 50(1), 235-243.
- Young, M., Denny, G., Young, T., & Luquis, R. (2000). Sexual satisfaction among married women. *American Journal of Health Studies*, 16(2), 73-84.

Recibido el 27 de julio de 2010
Revisión final 16 de febrero de 2011
Aceptado el 24 de febrero de 2011