

Invarianza Factorial de la Escala de Engrandecimiento Marital por Sexo⁷

José Moral de la Rubia

Universidad Autónoma de Nuevo León
Nuevo León, México
Correo: jose_moral@hotmail.com

Recibido: 13/12/2015
Evaluado: 16/03/2016
Aceptado: 16/03/2016

Resumen

Objetivo: contrastar la invarianza por sexo, estimar la consistencia interna y comparar la tendencia central de la Escala de Engrandecimiento Marital (EEM) entre ambos sexos, comparando tres modelos factoriales. **Método:** para controlar la distorsión hacia una valoración excesivamente positiva de la relación de pareja, se ha desarrollado la Escala de Engrandecimiento Marital (EEM); se aplicó la EEM a 431 mujeres y 376 hombres casados o en unión libre de Monterrey, México. Se usó un muestreo de rutas aleatorias. **Resultados:** el modelo de dos factores presentó las mejores propiedades de invarianza, aunque los ítems 9 y 18 mostraron mayor peso en mujeres. En ambos sexos, la consistencia interna fue buena en la escala y el factor de sentimientos positivos, y aceptable en el factor de sentimientos negativos. No hubo diferencias de tendencia central en la escala y sus factores. **Conclusión:** el modelo de dos factores posee una invarianza aceptable por sexo.

Palabras clave

engrandecimiento marital, sexo, relación de pareja, cultura, México.

⁷ Para citar este artículo: Moral de la Rubia, J. (2016). Invarianza factorial de la Escala de Engrandecimiento Marital por Sexos. *Informes Psicológicos*, 16(1), pp. 117-135. <http://dx.doi.org/10.18566/infpsicv16n1a07>

Factorial invariance of the Marital Aggrandizement Scale by sex

Abstract

Objective: To contrast the invariance by sex, internal consistency estimate and comparing the central tendency of the Marital Aggrandizement Scale (MAS) between both sexes, comparing three factor models. **Method:** The Marital Aggrandizement Scale (MAS) has been developed in order to control the distortion to an excessively positive assessment of the marital relationship. The MAS was applied to 431 women and 376 men married or cohabiting in Monterrey, Mexico. Random routes sampling was used. **Results:** The two-factor model provided the best properties of invariance, although items 9 and 18 showed greater weight in women. In both sexes, the internal consistency was good on the scale and the positive feelings factor, and acceptable in the negative feelings factor. There were no differences in central tendency on the scale and its factors. **Conclusion:** The two-factor model has acceptable gender invariance.

Keywords

marital aggrandizement, sex, relationship, culture, Mexico.

Invariância fatorial da Escala de Engrandecimento Marital por sexo

Resumo

Objetivo: contrastar a invariância por sexo, estimar a consistência interna e comparar a tendência central da Escala de Engrandecimento Marital (EEM) entre ambos sexos, comparando três modelos fatoriais. **Método:** Para controlar a distorção para uma valoração excessivamente positiva da relação de casal, se há desenvolvido a Escala de Engrandecimento Marital (EEM); se aplicou a EEM a 431 mulheres e 376 homens casados ou em união livre de Monterrey, México. Se usou uma amostragem de rotas aleatórias. **Resultados:** O modelo de dois fatores apresentou as melhores propriedades de invariância, ainda os itens 9 e 18 mostraram maior peso em mulheres. Em ambos sexos, a consistência interna foi boa na escala e o fator de sentimentos positivos, e aceitável no fator de sentimentos negativos. Não houve diferenças de tendência central na escala e seus fatores. **Conclusão:** o modelo de dois fatores possui uma invariância aceitáveis por sexo.

Palavras chave

engrandecimento marital, sexo, relação de casal, cultura, México.

Introducción

Las escalas que evalúan la relación de pareja suelen estar afectadas por una tendencia a idealizar a la pareja y a dar respuestas distorsionadas en un sentido socialmente deseable, ello proporciona la imagen de una relación feliz y en perfecta armonía, por lo que se recomienda controlar este sesgo (Gagné & Lydon, 2004). O'Rourke y Cappeliez (2002) sugieren emplear una escala específica a la situación de pareja para controlar este sesgo de respuesta en lugar de una escala de aplicación general, y a tal se desarrolló en Canadá la Escala de Engrandecimiento Marital (EEM).

La EEM se compone de 18 ítems con siete opciones de respuesta con consistencia interna aceptable (α de Cronbach = .86). A la varianza compartida por los 18 ítems subyace un factor general, siendo la carga del ítem inverso 13 la más débil. Tras introducir 14 correlaciones entre errores de medida de los 18 indicadores, se obtuvo un buen ajuste del modelo unidimensional por máxima verosimilitud en una muestra no probabilística de adultos mayores canadienses anglófonos (O'Rourke, 2001).

Invarianza de la EEM entre ambos sexos

O'Rourke y Cappeliez (2001), en una muestra no probabilística de adultos mayores canadienses anglófonos, integrada por 244 mujeres y 288 hombres, observaron que la estructura de un factor de

engrandecimiento con 18 indicadores y correlaciones entre residuos de medida (9 en la muestra de hombres y 14 en la muestra de mujeres) presentó buenas propiedades de invarianza entre ambos sexos, usando el método de Máxima Verosimilitud. El modelo sin restricciones tuvo buen ajuste ($CFI = .95$ y $RMSEA = .04$) y fue estadísticamente equivalente al modelo con restricciones en los pesos de medida ($\Delta\chi^2[17] = 14,71$, $p > .05$).

Debe señalarse que la estrategia de mejorar el ajuste de un modelo liberando parámetros, con la especificación de correlaciones entre residuos de medida, aunque es usual, se considera inadecuada, ya que se fuerza un modelo sin explicar la interacción subyacente residuos, cuando a esta covariación pudiera subyacer uno o más factores (Hayduk, 2014).

Moral (2007) tradujo la escala al español, usando el método de traducción inversa. En una muestra no probabilística de 100 parejas casadas de Monterrey, México, Moral (2007) obtuvo una consistencia interna aceptable entre los 18 ítems de la EEM (α de Cronbach = .77) y aconsejó eliminar dos ítems inversos (los ítems 13 y el 17) para mejorar la consistencia interna de la escala (α de Cronbach = .78) y el ajuste de un modelo unifactorial, conservando los residuos de medida independientes. El ajuste del modelo de un factor con 16 indicadores y todos sus residuos de medida independientes fue aceptable por cinco índices ($\chi^2/gf = 2.45$, $SRMR = .08$, $RMSEA = .09$, $PGI = .91$ y $APGI = .88$), pero malo por tres índices ($GFI = .86$, $AGFI = .82$ y $CFI = .75$), al ser estimado por máxima verosimilitud. Su bondad de ajuste fue significativamente mejor que si se especificara con los 18 indicadores ($\Delta\chi^2[31] = 65.39$, $p < .001$), siendo el ajuste

en tal caso también aceptable por cinco índices ($\chi^2/gf = 2.37$, $SRMR = .08$, $RMSEA = .09$, $PFI = .90$ y $APFI = .87$) y malo por tres índices ($GFI = .84$, $AGFI = .80$ y $CFI = .71$). En este mismo estudio, se propuso un modelo de dos factores correlacionados, sin los ítems 13 y el 17, a partir de un análisis factorial exploratorio por Ejes Principales y rotación Oblimín, usando el criterio de Cattell para determinar el número de factores: sentimientos positivos de enamoramiento, comprensión y satisfacción con 13 indicadores (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 9, 10, 12, 13, 14, 15, 16 y 18) y una consistencia interna aceptable (α de Cronbach = .79), y sentimientos y eventos negativos pocos frecuentes de discusión, enojo y defectos con cuatro indicadores (ítems 6, 7, 8 y 11) y una consistencia interna cuestionable (α de Cronbach = .61). El ajuste del modelo de dos factores correlacionados por máxima verosimilitud fue bueno por tres índices ($\chi^2/gf = 1.87$, $PFI = .95$ y $APFI = .93$), aceptable por cuatro índices ($SRMR = .07$, $RMSEA = .07$, $GFI = .90$ y $AGFI = .86$) y malo por uno ($CFI = .85$). Su bondad de ajuste fue significativamente mejor que la del modelo de un factor con 16 indicadores ($\Delta\chi^2[1] = 63.11$, $p < .001$) y con 18 indicadores ($\Delta\chi^2[32] = 128.5$, $p < .001$).

En otro estudio realizado en México con una muestra probabilística de 807 personas casadas o en unión libre, Moral (en prensa) aconsejó eliminar cuatro ítems (el ítem directo 7 y los ítems inversos 11, 13 y 17) para mejorar la consistencia interna (de .85 con 18 ítems a .87 con 14 ítems por el coeficiente α ordinal) y definir un modelo de un factor. En esta investigación se trabajó la matriz de correlaciones policóricas en lugar de la matriz de correlaciones de Pearson, como en los estudios antes citados, argumentando su

mayor adecuación a la escala de medida ordinal de los ítems. Con los 14 ítems seleccionados, la extracción de un factor se justificó por el criterio empírico de Velicer; no obstante, el número de factores fue dos por el análisis paralelo de Horn. El ajuste de este modelo de un factor con 14 indicadores y todos sus residuos de medida independientes por mínimos cuadrados no ponderados fue bueno por cuatro índices ($GFI = .98$, $AGFI = .97$, $NFI = .96$ y $RFI = .95$) y aceptable por dos índices ($\chi^2/gf = 4.69$ y $SRMR = .07$); y su bondad de ajuste fue significativamente mejor que la del modelo de un factor con 18 indicadores ($\Delta\chi^2[58] = 613.62$, $p < .001$), que tuvo un ajuste bueno por un índice ($AGFI = .93$), aceptable por tres índices ($GFI = .94$, $NFI = .90$ y $SRMR = .08$), pero malo por dos índices ($\chi^2/gf = 7.22$ y $RFI = .89$). No obstante, también se propuso un modelo de dos factores correlacionados, eliminado los ítems inversos 11, 13 y 17, a partir de un análisis factorial exploratorio por mínimos cuadrados no ponderados y rotación Promax, sentimientos positivos con 12 indicadores (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 9, 10, 12, 14, 15, 16 y 18) y consistencia interna buena (α ordinal = .87) y sentimientos y eventos negativos pocos frecuentes con tres indicadores (ítems 6, 7 y 8) y consistencia interna aceptable (α ordinal = .74). El ajuste de este modelo por mínimos cuadrados no ponderados fue bueno por cuatro índices ($GFI = .98$, $AGFI = .97$, $NFI = .97$ y $RFI = .96$) y aceptable por dos ($\chi^2/gf = 3.41$ y $SRMR = .06$). Su bondad de ajuste fue significativamente mejor que la del modelo de un factor con 14 indicadores ($\Delta\chi^2[12] = 57.50$, $p < .001$). Como en el estudio previo en México, el segundo factor mostró una consistencia interna cuestionable por el coeficiente alfa de Cronbach.

Distribución de la EEM y diferencia por sexos

La EEM se puntúa asignando uno a las dos opciones extremas y asignando cero a las cinco restantes opciones. Al sumar los ítems se obtiene una puntuación con un rango potencial de 0 a 18. En la muestra de 532 adultos mayores antes citada, O'Rourke y Cappeliez (2001) reportaron una media de 5.78 (IC 95%: 5.19, 6.37; $DE = 4.12$) entre 244 hombres y 5.31 (IC 95%: 4.79, 5.83; $DE = 3.90$) entre 288 mujeres, sin diferencia estadísticamente significativa entre ambos sexos.

O'Rourke y Cappeliez (2003a) tradujeron al francés la versión original en inglés de la EEM por el método de traducción inversa. En este estudio realizado en Canadá, la media en la EEM de los hombres fue 6.19 (IC 95%: 3.91, 8.47; $DE = 5.08$) y la media de las mujeres fue 5.55 (IC 95%: 3.78, 7.32; $DE = 4.33$), siendo ambas medias estadísticamente equivalentes ($t[56] = .52, p > .05$).

Desde los datos de Moral (2007) en México, la media en la EEM (con rango discreto de 0 a 18) de los hombres ($M = 6.08$, IC 95%: 5.29, 6.87) fue estadísticamente equivalente ($t[198] = .751, p = .453$) a la media de las mujeres ($M = 5.66$, IC 95%: 4.88, 6.44). A su vez, al definir las puntuaciones como la suma simple de los 18 ítems dividida por el número de ítems sumados, también la media en la escala (con rango continuo de 1 a 7) de los hombres ($M = 4.26$, IC 95%: 4.10, 4.43) fue estadísticamente equivalente ($t[198] = .206, p = .837$) a la media de las mujeres ($M = 4.24$, IC

95%: 4.07, 4.41). Considerando la propuesta de 16 ítems (sin los ítems 13 y el 17), la media de la escala (con rango continuo de 1 a 7) de los hombres ($M = 4.33$, IC 95%: 4.15, 4.51) también fue estadísticamente equivalente ($t[198] = .470, p = .639$) a la de las mujeres ($M = 4.27$, IC 95%: 4.08, 4.45).

Desde los estudios realizados en Canadá y México, se observa que existe debilidades en los ítems inversos de la EEM, especialmente en los ítems 17 y 13; y que se puede mejorar el ajuste de un modelo de un factor, ya sea especificando correlaciones entre los residuos de medida o dejando los residuos independientes y eliminando estos ítems débiles. No obstante, también se ha propuesto en México una estructura de dos factores correlacionados con mejor ajuste que el modelo de un factor. Se han reportado propiedades de invarianza entre ambos sexos aceptables para el modelo de un factor con correlaciones entre los residuos de medida, pero todavía no se ha contrastado si existe invarianza entre ambos sexos en los modelos de un factor o dos factores correlacionados (reducidos en indicadores) con todos sus residuos independientes. Asimismo, usando muestras no probabilísticas, se ha constatado que la media de los hombres es más alta que la de las mujeres, pero sin diferencia estadísticamente significativa, aunque este contraste no se ha hecho con muestras probabilísticas.

Considerando las limitaciones de los estudios precedentes y retomando las propuestas de Moral (en prensa), la presente investigación, realizada con una muestra probabilística de parejas

casadas y en unión libre de la ciudad de Monterrey en México, tiene como objetivos: 1) contrastar la invarianza factorial del modelo de un factor (con 18 o 14 ítems) y dos factores correlacionados (con 15 ítems) entre mujeres y hombres, especificando los modelos con todos sus residuos de medida independientes; 2) estimar la consistencia interna de la escala y sus dos factores en ambos sexos; y 3) comparar la tendencia central en los ítems, la escala y sus dos factores entre ambos sexos.

En relación con el primer objetivo se espera equivalencia estructural, esto es, equivalencia estadística de ajuste en los modelos sin restricciones en los parámetros y con restricciones en los pesos de medida de ambos sexos; con un ajuste del modelo de dos factores correlacionados mejor que el de los dos modelos de un factor, siendo este ajuste de bueno a aceptable. En relación con el segundo objetivo, se espera consistencia interna alta en la escala y el factor de sentimientos y eventos positivos, y aceptable en el factor de sentimientos y eventos negativos, al ser estimada por el coeficiente alfa ordinal. En relación con el tercer objetivo, se espera equivalencia estadística de tendencia central en la escala y sus dos factores entre ambos sexos. Las diferencias de tendencia central entre ambos sexos no han sido previamente reportados en relación con los ítems; si existen algunas se espera que tengan un tamaño de efecto pequeño y se repartan de una forma proporcional entre hombres y mujeres, de tal forma que su efecto se diluya totalmente en las puntuaciones-suma de la escala y de los factores.

Método

Participantes

Se contó con la participación de 807 sujetos, se empleó un muestreo probabilístico usando el método de rutas aleatorias, para determinar el tamaño de la muestra se empleó el último censo de población y vivienda, en el cual se informa que la ciudad de Monterrey tiene 1,135,550 habitantes; la población adulta representa dos tercios de la pirámide poblacional, con lo que 750,000 regiomontanos son adultos; entre los adultos, 55.7% están casados o en unión libre, 34.6% solteros, 5% viudos, 2.8% separados y 1.9% divorciados, con lo que la población objeto de estudio se reduce a 417,750 adultos (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2011). Bajo un modelo de curva normal, si se desea estimar la media de la EEM con una desviación estándar esperada de 15.37 en un rango de 1 a 126 (Moral, 2007) y con un error absoluto de estimación de 1.06 ($M = 76.52$, IC 95%: 75.46, 77.58), se requeriría una muestra de 807 individuos, esto es, una fracción de muestreo de .2%. Así se recolectó una muestra de 807 participantes voluntarios con todos sus datos completos.

Los criterios de inclusión fueron tener al menos 18 años, estar casado o vivir en unión libre con una pareja del sexo opuesto, residir en Monterrey, saber leer y escribir y prestar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron cuestionario incompleto e informar que la pareja estuvo presente al momento de ser contestado.

Instrumentos

La Escala de Engrandecimiento Marital (EEM; O'Rourke, 2001) con la traducción al español de Moral (2007). La EEM evalúa la distorsión en un sentido de exagerar las cualidades positivas y minimizar las negativas al momento de reportar la satisfacción con la relación de pareja. Consta de 18 ítems tipo Likert con un rango de respuestas de 1 "totalmente en desacuerdo" a 7 "totalmente de acuerdo". Catorce de sus 18 ítems son directos al rasgo del engrandecimiento, y cuatro son inversos (ítems 2, 11, 13 y 17). Hay dos modos de puntuar la escala. Se asigna uno a los valores seis y siete, salvo en los cuatro ítems inversos que esta asignación se hace a los valores uno y dos; y a los restantes valores se les asigna cero. Al sumar los unos se tiene la puntuación en la escala dentro de un rango de 0 a 18. Una puntuación \geq siete refleja una tendencia al engrandecimiento significativa (O'Rourke & Cappeliez, 2003b). Otra forma es sumar el valor de respuesta dado a cada ítem, invirtiendo este valor en los ítems 2, 11, 13 y 17 (8 - valor de respuesta), con lo que se logra la puntuación en la escala con un rango potencial de 1 a 126. En la muestra de Moral (2007) una puntuación \geq 92 muestra una desviación importante de la media. O'Rourke y Cappeliez (2002) reportaron una consistencia interna buena, variando de .84 a .87 al ser estimada por el coeficiente α de Cronbach, y estabilidad alta en un intervalo de 15 meses ($r[200] = .80$).

Procedimiento

El estudio fue aprobado en sus aspectos éticos por el Comité de Doctorado,

autoridad al respecto dentro de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, y fue financiado por el Programa de Apoyo a la Investigación Científica y Tecnológica de la UANL. Se solicitó el consentimiento expreso informado de los participantes en la primera hoja del cuestionario. En la hoja de consentimiento se garantizaba el anonimato de las respuestas y se informaba sobre la identidad del responsable del estudio, a quien se podía contactar por correo electrónico para cualquier cuestión suscitada por el estudio. No se solicitó ningún dato de identificación personal. De este modo se respetó las normas éticas de la American Psychological Association (2002).

Análisis de datos

En relación con el primer objetivo de contrastar la invarianza factorial entre ambos sexos, se empleó análisis factorial confirmatorio multigrupo. Se especificaron cuatro modelos anidados en restricciones (especificación de equivalencia de parámetros entre las dos muestras): sin restricciones (parámetros libres en las dos muestras), con restricciones en los pesos de medida (λ_i), con restricciones adicionales en las varianzas-covarianzas estructurales (Θ_{ξ} y Θ_{ξ_1, ξ_2}) y con restricciones adicionales en las varianzas de los residuos de medida (Θ_{δ_i}) en cada uno de los tres modelos configuracionales contrastados. Como datos de entrada se emplearon las matrices de correlaciones policóricas (r_{PC}). Las correlaciones policóricas se calcularon por el método de dos pasos para máxima verosimilitud. La función de discrepancia en el análisis factorial se estimó por mínimos cuadrados libres de escala (SLS). El ajuste en cada modelo anidado se valoró usando la chi-cuadrada

relativa (χ^2/gf), el índice de bondad de ajuste (*GFI*) y su forma corregida (*AGFI*) de Jöreskog y Sörbom, el índice normado de ajuste (*NFI*) y el no normado (*NNFI*) de Bentler y Bonett, el índice incremental de ajuste por el coeficiente Δ_2 (*IFI*) y el relativo de ajuste por el coeficiente ρ_2 (*RFI*) de Bollen y el residuo estandarizado cuadrático medio (*SRMR*). A partir de Hu y Bentler (1999) y Byrne (2010), se estipuló que $\chi^2/gf \leq 2$, *GFI*, *NFI*, *NNFI* e *IFI* $\geq .95$, *AGFI* y *RFI* $\geq .90$ y *SRMR* $\leq .05$ reflejan un ajuste bueno; y $\chi^2/gf \leq 3$, *GFI*, *NFI*, *NNFI* e *IFI* $\geq .90$, *AGFI* y *RFI* $\geq .85$ y *SRMR* $\leq .08$ reflejan un ajuste adecuado. La diferencia de bondad de ajuste entre los modelos anidados se estimó por el cociente entre la diferencia de los estadísticos χ^2 ($\Delta\chi^2$) y la diferencia de sus grados de libertad (Δgf). Un cociente $\Delta\chi^2/\Delta gf > 3$ refleja diferencia. También se estimó por la diferencia (Δ) en valores absolutos de los índices *NFI*, *NNFI*, *IFI* y *RFI*. Unos valores de ΔNFI , $\Delta NNFI$, ΔIFI y $\Delta RFI > .01$ reflejan diferencia (Cheung, & Rensvold, 2002).

La significación de parámetros se estimó por el método de percentiles corregidos de sesgo, extrayendo 2,000 muestras. Al ser los datos de entrada correlaciones, se requirió que las matrices fuesen definidas positivas y asumir una distribución teórica; consecuente con el hecho de ser correlaciones policóricas, se asumió distribución normal (bootstrap paramétrico) (Byrne, 2010). Los intervalos se estimaron con una confianza del 95%; en caso de que los intervalos de un parámetro en las dos muestras no se solaparan, se consideró la diferencia significativa con una probabilidad de error al rechazar una hipótesis nula (de equivalencia de parámetros) que es verdadera (α) $\leq .05$.

En relación con el segundo objetivo de calcular la consistencia interna se usó

el coeficiente alfa ordinal (α ordinal) de Elosua y Zumbo (2008). Los valores de α ordinal $< .50$ se interpretaron como una consistencia interna inaceptable, de .50 a .59 pobre, de .60 a .69 cuestionable, de .70 a .79 aceptable, de .80 a .89 buena y $\geq .90$ excelente.

En relación con el tercer objetivo, se comparó la tendencia central entre ambos sexos por la prueba U de Mann-Whitney-Wilcoxon. Se rechazó la hipótesis nula de igualdad de tendencia central con una probabilidad bilateral asintótica $\leq .05$. Se usó esta prueba no paramétrica con los ítems por su escala de medida ordinal, y con la escala y sus factores por no ajustarse ninguna de sus distribuciones a una curva normal. El ajuste a la normalidad se contrastó en la muestra conjunta ($N = 807$) por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors. Se rechazó la hipótesis nula de ajuste a una curva normal con una probabilidad unilateral asintótica $\leq .05$. El tamaño del efecto del sexo sobre los ítems se estimó por la correlación policórica (*r_{PC}*) y sobre la escala y sus factores por la correlación poliserial (*r_{PS}*). Valores de *r_{PC}* y *r_{PS}* $< .10$ se interpretaron como un efecto trivial, de .10 a .29 pequeño, de .30 a .49 mediano, de .50 a .69 grande, de .70 a .89 muy grande y $\geq .90$ unitario. Los cálculos se realizaron con SPSS 22, menú R 2.4 para SPSS 22 y AMOS 16.

Resultados

De los 807 participantes, 431 (53.4%) fueron mujeres y 376 (46.6%) hombres, sin diferencia de frecuencia estadísticamente significativa por la prueba binomial (p

= .057). Con respecto al estado civil, 727 (90%) de los 807 participantes indicaron estar casados y 80 (10%) en unión libre. La media de años de vivir juntos fue 11.61 ($DE = 9.33$), variando de 6 meses a 43 años. De las 807 personas encuestadas, 677 (84%) dijeron tener hijos y 130 (16%) no tener hijos. La media de hijos fue 1.99 ($DE = 1.30$), variando de 0 a 9). La media de edad fue 35.40 años ($DE = 10.41$) y la mediana 34, variando de 18 a 94 años. La mediana de escolaridad ($Mdn = 2$) correspondió a secundaria (de 7 a 9 años de escolaridad) y la media ($M = 2.54$) quedó entre estudio de secundaria y media superior (en torno a 10 años de escolaridad). La mediana y la media de ingreso mensual de la familia correspondieron al rango de 6,000 a 11,999 pesos. Con respecto a la religión, 662 de los 807 participantes (82%) dijeron ser cristianos católicos, 76 (9.4%) ser cristianos no católicos, 13 (1.6%) pertenecer a otras religiones y 56 (6.9%) no pertenecer a ninguna.

En la población de Monterrey se reporta 98 hombres por cada 100 mujeres, una mediana de 30 años de edad que sube a 34 al eliminar al 31% de la población menor de 18 años, una media de 9.5 años de escolaridad (entre primer semestre y segundo de educación media superior), una media de ingresos mensuales de 6,700 pesos mexicanos, una media de 2 hijos, y el 83% de la población con afiliación religiosa cristiana católica, 7.4% cristiana no católica, 2.5% de otra religión y 6.9% sin religión (INEGI, 2011). Estos datos poblacionales son estadísticamente equivalentes a los de la muestra en la frecuencia de ambos sexos ($\chi^2[1, N = 807] = 1.872, p = .171$) y de la afiliación religiosa ($\chi^2[3, N = 807] = 7.125, p = .068$), así como en la media de hijos ($t[806] = -.270, p = .787$); a su vez, las medianas poblacionales de edad, escolaridad e ingresos son semejantes a las muestrales.

Invarianza factorial entre ambos sexos

Se especificaron tres modelos configuracionales con todos sus residuos de medida independientes: de un factor con 18 indicadores (1F_18), de un factor con 14 indicadores (1F_14, sin el ítem directo 7 y sin los ítems inversos 11, 13 y 17) y de dos factores correlacionados (2F_15: sentimientos/eventos positivos con 12 indicadores [ítems 1, 2, 3, 4, 5, 9, 10, 12, 14, 15, 16 y 18]) y sentimientos/eventos negativos con tres indicadores [ítems 6, 7 y 8]). Las matrices de correlaciones policóricas en la muestra total, en la de mujeres y en la de hombres fueron definidas positivas, por lo que se pudo aplicar el método de percentiles corregidos de sesgo para contrastar la significación de parámetros.

Las soluciones de los cuatro modelos anidados del modelo configuracional de un factor con 18 indicadores (1F_18) fueron admisibles en las dos muestras. En mujeres, el peso estandarizado del factor general sobre el ítem 11 no fue significativo ($\lambda = -.092$; IC 95%: $-.190, .009$; $p = .072$) en el modelo sin restricciones, así como en los otros tres modelos anidados con restricciones; todos los demás parámetros fueron significativos en los cuatro modelos anidados. En el modelo sin restricciones en mujeres, los pesos estandarizados en valores absolutos del factor general sobre los 18 ítems variaron de .09 (ítem 11) a .82 (ítem 9) y su media fue .48. En hombres, el peso estandarizado del factor general sobre el ítem 11 no fue significativo ($\lambda = -.063$; IC 95%: $-.176, .051$; $p = .274$) ni sobre el ítem 17 ($\lambda = -.103$; IC 95%: $-.216, .001$; $p = .052$) en el modelo sin restricciones. La no

significación de las cargas factoriales del ítem 11 persistió en los otros tres modelos anidados con restricciones, pero no así la del ítem 17, cuyas cargas factoriales fueron significativas en los modelos con restricciones; todos los demás parámetros fueron significativos en los cuatro modelos anidados. En el modelo sin restricciones en hombres, los pesos estandarizados en valores absolutos del factor general sobre los 18 ítems variaron de .06 (ítem 11) a .75 (ítem 18) y su media en valor absoluto fue .49. En el modelo sin restricciones, uno de los ocho índices de ajuste contemplados fue bueno ($AGFI = .922$), cuatro fueron aceptables ($GFI = .938$, $NNFI = .908$, $IFI = .922$ y $RFI = .882$) y tres fueron malos ($\chi^2/gf = 4.053$, $NFI = .895$ y $SRMR = .091$). Por las diferencias en los índices $NNFI$ y RFI , la bondad de ajuste del modelo sin restricciones fue equivalente a la del modelo con restricciones en

los pesos de medida ($\Delta NNFI = 0.006$ y $\Delta RFI = 0.006$), en la varianza estructural ($\Delta NNFI = .007$ y $\Delta RFI = .007$) y en las varianzas residuales ($\Delta NNFI = .004$ y $\Delta RFI = .004$). Las diferencias en NFI fueron ligeramente mayor que .01 ($\Delta NNFI = .012$, .014 y .018, respectivamente), al igual que las diferencias en IFI ($\Delta IFI = .013$, .014 y .018, respectivamente). No obstante, los cocientes $\Delta\chi^2/\Delta gf$ de las diferencias del modelo sin restricciones con respecto a los otros tres modelos anidados fueron mayores que tres ($\Delta\chi^2/\Delta gf = 7.599$ con respecto a los pesos de medida, $\Delta\chi^2/\Delta gf = 7.866$ con respecto a la varianza estructural y $\Delta\chi^2/\Delta gf = 5.097$ con respecto a las varianzas residuales) (Ver Tabla 1). Las diferencias de pesos del factor general sobre los ítems entre las dos muestras (al ser estimados sin restricciones) aparecen en los ítems 9, 14 y 18. La varianza del factor resultó equivalente entre ambas muestras.

Tabla 1.
Índices de ajuste de tres modelos configuracionales en el contraste de su invarianza entre ambos sexos

Índices de ajuste	Modelos configuracionales											
	1F_18				1F_14				2F_15			
	SR	PM	VE	VR	SR	PM	VE	VR	SR	PM	VE	VR
χ^2	1094	1224	1236	1278	427	525	533	567	379	482	494	530
Gf	270	287	288	306	154	167	168	182	178	191	194	209
χ^2/gf	4.053	4.263	4.291	4.176	2.772	3.147	3.171	3.115	2.127	2.522	2.544	2.535
GFI	.938	.931	.930	.928	.971	.965	.964	.962	.976	.969	.969	.966
$AGFI$.922	.918	.917	.919	.961	.955	.955	.956	.968	.962	.961	.961
NFI	.895	.883	.882	.878	.954	.943	.942	.938	.961	.951	.949	.946
$NNFI$.908	.902	.901	.904	.964	.957	.956	.957	.975	.967	.966	.966
IFI	.922	.910	.908	.904	.973	.962	.961	.957	.982	.972	.970	.967
RFI	.882	.875	.875	.878	.945	.938	.937	.938	.954	.946	.945	.943
$SRMR$.091	.096	.097	.096	.071	.078	.079	.078	.065	.073	.074	.072

Método: Mínimos cuadrados libres de escala (SLS). Modelos con todos los residuos de medida independientes: 1F_18 = de un factor con 18 indicadores, 1F_14 = de un factor con 14 indicadores y 2F_15 = de dos factores correlacionados con 12 indicadores un factor y 3 indicadores el otro factor. Modelos anidados: SR = sin restricciones, PM = con restricciones en los pesos de medida, VE = con restricciones en las varianzas y covarianzas estructurales y VR = con restricciones en las varianzas residuales.

Las soluciones de los cuatro modelos anidados del modelo configuracional de un factor con 14 indicadores (1F_14) en las dos muestras fueron admisibles. En mujeres, todos los parámetros fueron significativos en los cuatro modelos anidados. En el modelo sin restricciones en mujeres, los pesos estandarizados en valores absolutos del factor general sobre los 14 ítems variaron de .36 (ítem 8) a .81 (ítem 9) y su media fue .56. En hombres, también todos los parámetros fueron significativos. En el modelo sin restricciones en hombres, la media de los pesos estandarizados en valores absolutos del factor general sobre los 14 ítems variaron de .37 (ítem 8) a .76 (ítem 18) y su media fue .59. En el modelo sin restricciones, seis de los ocho índices de ajuste contemplados fueron buenos ($GFI = .971$, $AGFI = .961$, $NFI = .954$, $NNFI = .964$, $IFI = .973$ y $RFI = .945$) y dos fueron aceptables ($\chi^2/gf = 2.772$, y $SRMR = .071$) (véase Tabla 1). Por las diferencias en los índices $NNFI$ y RFI , la bondad de ajuste del modelo sin restricciones fue equivalente a la de los modelos con restricciones en los pesos de medida ($\Delta NNFI = .007$ y $\Delta RFI = .007$), en la varianza estructural ($\Delta NNFI = .008$ y $\Delta RFI = .008$) y en las varianzas residuales ($\Delta NNFI = .007$ y $\Delta RFI = .007$). Las diferencias en NFI fueron ligeramente mayor que .01 ($\Delta NFI = .011$, .012 y .015, respectivamente), al igual que las diferencias en IFI ($\Delta IFI = .011$, .012 y .016, respectivamente). No obstante, los cocientes $\Delta\chi^2/\Delta gf$ del modelo sin restricciones con respecto a los otros tres modelos anidados fueron mayores que tres ($\Delta\chi^2/\Delta gf = 7.579$ con respecto a los pesos de medida, $\Delta\chi^2/\Delta gf = 7.550$ con respecto a la varianza estructural y $\Delta\chi^2/\Delta gf = 4.998$ con respecto a las varianzas residuales). Las diferencias de pesos del factor general sobre los ítems entre las dos muestras (al ser estimados

sin restricciones) aparecen en los ítems 9 y 18. La varianza del factor resultó equivalente entre ambas muestras.

Las soluciones de los cuatro modelos anidados del modelo configuracional de dos factores correlacionados (2F_15) en las dos muestras fueron admisibles. En mujeres, todos los parámetros fueron significativos en los cuatro modelos anidados. En el modelo sin restricciones en mujeres, los pesos estandarizados en valores absolutos del factor de sentimientos/eventos positivos sobre sus 12 indicadores variaron de .37 (ítem 5) a .81 (ítem 9) y su media fue .59. Los pesos estandarizados del factor de sentimientos/eventos negativos sobre sus tres indicadores variaron de .55 (ítem 7) a .81 (ítem 6) y su media fue .70, y la correlación entre los dos factores fue moderada ($r = .44$; IC 95%: .33, .53; $p = .002$). En hombres, también todos los parámetros fueron significativos. En el modelo sin restricciones en hombres, los pesos estandarizados en valores absolutos del factor de sentimientos/eventos positivos sobre sus 12 indicadores variaron de .38 (ítem 2) a .76 (ítem 18) y su media fue .61. Los pesos estandarizados del factor de sentimientos/eventos negativos sobre sus tres indicadores variaron de .49 (ítem 7) a .94 (ítem 6) y su media fue .70, y la correlación entre los dos factores fue moderada ($r = .49$; IC 95%: .39, .58; $p = .001$). En el modelo sin restricciones, seis de los ocho índices de ajuste contemplados fueron buenos ($GFI = .976$, $AGFI = .968$, $NFI = .961$, $NNFI = .975$, $IFI = .982$ y $RFI = .954$) y dos fueron aceptables ($\chi^2/gf = 2.127$, y $SRMR = .065$) (véase Tabla 1). Por las diferencias en los índices $NNFI$ y RFI , la bondad de ajuste del modelo sin restricciones fue equivalente a la del modelo con restricciones en los pesos de medida ($\Delta NNFI = .008$ y

$\Delta RFI = .009$), en las varianzas y covarianzas estructurales ($\Delta NFI = .009$ y $\Delta RFI = .009$) y en las varianzas residuales ($\Delta NFI = 0.008$ y $\Delta RFI = .009$). Las diferencias en *NFI* fueron ligeramente mayor que .01 (.011, .012 y .015, respectivamente), al igual que las diferencias en *IFI* ($\Delta IFI = .011$, .012 y .016, respectivamente). No obstante, los cocientes $\Delta\chi^2/\Delta df$ del modelo sin restricciones con respecto a los otros tres modelos anidados fueron mayores que tres ($\Delta\chi^2/\Delta df = 7.935$ con respecto a los pesos de medida, $\Delta\chi^2/\Delta df = 7.185$ con respecto a las varianzas y covarianzas estructurales y $\Delta\chi^2/\Delta df = 4.877$ con respecto a las varianzas residuales). Las diferencias de pesos de los factores sobre los ítems entre las dos muestras (al ser estimados sin restricciones) aparecen en los pesos del factor de sentimientos y eventos positivos sobre los ítems 9 y 18. Las varianzas de los dos factores y su covarianza resultaron equivalentes entre ambas muestras.

Consistencia interna en ambos sexos

En mujeres, la consistencia interna de los 18 ítems del modelo 1F_18 fue alta (α ordinal = .844) y mejoró con la eliminación de los ítems inversos 11 (α ordinal = .850) y 17 (α ordinal = .851). En hombres, la consistencia interna de los 18 ítems fue alta (α ordinal = .851) y mejoró con la eliminación del ítem directo 7 (α ordinal = .852) y de los ítems inversos 11 (α ordinal = .859), 13 (α ordinal = .856) y 17 (α ordinal = .858).

En mujeres, la consistencia interna de los 14 ítems del modelo 1F_14 fue alta (α ordinal = .864) y no mejoró con la eliminación de algún ítem. En hombres, la consistencia interna de los 14 ítems fue alta (α

ordinal = .879) y mejoró con la eliminación del ítem inverso 2 (α ordinal = .880).

En mujeres, la consistencia interna de los 15 ítems del modelo 2F_15 fue alta (α ordinal = .861) y no mejoró con la eliminación de algún ítem. La consistencia interna de los 12 ítems del factor de eventos y sentimientos positivos fue alta (α ordinal = .864) y mejoró con la eliminación del ítem directo 5 (α ordinal = .866), y la consistencia interna de los tres ítems del factor de eventos y sentimientos negativos fue aceptable (α ordinal = .750) y no mejoró con la eliminación de algún ítem. En hombres, la consistencia interna de los 15 ítems fue alta (α ordinal = .875) y mejoró con la eliminación del ítem inverso 2 (α ordinal = .877) y el directo 7 (α ordinal = .879). La consistencia interna de los 12 ítems del factor de eventos y sentimientos positivos fue alta (α ordinal = .877) y mejoró con la eliminación del ítem inverso 2 (α ordinal = .879), y la consistencia interna de los tres ítems del factor de eventos y sentimientos negativos fue aceptable (α ordinal = .741) y mejoró con la eliminación del ítem directo 7 (α ordinal = .754).

Comparación de medias entre ambos sexos

La tendencia central fue significativamente mayor en las mujeres que en los hombres en los ítems 4, 5 y 13, y en los hombres fue significativamente mayor que en las mujeres en los ítems 7, 8, 12 y 15. El tamaño del efecto del sexo fue pequeño, salvo mediano en el ítem 15 (ver Tabla 2).

En la muestra total, la distribución de la EEM con rango de 0 a 18 (*Mdn* = 5, *M* = 5.89 [IC 95%: 5.62, 6.17], *DE* = 3.99) fue asimétrica positiva (*S/EE* = 3.44) y platicúrtica (*C/EE* = -5.41), y no se ajustó a una curva normal ($|D| = .11, p < .001$). La tendencia central de los 376 hombres (*Mdn* = 6) fue estadísticamente equivalente ($Z_U = -.37, p = .710$) a la de las 431 mujeres (*Mdn* = 5) (véase Tabla 2).

En la muestra total, la distribución de la EEM con 14 ítems y rango de 1 a 7 (*Mdn* = 4.5, *M* = 4.43 [IC 95%: 4.35, 4.50], *DE* = 1.08) fue asimétrica negativa (*S/EE* = -3.34) y no se ajustó a una curva normal ($|D| = 0.33, p = .033$). La tendencia central de los 376 hombres (*Mdn* = 4.50) fue estadísticamente equivalente ($Z_U = -0.94, p = .347$) a la de las 431 mujeres (*Mdn* = 4.43) (véase Tabla 2).

En la muestra total, la distribución de la EEM con 15 ítems y rango de 1 a 7 (*Mdn* = 4.4, *M* = 4.35 [IC 95%: 4.28, 4.42], *DE* = 1.05) fue asimétrica negativa (*S/EE* = -3.33) y no se ajustó a una curva normal ($|D| = .39, p = .006$). La tendencia

central de los 376 hombres (*Mdn* = 4.40) fue estadísticamente equivalente ($Z_U = -1.26, p = .207$) a la de las 431 mujeres (*Mdn* = 4.33) (véase Tabla 2).

En la muestra total, la distribución del factor de sentimientos/eventos positivos (SVP) con 12 ítems y rango de 1 a 7 (*Mdn* = 5.18, *M* = 5.15 [IC 95%: 5.07, 5.24], *DE* = 1.26) fue asimétrica negativa (*S/EE* = -3.94) y no se ajustó a una curva normal ($|D| = 0.47, p < .001$). La tendencia central de los 376 hombres (*Mdn* = 5.23) fue estadísticamente equivalente ($Z_U = -.97, p = .334$) a la de las 431 mujeres (*Mdn* = 5.09) (véase Tabla 2).

En la muestra total, la distribución del factor de sentimientos/eventos negativos (SVN) con tres ítems y rango de 1 a 7 (*Mdn* = 3.67, *M* = 3.62 [IC 95%: 3.55, 3.71], *DE* = 1.62) no se ajustó a una curva normal ($|D| = .77, p < .001$). La tendencia central de los 376 hombres (*Mdn* = 3.67) fue estadísticamente equivalente ($Z_U = -.25, p = .802$) a la de las 431 mujeres (*Mdn* = 3.67) (Ver Tabla 2).

Tabla 2
Comparación de tendencia central en los ítems, la escala y los dos factores entre ambos sexos por la prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon

Ítems Escalas	Rango medio		Contraste				<i>r_{PC}</i> [IC 95%]
	Muj	Hom	U	W	Z	P	
1	411.09	395.87	77,972.5	148,848.5	-.956	.339	.49 [-.43, .141]
2*	397.86	411.04	78,382	171,478	-.816	.414	-.035 [-.127, .057]
3	409.34	397.88	78,728.5	149,604.5	-.712	.477	.027 [-.065, .119]
4	422.59	382.69	73,016	143,892	-2.499	.012	.109* [.017, .201]
5	430.36	373.78	69,666.5	140,542.5	-3.503	< .001	.156*** [.068, .244]
6	405.06	402.78	80,569	151,445	-.143	.886	.026 [-.066, .118]
7	376.64	435.36	69,235.5	162,331.5	-3.631	< .001	-.156*** [-.244, -.068]
8	387.63	422.77	73,972	167,068	-2.223	.026	-.105* [-.197, -.013]
9	403.56	404.50	80,838.5	173,934.5	-.058	.954	-.018 [-.108, .072]

Ítems Escalas	Rango medio		Contraste				FPC [IC 95%]
	Muj	Hom	U	W	Z	P	
10	406.83	400.75	79,807.5	150,683.5	-.374	.708	.019 [-.071, .109]
11*	402.55	405.66	80,404.5	173,500.5	-.194	.846	.001 [-0.89, .091]
12	387.08	423.40	73,734.5	166,830.5	-2.236	.025	-.108* [-.198, -.018]
13*	424.86	380.09	72,038	142,914	-2.787	.005	.113* [.025, .201]
14	391.91	417.86	75,815.5	168,911.5	-1.616	.106	-.077 [-.169, .015]
15	353.49	461.89	59,259.5	152,355.5	-6.695	< .001	-.318*** [-.400, -.236]
16	403.56	404.50	80,839.5	173,935.5	-.058	.954	-.010 [-.100, .080]
17*	411.21	395.74	77,921	148,797	-.963	.336	.051 [-.041, .143]
18	405.71	402.04	80,290	151,166	-.236	.813	-.010 [-.106, .086]
MAS18	400.75	406.84	79,805	150,681	-.371	.710	.012 [-.074, .098]
MAS14	396.79	412.26	77,922.5	171,018.5	-.940	.347	-.044 [-.130, .042]
MAS15	394.33	415.09	76,859	169,955	-1.262	.207	-.060 [-.146, .026]
SEP	396.60	412.48	77,840	170,936	-.965	.334	-.042 [-.128, .044]
SEN	402.09	406.19	80,203	173,299	-.251	.802	.002 [-.084, .088]

* Ítems con sus puntuaciones invertidas. 1. No puedo imaginarme haberme casado con nadie más que con mi pareja. 2.* Mi matrimonio no ha sido un éxito perfecto. 3. No hay ni un solo momento en que no me sienta completamente enamorado/a de mi pareja. 4. He sido totalmente honesto/a con mi pareja en todo momento a lo largo de nuestro matrimonio. 5. La mayoría de las veces sé lo que mi pareja está pensando antes que pronuncie una sola palabra. 6. Mi pareja nunca me ha hecho enojar. 7. Si mi pareja tiene defectos no soy consciente de ellos. 8. No recuerdo ni una sola discusión con mi pareja. 9. Mi pareja y yo nos comprendemos perfectamente. 10. Nunca he conocido un momento de frustración sexual en mi matrimonio. 11. [†] Mi pareja y yo, a veces, nos enojamos el uno con el otro. 12. Mi pareja nunca me ha hecho infeliz. 13. [‡] Algunas de las cosas que acuerdo con mi pareja son iniciadas por motivos egoístas. 14. Nunca he lamentado mi matrimonio, incluso ni por un momento. 15. Siempre pongo las necesidades y deseos de mi pareja por delante de los míos. 16. Nunca he imaginado lo que debería ser estar en la intimidad con otra persona distinta a mi pareja. 17. [§] Mi matrimonio podría ser más feliz de lo que es. 18. No podría haber hecho mejor elección para casarme que mi presente pareja.
MAS18 = Puntuaciones en la escala de 18 ítems con un rango de 0 a 18.
MAS14 = Puntuaciones en la escala de 14 ítems con un rango de 1 a 5.
MAS15 = Puntuaciones en la escala de 15 ítems con un rango de 1 a 5.
SEP = Puntuaciones en el factor de sentimientos y eventos positivos de 12 ítems con un rango de 1 a 5.
SEN = Puntuaciones en el factor de sentimientos y eventos negativos de 3 ítems con un rango de 1 a 5.

Discusión

En relación con el primer objetivo de contrastar la invarianza entre ambos sexos del modelo de un factor con los 18 ítems originales de la EEM (O'Rourke & Cappeliez, 2001) o reducido a 14 ítems (Moral, en prensa), así como la del modelo de dos factores correlacionados configurado por 15 ítems (Moral, en prensa), conservando los residuos de medida independientes, siguiendo las sugerencias de Hayduk (2014), se observó que el modelo de dos factores correlacionados presentó

mejores propiedades de invarianza que el de un factor con 14 indicadores, y ambos mostraron mejores propiedades de invarianza que el modelo de un factor con 18 indicadores, de acuerdo a la expectativa. Dos de los cuatro índices absolutos o globales de ajuste (χ^2/df y *SRMR*) fueron aceptables, y los otros dos índices absolutos (*GFI* y *AGFI*) y los cuatro índices relativos con respecto al modelo independiente (*NFI*, *NNFI*, *IFI* y *RFI*) fueron buenos tanto en la especificación sin restricciones de parámetros entre mujeres y hombres como una vez que se introducen las restricciones acumulativas (en los pesos de medida, en las varianzas-covarianzas estructurales y en las varianzas de los residuos de medida). Además, en ambos

sexos, los dos factores son perfectamente distinguibles, al compartir menos de un cuarto de la varianza, la consistencia del factor de sentimientos y eventos positivos es alta y la del factor de sentimientos y eventos negativos es aceptable.

A diferencia del presente estudio, O'Rourke y Cappeliez (2001), al contrastar la invarianza entre ambos sexos, obtuvieron una equivalencia estadística en la bondad de ajuste entre el modelo sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida por la prueba de la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado. En su estudio especificaron un modelo configuracional de un factor con seis pares de residuos de medida correlacionados en ambos sexos, pero añadieron tres pares de correlaciones residuales sólo en hombres y ocho pares de correlaciones residuales sólo en mujeres, por lo que el modelo configuracional especificado no fue exactamente el mismo en ambos sexos y, se liberaron 23 grados de libertad con la especificación de correlaciones entre residuos sin una justificación clara. En el presente estudio, la invarianza entre ambos sexos no se cumplió en términos estadísticos. Esta invarianza estadística requería la equivalencia en todos los parámetros entre ambos sexos y la equivalencia en los índices de ajuste, al menos, entre el modelo sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida de ambos sexos, e idealmente entre los cuatro modelos (Byrne, 2010).

En el presente estudio, las diferencias se presentaron en relación con el ítem 9 (*"mi pareja y yo nos comprendemos perfectamente"*) y el ítem 18 (*"no podría haber hecho mejor elección para casarme que mi presente pareja"*) en los tres modelos configuracionales, y en relación

con el ítem 14 (*"nunca he lamentado mi matrimonio, incluso ni por un momento"*) en el modelo configuracional de un factor con los 18 indicadores. Estos ítems contribuyen con mayor peso al factor de sentimientos y eventos positivos o al factor general en las mujeres que en los hombres. Se puede interpretar que la perfecta comprensión mutua y la perfecta elección de pareja son mejores indicadores del sesgo a embellecer la relación en las mujeres que en los hombres.

Debe señalarse que el ítem 1 (*"no puedo imaginarme haberme casado con nadie más que con mi pareja"*) se asemeja en contenido a los ítems 14 y 18 sobre la elección perfecta de pareja. En oposición a estos dos ítems diferenciales, el peso de medida del ítem 1 fue mayor en los hombres que en las mujeres, y no resultó significativamente diferencial entre ambos sexos, aun realizando el contraste de su carga factorial sin estandarizar al fijar a la unidad la carga de otro ítem ($f = 1.088 [0.953, 1.248]$ en hombres y $.940 [0.813, 1.070]$ en mujeres). El ítem 1 hace referencia al hecho de imaginarse haber contraído nupcias con otra persona, y parece connotar fantasías de relaciones con otras parejas más que certeza en la elección de la propia pareja, como los ítems 14 y 18. Precisamente, el ítem 16 (*"nunca he imaginado lo que debería ser estar en la intimidad con otra persona distinta a mi pareja"*), cuyo contenido connota más claramente fantasías de relaciones con otras parejas, tuvo una carga factorial mayor en hombres que en mujeres y no resultó significativamente diferencial entre ambos sexos, como el ítem 1. En colación con este dato, los estudios sobre fantasías sexuales revelan que el contenido de fantasías de parejas concurrentes es uno de los más frecuentes entre personas

casadas sin diferencia entre ambos sexos (Birnbaum, 2007; Petersen & Hyde, 2010).

En terapia de pareja, una queja frecuente en las mujeres es la falta de comprensión por parte de su pareja masculina; y en los hombres, la dificultad para comprender a su pareja femenina (Tambling & Johnson, 2010). Se interpreta que esta queja, que es expresada más por las mujeres que por los hombres, usualmente hace referencia a una falta de atención, escucha comprensiva y sintonía empática por parte de la pareja (Christensen, Atkins, Baucom, & Yi, 2010). El ítem 14, que resultó diferencial entre ambos sexos, hace referencia a la comprensión mutua. No obstante, el ítem 5 (*“la mayoría de las veces sé lo que mi pareja está pensando antes que pronuncie una sola palabra”*) sobre comprensión de la pareja parece tener una connotación diferente al ítem 9. En oposición al ítem diferencial 9, la carga factorial del ítem 5 fue mayor en los hombres que en las mujeres y no resultó significativamente diferencial entre ambos sexos. El hecho de que una persona se atribuya la capacidad de poder saber los pensamientos de su pareja no connota lo mismo que ser capaz de escuchar empáticamente y sintonizar emocionalmente (Leit, Jacobvitz, & Hazen-Swann, 2008). Ante un ítem que connote escucha empática se espera que el peso del factor general de embellecimiento de la relación sea mayor en las mujeres que en los hombres, ya que una mujer que desea engrandecer su relación de pareja dará más importancia a la comprensión mutua (Christensen et al., 2010), como fue en el caso del ítem 9, pero no en el caso del ítem 5.

Los ítems con menor comunalidad y consistencia, esto es, los ítems inversos, especialmente los ítems 11, 13 y 17, y el

ítem directo 7, no fueron diferenciales entre ambos sexos. Por el contrario, los ítems diferenciales entre ambos sexos en este estudio (ítems 9, 14 y 18) fueron los que tuvieron los valores más altos de comunalidad y consistencia interna en la muestra conjunta (Moral, en prensa). Así, en la medida que el tamaño del efecto del factor es mayor sobre el indicador, sobre todo si este es muy grande ($\lambda \geq .70$), no sólo tiene mayor significado psicológico, sino que la prueba estadística (percentiles corregidos de sesgo) se vuelve más potente para la detección de las diferencias significativas, esto es, con un menor error de mantener la hipótesis nula de equivalencia cuando ésta es falta (Byrne, 2010).

En relación con el segundo objetivo, se cumplieron las expectativas de consistencia interna alta (α ordinal $\geq .80$) en la escala, ya sea definida por la suma de 18, 15 o 14 ítems y en el factor de sentimientos y eventos positivos, y de consistencia interna aceptable ($\geq .70$) en el factor de sentimientos y eventos negativos. El mejor resultado de consistencia interna se logró con los 14 ítems de modelo de un factor, propuesto por Moral (en prensa), como era esperable en base a la selección de los ítems.

En relación con el tercer objetivo de comparar la tendencia central en la escala y sus dos factores entre ambos sexos, se confirmó la expectativa (Moral, 2007, en prensa; O'Rourke & Cappeliez, 2001, 2003a). Los valores de tendencia central de los hombres fueron más altos que los de las mujeres en la escala y sus dos factores, pero sin diferencia estadísticamente significativa. No obstante, sí hubo diferencias significativas en siete de los 18 ítems, lo que anteriormente no había sido reportado. Por un parte, el promedio de

las mujeres fue significativamente mayor que el de los hombres en los contenidos sobre ausencia de intenciones egoístas en los acuerdos alcanzados con la pareja, auto-atribución de capacidad para saber lo que la pareja piensa antes de que ésta lo exprese verbalmente y honestidad con la pareja, esto es, en rasgos de desinterés, auto-atribución de empatía y honestidad que son cualidades socialmente deseables en las mujeres casadas dentro de la cultura latina a la que pertenece México (Díaz-Loving et al, 2015; Rocha & Díaz-Loving, 2011). El efecto de ser mujer u hombre sobre el grado de conformidad con estos contenidos fue pequeño, conforme a lo esperado. Por otra parte, el promedio de los hombres fue significativamente mayor que el de las mujeres en el ítem sobre anteponer las necesidades y deseos de la pareja a los propios con un tamaño de efecto del sexo mediano, y en los ítems sobre ser incapaz de reconocer defectos en la pareja, ser siempre feliz con la pareja y nunca discutir con ella con un tamaño del efecto del sexo pequeño, esto es, en los rasgos de amor caballeresco de servicio, entrega e idealización de la mujer amada, los cuales también están definidos por modelos culturales tradicionales en México (Díaz-Loving et al, 2015; Rocha & Díaz-Loving, 2011). Las diferencias con tamaños de efecto pequeños, excepto una con efecto mediano, compensadas entre ambos sexos (tres en mujeres y cuatro en hombres), hacen que se diluya el efecto del sexo sobre las puntuaciones-suma en la escala y en los dos factores, como se adelantó como hipótesis.

Como limitación del presente estudio debe señalarse que su generalización sólo es válida para la población de parejas casadas o en unión libre de la ciudad de Monterrey en México. En otras

poblaciones urbanas de México o de países económica y culturalmente afines deben manejarse como hipótesis. Los presentes datos fueron obtenidos por la aplicación de cuestionarios impresos y se carece de datos obtenidos en línea, como en las investigaciones realizadas por O'Rourke y Cappeliez, que combinan ambos tipos de datos.

En conclusión, el modelo de dos factores correlacionados configurado por 15 ítems tuvo las mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos. A favor de este modelo, sus dos factores fueron perfectamente distinguibles, el factor de sentimientos y eventos positivos tuvo consistencia interna alta y el factor de sentimientos y eventos negativos aceptable, y la estimación de las varianzas de los ambos factores y de su correlación fue invariante entre ambos sexos. No obstante, no se puede afirmar que existe invarianza factorial en términos estrictos. Se observa diferencia dentro del modelo sin restricciones en los pesos de dos ítems directos, en el ítem 9 sobre perfecta comprensión mutua y en el ítem 18 sobre la perfecta elección de pareja, siendo las cargas factoriales mayores en las mujeres que en los hombres, además la bondad de ajuste del modelo sin restricciones fue significativamente mejor que la del modelo con restricciones o igualdad entre ambos sexos en las cargas factoriales. Con respecto a la diferencia de tendencia central entre ambos sexos, siete de los 18 ítems presentaron diferencia significativa; no obstante, al estar compensada su polarización entre ambos sexos (en tres ítems el promedio fue más alto en mujeres y en cuatro fue en hombres) y por el tamaño de efecto del sexo pequeño sobre seis de los siete ítems, el posible efecto diferenciador del sexo sobre los sumatorios de ítems (escala y factores) quedó diluido

y la tendencia central en la escala y sus factores fue estadísticamente equivalente entre ambos sexos.

Se sugiere el uso de la escala como bidimensional reducida a 15 ítems en población general de parejas casadas y en unión libre de Monterrey. Asimismo, si se considera que las propiedades de ajuste en la muestra conjunta (Moral, en prensa) y de invarianza entre ambos sexos del modelo de dos factores correlacionados configurado por 15 ítems son muy próximas al modelo de un factor con 14 indicadores, que la consistencia interna más alta se alcanza con los 14 indicadores del modelo de un factor, que el factor de sentimientos y eventos negativos tiene una consistencia interna aceptable, que la propuesta teórica original es unidimensional (O'Rourke & Cappeliez, 2002) y que el modelo unidimensional es el más parsimonioso, también se podría recomendar el uso de la escala como unidimensional reducida a 14 ítems en esta población.

Referencias

- American Psychological Association. (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, *57*, 1060-1073. doi:10.1037/0003-066X.57.12.1060
- Birnbaum, G. E. (2007). Beyond the borders of reality: Attachment orientations and sexual fantasies. *Personal Relationships*, *14*, 321-342. doi:10.1111/j.1475-6811.2007.00157.x
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming* (2a ed.). New York, NY: Taylor and Francis Group.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Christensen, A., Atkins, D.C., Baucom, B., & Yi, J. (2010). Marital status and satisfaction five years following a randomized clinical trial comparing traditional versus integrative behavioral couple therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *78*, 225-235. doi.org/10.1037/a0018132
- Díaz-Loving, R., Saldívar, A., Armenta, C., Reyes, N. E., López, F., Moreno, M., Romero, A., Hernández, J. E., Domínguez, M., Cruz, C., & Correa, F. E. (2015). Creencias y normas en México: una actualización del estudio de las premisas psico-socio-culturales. *Psykhé*, *24*(2), 1-25. doi:10.7764/psykhe.24.2.880
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, *20*, 896-901.
- Hayduk, L. (2014). Seeing perfectly fitting factor models that are causally misspecified understanding that close-fitting models can be worse. *Educational and Psychological Measurement*, *74*, 905-926.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2011). *Panorama sociodemográfico de Nuevo León*. Ciudad de México: INEGI. Recuperado el 22 de junio de 2015, de http://www.inegi.org.mx/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/censos/poblacion/2010/panora_socio/nl/Panorama_NL.pdf

- Gagné, F., & Lydon, J. (2004). Bias and accuracy in close relationships: An integrative review. *Personality and Social Psychology Review, 8*, 322-338. doi:10.1207/s15327957pspr0804_1
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Leit, L., Jacobvitz, D., & Hazen-Swann, N. (2008). *Conversational narcissism in marriage. Narcissistic attention seeking behaviors in face-to-face interactions: Implications for marital stability and partner mental health*. Saarbrücken: VDM Verlag Dr. Müller.
- Moral, J. (2007). Control de la deseabilidad social ante la evaluación del ajuste diádico y la satisfacción marital. *Psicología y Ciencia Social, 9*(2), 5-12.
- Moral, J. (en prensa). Consistencia interna y validez estructural y convergente de la Escala de Engrandecimiento Marital en una muestra probabilística de Monterrey, México. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica, 40*.
- O'Rourke, N. (2001). *Development and validation of a couples measure of biased responding: The Marital Aggrandizement Scale* (Tesis doctoral, University of Ottawa). Recuperada de <http://www.ruor.uottawa.ca/bitstream/10393/9347/1/NQ66177.PDF>
- O'Rourke, N., & Cappeliez, P. (2001). Marital satisfaction and marital aggrandizement among older adults: Analysis of gender invariance. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 34*, 66-79.
- 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*, 301-320. doi:10.1207/S15327752JPA7802_06
- O'Rourke, N., & Cappeliez, P. (2003a). Validation d'une mesure de réponses biaisées à propos de la relation conjugale: L'Échelle d'embellissement conjugal. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement, 35*, 45-49. doi:10.1037/h0087185
- O'Rourke, N., & Cappeliez, P. (2003b). Biased responding, neuroticism, and perceived control among older adults. *Current Research in Social Psychology, 9*(5), 60-74.
- Petersen, J. L., & Hyde, J. S. (2010). A meta-analytic review of research on gender differences in sexuality, 1993-2007. *Psychological Bulletin, 136*, 21-38. doi:10.1037/a0017504
- Rocha, T. E., & Díaz-Loving, R. (2011). *Identidad de género: más allá de cuerpos y mitos*. Ciudad de México: Trillas.
- Tambling, R. B., & Johnson, L. N. (2010). Client expectations about couple therapy: A qualitative investigation. *The American Journal of Family Therapy, 38*, 322-333. doi: 10.1080/01926187.2010.493465.