

Unidimensionalidad del Índice de Satisfacción Sexual de Hudson en adultos mexicanos casados y en unión libre

José Moral-de la Rubia¹,
Universidad Autónoma de Nuevo León

Resumen

Este estudio tiene como objetivos: contrastar los modelos de uno y tres factores propuestos para el Índice de Satisfacción Sexual (ISS), y estimar la consistencia interna y validez convergente y discriminante de sus factores. Se administró el ISS a 807 personas casadas o en unión libre de Monterrey, México, usando un muestreo de rutas aleatorias. El modelo trifactorial no se validó. Una vez eliminados los ítems 5, 11, 13 y 15 con problemas de consistencia interna, el factor único mostró validez convergente y consistencia interna, y el ajuste del modelo de un factor mejoró. Su ajuste fue perfecto cuando se redujo a 10 indicadores. Se sugiere redefinir el ISS como una escala unidimensional con 10 ítems que evalúa satisfacción sexual.

Palabras clave: satisfacción sexual, análisis factorial, validez, fiabilidad, parejas.

Abstract

The objectives of this study were to contrast the models of one and three factors proposed for the Hudson's Index of Sexual Satisfaction (ISS), and estimate the internal consistency, convergent and discriminant validity of its factors. The ISS was administered to 807 married or unmarried individuals from Monterrey, Mexico, using a random route sampling. The three-factor model was not validated. Once items 5, 11, 13 and 15 with problems of internal consistency were deleted, the single factor showed convergent validity and internal consistency, and the fit of the one-factor model improved. Its fit was perfect when it was reduced to 10 indicators. It is suggested to redefine the ISS as a 10-item one-dimensional scale assessing sexual satisfaction.

Key words: sexual satisfaction, factor analysis, validity, reliability, couples.

Recibido: 14 de junio de 2017

Aceptado: 27 de marzo de 2018

1. Doctorado en Filosofía y Letras con especialidad en Psicología. Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

Introducción

La satisfacción sexual se puede definir la como el resultado cognitivo-emocional de la valoración de la propia sexualidad en relación con las expectativas, deseos, experiencias previas y creencias personales (Gadassi et al., 2016). En la medición de la satisfacción sexual se han desarrollado diversos enfoques. Por una parte, se tienen las escalas que forman parte de inventarios más amplios de funcionamiento sexual y conciben el constructo como unidimensional. Entre este tipo de escalas se tiene la de Farley & Davis, con un número pequeño de ítems, o la de LoPiccolo y Steger, así como la de Derogatis y Melisaratos, con un número más grande de ítems (Sánchez-Fuentes, Santos-Iglesias & Sierra, 2014).

Por otra parte, se han creado escalas específicas, ya sean unidimensionales, como el Índice de Satisfacción Sexual (ISS) de Hudson (1992), o multidimensionales, como la de Lawrence & Byers, Álvarez-Gayou, Honold & Millán (2005), Meston & Trapnell (2005) y Stulhofer, Busko & Brouillard (2010).

Al revisar los estudios de satisfacción sexual, se observa un mayor uso de las medidas unidimensionales, y de preferencia aquellas con más de un reactivo (Mark, Herbenick, Fortenberry, Sanders & Reece, 2014). Precisamente, una de las más empleadas es el ISS de Hudson (1992). Esta escala cuenta con 25 reactivos y se concibió como una medida breve y global de desacuerdo sexual. Fue desarrollada desde la experiencia clínica de los autores y refleja quejas comunes en los clientes sobre el componente sexual de su relación. Presenta alta consistencia interna y validez discriminativa (Hudson, 1992), así como bajo sesgo en relación con la discapacidad social (Muisse, Stanton, Kim & Impett, 2016).

Por su parte, Moral (2009) tradujo al español la ISS por el método de traducción inversa. En una muestra de 100 parejas casadas de la ciudad de Monterrey, México, estudió sus propiedades psicométricas. La consistencia interna de los 25 ítems fue muy alta (de Cronbach = .91), la cual mejoró con la eliminación de los ítems 11 y 13. Conforme a la expectativa, se extrajo un factor por el método de ejes principales que explicó el 32.1% de la varianza total. Por máxima verosimilitud, los valores de los índices de ajuste del modelo de un factor con 25 indicadores no fueron significativos (2[275] = 1,010.929, $p < .001$, 2/gl = 3.676, GFI = .670, AGFI = .610, CFI = .673, RMSEA = .132 y SRMR = .098). Al reducir el modelo de un factor a 10 indicadores (ítems 1, 2, 7, 8, 9, 10, 12, 16, 22 y 25), se conservó

la propiedad de una consistencia interna muy alta ($= .91$) y se mejoró significativamente el ajuste (2[240] = 809.502, $p < .001$), pero la significancia siguió siendo baja para la mayoría de los índices (2[35] = 201.427, $p < .001$, 2/gl = 5.755, GFI = .832, AGFI = .737, CFI = .848, RMSEA = .154 y SRMR = .066).

En el estudio de Moral (2009), el número de factores fue tres por el criterio de Cattell. Al extraer tres factores por ejes principales se explicó el 44.7% de la varianza total. Tras la rotación de la matriz factorial por el método Oblimin, el primer factor quedó configurado por 16 indicadores (ítems 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22, 23 y 25), con consistencia interna muy alta ($= .92$). Y, por su contenido, se denominó "insatisfacción sexual con la pareja y con el sexo conyugal" (insatisfacción). Este primer factor tenía los 10 ítems del modelo unidimensional simplificado. El segundo factor quedó constituido por siete indicadores (ítems 4, 5, 11, 13, 14, 15 y 24) con consistencia aceptable ($= .72$) y, por su contenido, se denominó "rechazo del sexo conyugal" (rechazar). Este factor contenía los tres ítems mal representados en el modelo unidimensional (ítems 11, 13 y 15). El tercer factor quedó conformado por dos indicadores (ítems 18 y 20) con consistencia interna aceptable ($= .77$) y, por su contenido, se interpretó como "rechazo o evitación sexual por parte de la pareja" (ser rechazado). Las correlaciones entre los tres factores fueron significativas, variando de .23, a .31. Al extraer seis factores por ejes principales se explicó el 54.4% de la varianza total.

La bondad de ajuste del modelo de tres factores correlacionados (con 25 ítems) fue significativamente mayor que la del modelo unidimensional con 25 indicadores (2[3] = 259.878, $p < .001$), aunque los índices de ajuste variaron de aceptables (2[272] = 751.051, $p < .001$, 2/gl = 2.761, RMSEA = .095 y SRMR = .086) a malos (GFI = .765, AGFI = .719, CFI = .787). Al reducir el número de indicadores de los factores, quedando 10 ítems con consistencia interna alta ($= .84$), se logró un ajuste que fluctuó entre bueno (2/gl = 1.546, GFI = .951, AGFI = .916, CFI = .976) y aceptable (2[32] = 49.489, $p = .025$, RMSEA = .055 y SRMR = .051). La bondad de ajuste de este modelo simplificado fue significativamente mayor que la del modelo unifactorial con 10 indicadores (2[3] = 151.938, $p < .001$), presentando una mayor variabilidad de contenidos. El factor *insatisfacción* quedó configurado por cuatro indicadores (ítems 2, 9, 12 y 22) con consistencia interna alta ($= .84$). El factor *rechazar* también quedó conformado por cuatro indicadores (ítems 4, 5, 14 y 24) con consistencia interna aceptable ($= .76$).

Por último, el factor *ser rechazado* quedó definido por sus dos indicadores (ítems 18 y 20). Del estudio de Moral (2007) se deriva un modelo unifactorial simplificado de 10 ítems y una propuesta trifactorial para los 25 ítems de la ISS o para 10 ítems. Debido a que todos estos análisis se hicieron en una misma muestra, las propuestas requieren una validación posterior con una muestra independiente.

Aunque este estudio siguió recomendaciones clásicas en su procedimiento de análisis, estas actualmente han cambiado (Baglin, 2014). Se determinó el número de factores por el criterio de Cattell cuando se recomienda que se realice por la convergencia de criterios más exactos, como el análisis paralelo de Horn y la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado de Velicer (Courtney, 2013). Se estimó la relación lineal entre los ítems tipo Likert, que son variables ordinales, por la correlación producto-momento de Pearson cuando se recomienda el uso de la correlación policórica (Baglin, 2014). Asimismo, se ejecutó el análisis factorial y se estimó la consistencia interna desde la matriz de correlaciones de Pearson cuando se recomienda que se emplee la matriz de correlaciones policóricas (Morera & Stokes, 2016). Se aconseja el uso del método de residuos mínimos o mínimos cuadrados no ponderados para el análisis factorial cuando se trabaja con variables ordinales (Valdivieso, 2013).

También, es importante establecer la validez discriminante al estudiar un modelo multifactorial (Streiner, Norman & Cairney, 2014), especialmente si se considera que el modelo estructural original de Hudson (1992) es unifactorial y la consistencia interna de los 25 ítems es muy alta. Finalmente, debe estudiarse la distribución y discriminación de los ítems, aparte de estimar su consistencia interna a partir de la correlación con el resto de los ítems, la comunalidad inicial y en la extracción (DeVellis, 2016).

Extrayendo una muestra probabilística de la misma población estudiada por Moral (2007) y retomando las sugerencias para los análisis estadísticos señaladas previamente, esta investigación tiene como propósito determinar la estructura factorial y consistencia interna del ISS en personas casadas o en unión libre que residen en Monterrey, México. Para alcanzar este propósito, se definieron los siguientes objetivos: (a) estimar la consistencia interna de los 25 ítems del ISS y de los tres factores propuestos por Moral (2009) y (b) contrastar el modelo de un factor de Hudson (1992) y el de tres factores correlacionados de Moral (2009) con los 25 ítems, para establecer la validez

convergente y discriminante de los factores. En caso de que haya un mal ajuste de los modelos y problemas de validez convergente y discriminante de los factores, se estudiará la distribución, discriminación y consistencia interna de los 25 ítems del ISS.

Una vez eliminados los ítems con problemas, se explorará un modelo factorial alterno en una mitad aleatoria de la muestra, mientras que, en la otra mitad de la muestra, se contrastarán los modelos de uno y tres factores, sin los ítems problemáticos, así como el nuevo modelo. Finalmente, se comprobará la invarianza de los modelos con propiedades entre las dos mitades de la muestra total.

Al emplearse técnicas de análisis adecuadas para variables ordinales, se espera conservar un máximo de ítems bajo un modelo de uno o de tres factores con valores de consistencia altos y validez discriminante; no obstante, los ítems 11 y 13 pueden presentar problemas de consistencia interna. En caso de unidimensionalidad, se podría justificar una reducción de los indicadores; además, se espera que los ítems 1, 2, 7, 8, 9, 10, 12, 16, 22 y 25 sean los que tengan más peso.

Método

Se realizó un estudio empírico con metodología cuantitativa de tipo instrumental, el cual se centró en las propiedades métricas de una escala de medida. Se aplicó un diseño transversal, con recolección de datos en un solo momento (Montero & León, 2007).

Participantes

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 la ciudad de Monterrey, México; saber leer y escribir y dar consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron: responder el cuestionario de forma incompleta, e informar que la pareja tuvo una participación activa al momento de diligenciar el cuestionario, bien leyendo o preguntando por las respuestas.

Se empleó el muestreo de rutas aleatorias, recolectándose una muestra de 807 participantes con todos sus datos completos. De los 807 participantes, 431 (53.4%) fueron mujeres, y 376 (46.6%), hombres, sin diferencia de frecuencia

estadísticamente significativa entre ambos sexos 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. Del total de la muestra, 677 personas (84%) dijeron tener hijos, mientras que 130 (16%) reportaron no tenerlos. 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 siete a nueve años de escolaridad) y la media (M = 2.51) quedó entre estudios 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 mexicanos (aproximadamente, entre 321 a 642 dólares estadounidenses). Con respecto a la religión, 662 de los participantes (82%) reportaron ser cristianos católicos; 76 (9.4%), cristianos no católicos; 13 (1.6%) informaron que pertenecían a otras religiones; y 56 (6.9%), a ninguna.

En la población de Monterrey, se reportan 98 hombres por cada 100 mujeres, con una mediana de 30 años de edad, que sube a 34, al eliminar al 31% de la población menor de 18 años. También se reporta 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 y una media de 2 hijos. Así mismo, se halla que el 83% de la población reporta afiliación religiosa cristiana católica y el 7.4%, afiliación cristiana no católica. El 2.5% informa que pertenece a otra religión y el 6.9%, que no profesa ninguna religión (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2016). Estos datos poblacionales son estadísticamente equivalentes a los de la muestra, como en la frecuencia de ambos sexos ($\chi^2(1, N = 807) = 1.87, p = .171$), la afiliación religiosa ($\chi^2(3, N = 807) = 7.13, p = .068$) y la media de hijos ($t(806) = -0.27, p = .787$); o muy semejantes, como en la mediana de edad, de escolaridad y de ingresos. Si se reduce la población de la zona metropolitana de Nuevo León a la de adultos casados y en unión libre, se tendría 89% casados y 11% en unión libre; es decir, nueve personas casadas por cada persona en unión libre, lo que es un porcentaje equivalente al muestral ($\chi^2(1, N = 807) = 0.97, p = .324$).

Instrumentos

Se utilizó el índice de Satisfacción Sexual (ISS) de Hudson (1992). Como los ítems se puntúan en sentido negativo, cuanto más alta es la puntuación, menor es la

satisfacción sexual en la pareja. El rango de puntuación original de cada ítem es de cero a cuatro, con dos puntos en cada polaridad y uno intermedio. La escala está integrada por 25 elementos y el rango potencial de la misma va de 0 a 100. Doce de los 25 ítems están redactados en sentido de satisfacción para controlar el sesgo hacia la aquiescencia (1, 2, 3, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22 y 23), por lo que se debe invertir la puntuación. La consistencia interna de la escala es alta (de Cronbach = .92). Mientras que una puntuación mayor a 30 sugiere insatisfacción sexual, un puntaje mayor a 70 refleja una experiencia severa de estrés, con la posibilidad de coerción sexual (Hudson, 1992). En el presente estudio se empleó un recorrido por ítem de uno a siete, con tres puntos en cada polaridad y uno intermedio. Así, el rango potencial de la escala varió de 25 a 175. Se optó por este rango de siete puntos para facilitar la aproximación de la distribución de la suma de los ítems a una curva normal (Baglin, 2014) y para retomar el estudio previo de validación de Moral (2009). El rango de 25 a 175 se puede convertir al rango original de Hudson (1992). Para reducir la puntuación al recorrido original de 0 a 100, se resta 25 a la puntuación total; a continuación, se multiplica por dos y, por último, se divide entre tres.

Procedimiento

Se seleccionaron 81 direcciones a partir de la Guía Roji (dos direcciones por encuestador) de forma aleatoria. Cada dirección se tomó como punto de partida de un itinerario. En cada itinerario, se recolectaron 10 unidades (prestado el consentimiento informado y con datos completos). Se pretendía que fueran cinco mujeres y cinco hombres independientes (uno por casa) en cada itinerario. El encuestador tocaba el timbre o a la puerta de la casa. Si le abrían, se presentaba como un ayudante de investigación, e informaba acerca de los objetivos del estudio (investigación sobre dinámica de la vida marital o de convivencia por medio de un cuestionario), el responsable del mismo y los criterios de inclusión. Si la persona deseaba participar voluntariamente y satisfacía dichos criterios, se dejaba un cuestionario para recogerlo media hora después, o cuando la persona lo indicase. Se instruía que debía contestarlo a solas, sin que su pareja leyese las preguntas o respuestas. Al recogerlo se preguntaba si la pareja había estado presente a la hora de contestar y si había visto las respuestas. En caso de que se respondiera afirmativamente, este no se incluía en la base de datos.

En caso de que se respondiera negativamente, se revisaba que estuviera todo contestado; si había preguntas vacías, se pedía amablemente que se respondiesen.

Los entrevistadores fueron alumnos de primer semestre de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL) que cursaban la materia de Investigación en Psicología. Recibieron entrenamiento por parte del responsable del proyecto de investigación para coleccionar los casos y fueron compensados con puntos extras en su calificación.

Para determinar el tamaño de la muestra se usó la fórmula de población de tamaño infinito o desconocido, al ser el tamaño poblacional mayor que 100,000. Bajo un modelo de curva normal, se requiere una muestra mínima de 806 individuos para estimar la media de la ISS, con una desviación estándar esperada de 14.64 en un rango de 0 a 100 y con un error absoluto de estimación de 1.011 (Moral, 2009). De cada 10 casas contactadas, aproximadamente 7 respondieron. Se eliminaron 44 cuestionarios por datos incompletos.

El estudio fue aprobado en sus aspectos éticos por el Comité de Doctorado, autoridad al respecto dentro de la Facultad de Psicología de la UANL. Por otra parte, fue financiado por el Programa de Apoyo a la Investigación Científica y Tecnológica de la UANL y no forma parte de ninguna tesis doctoral. 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 respetaron las normas éticas de investigación de la Asociación Americana de Psicología (APA, 2016).

Análisis de datos

En relación con el objetivo de calcular la consistencia interna del ISS y sus factores, se usó el coeficiente alfa ordinal (ordinal). Los valores de ordinal $< .50$ evidencian una consistencia interna inaceptable, de $.50$ a $.59$ baja, de $.60$ a $.69$ cuestionable, de $.70$ a $.79$ aceptable, de $.80$ a $.89$ alta y $\geq .90$ muy alta (Morera & Stokes, 2016).

En relación con el objetivo de contrastar los modelos de uno y tres factores correlacionados con 25 ítems (1F_25 y 3F_25), así como un modelo alternativo, se aplicó análisis factorial confirmatorio (AFC) desde la matriz de correla-

ciones policóricas (estimadas por el método de Máxima Verosimilitud de dos pasos). La función de discrepancia se minimizó por mínimos cuadrados libres de escala (SLS). El ajuste se valoró usando la chi-cuadrada relativa (χ^2/gf), el índice de bondad de ajuste sin ajustar (GFI) y ajustado (AGFI), el índice normado de ajuste (NFI), el índice relativo de ajuste o coeficiente χ^2 de Bollen (RFI), el índice comparativo de ajuste (CFI) y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). Siguiendo a Byrne (2016), los valores de buen ajuste son: $\chi^2/gf \leq 2$, GFI, NFI, RFI y CFI $\geq .95$, AGFI $\geq .90$ y SRMR $\leq .05$, mientras que los valores adecuados son: $\chi^2/gf \leq 3$, GFI, NFI, RFI y CFI $\geq .90$, AGFI $\geq .85$ y SRMR $< .10$. La significación de parámetros se estimó por el método de percentiles corregidos de sesgo.

Se valoró la parsimonia del modelo por el índice de James-Mulaik-Brett. De 0 a $.199$ se interpretó como parsimonia muy baja; de $.20$ a $.399$, como baja; de $.40$ a $.599$, como media; de $.60$ a $.799$, como alta; y de $.80$ a 1, como muy alta; a su vez, se tomaron en cuenta los índices parsimoniosos GFI, NFI y CFI. Se interpretó que valores de PGFI $\geq .70$ y NFI y CFI $\geq .80$ reflejan una buena proporción entre ajuste y parsimonia, mientras que valores de PGFI $\geq .50$ y NFI y CFI $\geq .60$ demuestran una proporción aceptable (Mulaik, 2009).

Se consideró que un factor muestra validez convergente cuando su fiabilidad compuesta estimada por el coeficiente omega (ω) de McDonald es $\geq .70$ y su varianza media extraída (VME) $> .50$. En caso de que $\omega \geq .80$ y VME $> .45$ o que $\omega \geq .90$ y VME $> .40$ se matizó que la validez convergente es cuestionable (DeVellis, 2016). Se interpretó que dos factores presentan validez discriminante cuando la varianza compartida entre los dos factores (r^2) es $< .50$ y menor que sus VME. En caso de que se presentara $.50 \leq r^2 < .81$ y $< VME$ en cada factor, la validez discriminante es cuestionable (DeVellis, 2016).

En relación con el objetivo de estudiar las propiedades de los ítems, la discriminabilidad se determinó por la diferencia significativa de tendencia central en el ítem entre el grupo de puntuaciones altas y bajas en la escala. Dichas puntuaciones se crearon por la suma simple de los ítems (invirtiendo las puntuaciones de los dos ítems redactados en sentido opuesto al rasgo) en un rango de 25 a 125. Los grupos se definieron por el primer cuartil y el tercero en la escala. La diferencia de tendencia central se contrastó por la prueba U de Mann-Whitney. La consistencia interna se estimó por la correlación del ítem con el resto de la escala,

por el efecto de la eliminación del ítem sobre la consistencia interna de la escala y la comunalidad tras la extracción de un factor por el método de residuos mínimos (MINRES). La correlación se calculó por el coeficiente de correlación poliserial (r_{ps} [ítem, test-ítem]); y la consistencia interna, por el coeficiente alfa ordinal (ordinal). Si r_{ps} [ítem, test-ítem] $< .50$, se incrementa la consistencia interna de la escala con la eliminación del ítem (ordinal [test-ítem] $>$ ordinal [test]) y la comunalidad del ítem es menor que $.25$. En ese caso, se consideró que el ítem presentaba consistencia débil.

En relación con el objetivo de explorar la estructura factorial, se determinó el número de factores por el análisis paralelo de Horn (percentil 95 como criterio de intersección), el análisis de coordenadas óptimas y el promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado de Velicer. Se calcularon desde la matriz de correlaciones policóricas y bajo un modelo de componentes principales (Courtney, 2013). El análisis factorial exploratorio (AFE) se ejecutó por el método MINRES, aplicado a la matriz de correlaciones policóricas. La rotación se realizó por el método Promax. El AFE se hizo en una mitad aleatoria de la muestra total (submuestra del AFE con 403 participantes), mientras que el contraste del nuevo modelo y de los modelos de uno y tres factores reducidos en indicadores se realizó en la otra mitad (submuestra del AFC con 404 participantes).

Finalmente, en relación con el objetivo de comprobar la invarianza de los modelos con mejores propiedades, se usó el método multigrupo. Se definieron cuatro modelos anidados en restricciones en las submuestras del AFE y AFC. Se interpretó que la bondad de ajuste de un modelo es mayor que la del otro cuando $\Delta\chi^2/\Delta gf > 3$ y ΔGFI , ΔNFI , ΔCFI y $\Delta RFI > .01$ (Byrne, 2016). Los cálculos se realizaron con SPSS versión 22, menú R versión 2.4 para SPSS22 y AMOS versión 16.

Resultados

Consistencia interna y contraste del modelo de un factor y tres factores con 25 ítems

En la muestra total, la consistencia interna de los 25 ítems fue muy alta (α ordinal = $.938$) y se incrementó a α ordinal = $.951$ con la eliminación de los ítems 5, 11, 13 y 15. Desde el modelo definido por Moral (2009), la consistencia interna del factor de insatisfacción (ítems 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9,

10, 12, 16, 17, 19, 21, 22, 23 y 25) fue muy alta (α ordinal = $.949$); la del factor de rechazar (ítems 4, 5, 11, 13, 14, 15 y 24), aceptable (α ordinal = $.776$); y la del factor de ser rechazado (ítems 18 y 20), alta (α = $.828$).

Al contrastar el modelo de un factor con 25 indicadores (1F_25), todos sus parámetros fueron significativos. Las cargas factoriales en valores absolutos variaron de $\lambda = .129$ a $.827$, con una media de $.562$. La fiabilidad compuesta fue mayor que $.90$ ($\omega = .925$), pero la VME fue menor que $.50$, incluso que $.40$ (VME = $.363$), por lo que el factor careció de validez convergente. El ajuste del modelo fue bueno por un índice (AGFI), aceptable por cuatro (GFI, NFI, CFI y RFI), y malo por dos (χ^2/gf y SRMR). La parsimonia del modelo fue muy alta y los tres índices parsimoniosos presentaron valores de buen ajuste (tabla 1).

Al contrastar el modelo de tres factores correlacionados de Moral (2009) con 25 ítems (3F_25), todos los parámetros fueron significativos. Las cargas factoriales en valores absolutos del primer factor de insatisfacción con 16 indicadores variaron de $\lambda = .262$ a $.833$, con una media de $.664$. Su fiabilidad compuesta fue mayor que $.90$ ($\omega = .937$) y su VME, ligeramente menor que $.50$ (VME = $.464$), por lo que se puede considerar que mostró validez convergente. Las cargas factoriales en valores absolutos del segundo factor de rechazar el sexo conyugal con siete indicadores variaron de $\lambda = .149$ a $.631$, con una media de $.345$. Su fiabilidad compuesta fue menor que $.70$ ($\omega = .417$) y su VME fue menor que $.50$ (VME = $.165$), por lo que careció de validez convergente. La varianza compartida entre estos dos factores fue mayor que $.50$ ($r^2 = .546$) y que la VME de cada uno de los factores, por lo que carecieron de validez discriminante. Las cargas factoriales en valores absolutos del tercer factor de ser rechazado con dos indicadores variaron de $\lambda = .761$ a $.781$, con una media de $.771$. La fiabilidad compuesta fue mayor que $.70$ ($\omega = .746$) y la VME fue mayor que $.50$ (VME = $.595$), por lo que presentó validez convergente. La varianza compartida entre el primer factor y el tercero fue menor que $.50$ ($r^2 = .303$) y menor que la VME de cada uno de los factores, por lo que presentaron validez discriminante. La varianza compartida entre el segundo factor y el tercero fue mayor que $.50$ ($r^2 = .542$) y mayor que la VME del segundo factor, por lo que carecieron de validez discriminante. El ajuste del modelo fue bueno por un indicador (AGFI), aceptable por cuatro (GFI, CFI, NFI y RFI) y malo por dos (χ^2/gf y SRMR). Su parsimonia fue muy alta y los tres índices parsimoniosos presentaron valores de buen ajuste (tabla 1). Su bondad de ajuste mejoró con respecto al modelo de un factor con 25 indicadores (1F_25): $\Delta\chi^2/\Delta gf = 90.425$, $\Delta NFI = 0.086$, $\Delta CFI = 0.081$ y $\Delta RFI = 0.094$.

Tabla 1
Índices de bondad de ajuste en el contraste uni-grupo

Índices de ajuste	Interpretación		Modelos				
			Muestra total (N = 807)		Muestra del AFC (N = 406)		
	Buena	Acept.	1F_25	3F_25	1F_21	1F_10	2F_21
χ^2			3,167.458	2,896.182	604.888	38.796	218.222
gl			275	272	189	35	188
χ^2/gl	≤ 2	≤ 3	11.518	10.648	3.200	1.108	1.161
GFI	$\geq .95$	$\geq .90$.929	.935	.972	.996	.990
AGFI	$\geq .90$	$\geq .85$.916	.923	.966	.994	.988
NFI	$\geq .95$	$\geq .90$.909	.916	.966	.995	.988
RFI	$\geq .95$	$\geq .90$.916	.924	.962	.993	.986
CFI	$\geq .95$	$\geq .90$.900	.908	.976	.999	.998
SRMR	$\leq .05$	$< .10$.110	.105	.081	.042	.048
PR			.917	.907	.900	.778	.895
PGFI	$\geq .70$	$\geq .50$.786	.785	.796	.634	.806
PNFI	$\geq .80$	$\geq .60$.833	.831	.869	.774	.884
PCFI	$\geq .80$	$\geq .60$.840	.838	.878	.778	.893

Nota: Método: SLS. PR: de 0 a .199 parsimonia muy baja, de .20 a .399 baja, de .40 a .599 media, de .60 a .799 alta y de .80 a 1 muy alta.

Distribución, discriminación y consistencia interna de los ítems

Para estudiar las propiedades de los ítems, se usó la muestra total. El ítem 5 mostró efecto suelo, concentrándose el 81% de su distribución en el valor 1, por lo que el primer cuartil y el tercero tuvieron el mismo valor y el coeficiente de asimetría intercuartílica quedó indeterminado. Además, mostró una consistencia interna débil al tener una correlación con el resto de la escala menor que .50 ($r_{ps} = .35, p < .001$), incrementarse la consistencia interna de la escala (α ordinal = .937) con su eliminación (α ordinal = .938) y presentar una comunalidad en la extracción menor que .25. Los ítems 11 y 13 no fueron discriminativos. Aparte, estos dos ítems mostraron problemas de consistencia interna al ser sus correlaciones no significativas con el resto de la escala, incrementarse el valor del coeficiente alfa ordinal con su eliminación y tener comunalidades menores que .25. El ítem 15 mostró una consistencia interna débil al tener una correlación con el resto de la escala menor que

.50 ($r_{ps} = .23, p < .001$), incrementarse la consistencia interna de la escala con su eliminación (α ordinal = .938) y presentar una comunalidad en la extracción menor que .25 ($\lambda^2 = .01$). Por tanto, los ítems 5, 11, 13 y 15 tuvieron debilidades de consistencia interna, aparte de que el primero mostró efecto suelo, y el segundo y tercero, problemas de discriminabilidad (ver tabla 2).

Contraste y exploración de nuevos modelos factoriales

Se subdividió aleatoriamente la muestra en dos mitades. En una mitad se exploró la estructura factorial (submuestra del AFE). En la otra mitad se contrastaron los modelos de uno y dos factores, reducidos en indicadores, y el nuevo, derivado del AFE (submuestra del AFC). En el modelo de tres factores correlacionados con 25 ítems (3F_25), dos tuvieron problemas de validez convergente y discriminante, y uno no contó con consistencia interna alta. En cuanto a la bondad de ajuste, esta fue pobre para un índice

Tabla 2
Distribución, estadísticos de tendencia central, variación y forma, discriminabilidad y consistencia interna de los 25 ítems del ISS

Ítem	Porcentajez							Descriptivos			Disc.		Consistencia		
	1	2	3	4	5	6	7	Mdn	RSQ	AQ	Cpc	ZU	rPS(t-i)	α -i	λ 2
1	1.7	5.7	8.8	6.4	13.8	30.4	33.2	6	2	0	.24	-15.59***	-.70***	.932	.67
2	2.6	6.8	14.1	9.5	19.2	26.8	20.9	5	15	0	.11	-15.83***	-.73***	.932	.75
3	4.5	6.4	14.6	10.9	13.4	22.9	27.3	6	25	-5	.24	-16.19***	-.72***	.932	.74
4	57.4	20.4	10.9	5.5	1.6	2.9	1.4	1	0.5	1	-.10	-12.62***	.54***	.935	.25
5	80.8	7.3	4.7	2.9	1.2	1.4	1.7	1	0	1	-.26	-7.66***	.35***	.938	.05
6	34.3	21.1	20.3	9.7	4.8	4.2	5.6	2	1	0	-.01	-12.56***	.49***	.936	.21
7	26.8	31.6	23.4	6.7	4.7	4.2	2.6	2	1	0	-.01	-14.13***	.61***	.934	.31
8	60.3	14.6	11.6	3.7	3.0	2.9	3.8	1	1	1	.07	-16.02***	.74***	.932	.54
9	4.7	7.4	13.5	11.4	11.6	24.7	26.6	6	25	-5	.24	-15.22***	-.65***	.933	.61
10	4.8	5.9	12.0	10.9	12.8	25.7	27.9	6	25	-.3	.24	-16.12***	-.72***	.932	.70
11	24.2	17.7	16.7	11.6	10.5	9.9	9.3	3	2	.3	.14	-0.80ns	-.08 ns	.940	.04
12	5.0	7.8	12.1	9.2	13.0	21.9	31.0	6	25	-.3	.24	-16.43***	-.76***	.931	.77
13	25.0	15.5	17.8	12.9	11.8	8.3	8.7	3	2.0	0	.14	-0.93ns	-.07 ns	.941	.02
14	55.4	22.3	13.0	2.9	2.0	2.0	2.5	1	0.5	1	-.01	-13.14***	.56***	.935	.26
15	64.8	14.4	8.8	4.5	2.9	2.9	1.9	1	0.5	1	-.10	-6.70***	.23***	.940	.01
16	5.9	6.6	12.1	8.4	12.4	21.4	33.1	6	25	-.3	.24	-17.26***	-.73***	.932	.71
17	4.6	6.3	10.2	10.4	15.5	19.8	33.2	6	25	-.3	.24	-13.72***	-.52***	.935	.37
18	41.3	25.5	16.9	6.2	3.6	4.1	2.5	2	1	0	-.01	-11.81***	.46***	.935	.22
19	6.4	5.9	15.4	10.7	13.9	20.1	27.6	5	25	0	.24	-12.36***	-.49***	.935	.35
20	62.1	16.1	10.5	4.0	2.1	2.6	2.6	1	0.5	1	-.10	-13.79***	.55***	.934	.31
21	5.6	5.7	11.2	8.4	12.4	25.2	31.6	6	25	-.3	.24	-14.70***	-.61***	.934	.47
22	2.9	4.6	8.1	8.4	12.8	26.5	36.8	6	2	0	.24	-16.43***	-.73***	.931	.69
23	7.4	8.7	14.7	10.8	12.3	23.3	22.8	5	2	-0.3	.14	-13.57***	-.52***	.934	.37
24	57.1	18.5	10.8	3.0	2.6	4.0	4.1	1	0.5	1	-.14	-15.78***	.60***	.934	.37
25	62.5	13.1	11.2	4.0	2.2	3.1	4.0	1	0.5	1	-.10	-16.22***	.75***	.931	.61

N=807. En el apéndice A se encuentran los ítems del ISS. Estadísticos descriptivos: Mdn = mediana, RSQ = rango semi-intercuartílico y AQ = coeficiente de asimetría intercuartílico y Cpc = coeficiente de curtosis percentílico corregido. Discriminación: ZU = Estadístico estandarizado de la prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon. Consistencia interna: rPS(t-i) = correlación poliserial del ítem con la escala sin incluir al ítem; α -i = coeficiente alfa ordinal de la escala o test eliminado el ítem, siendo α ordinal de la escala = .937 y λ 2 = comunalidad en la extracción o carga factorial al cuadrado en un modelo de un factor común extraído por MINRES de la matriz de correlaciones policóricas.

y buena para uno solo. Entonces, se optó por explorar un modelo factorial alternativo sin los cuatro ítems con malas propiedades de consistencia interna o discriminabilidad (ítems 5, 11, 13 y 15). El análisis paralelo de Horn, el de coordenadas óptimas y la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado de Velicer, convergieron en dos factores. Al extraer los dos factores, se explicó el 56.5% de la varianza total. El primer factor quedó configurado por

los ítems inversos (ítems 1, 2, 3, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 21, 22 y 25) y se denominó satisfacción sexual. Definido por estos 12 ítems, su consistencia interna fue muy alta (α ordinal = .95) y mostró validez convergente (VME = .598 y ω = .946). El segundo factor quedó conformado por los ítems directos (ítems 4, 6, 7, 8, 14, 18, 20, 24 y 25) y se denominó insatisfacción sexual. Definido por estos nueve ítems, su consistencia interna fue muy alta (α ordinal = .90), su fiabilidad compuesta fue mayor que .80 (ω = .864), pero la VME fue menor que .50, incluso que .45 (VME = .415), por lo que careció de validez convergente. La varianza compartida entre ambos factores fue .108, presentándose validez discriminante.

Al contrastar el modelo de dos factores correlacionados con 21 ítems (3F_21), todos los parámetros fueron significa-

tivos. Las cargas factoriales en valores absolutos del primer factor de satisfacción con 12 indicadores variaron de $|\lambda|$ = .584 a .870, con una media de .763 y validez convergente (ω = .945 y VME = .60). Las cargas factoriales en valores absolutos del segundo factor de insatisfacción con nueve indicadores variaron de $|\lambda|$ = .513 a .883, con una media de .640. Su fiabilidad compuesta fue mayor que .80 (ω = .865), pero su VME fue menor que .50, incluso que .45 (VME = .43), careciendo de validez convergente. La varianza compartida entre estos dos factores fue menor que .50 (r^2 = .497) y menor que la VME de cada uno de los factores, por lo que tuvieron validez discriminante (ver figura 1). El ajuste fue bueno por los siete índices. Su parsimonia fue muy alta y los tres índices parsimoniosos mostraron valores de buen ajuste (ver tabla 1).

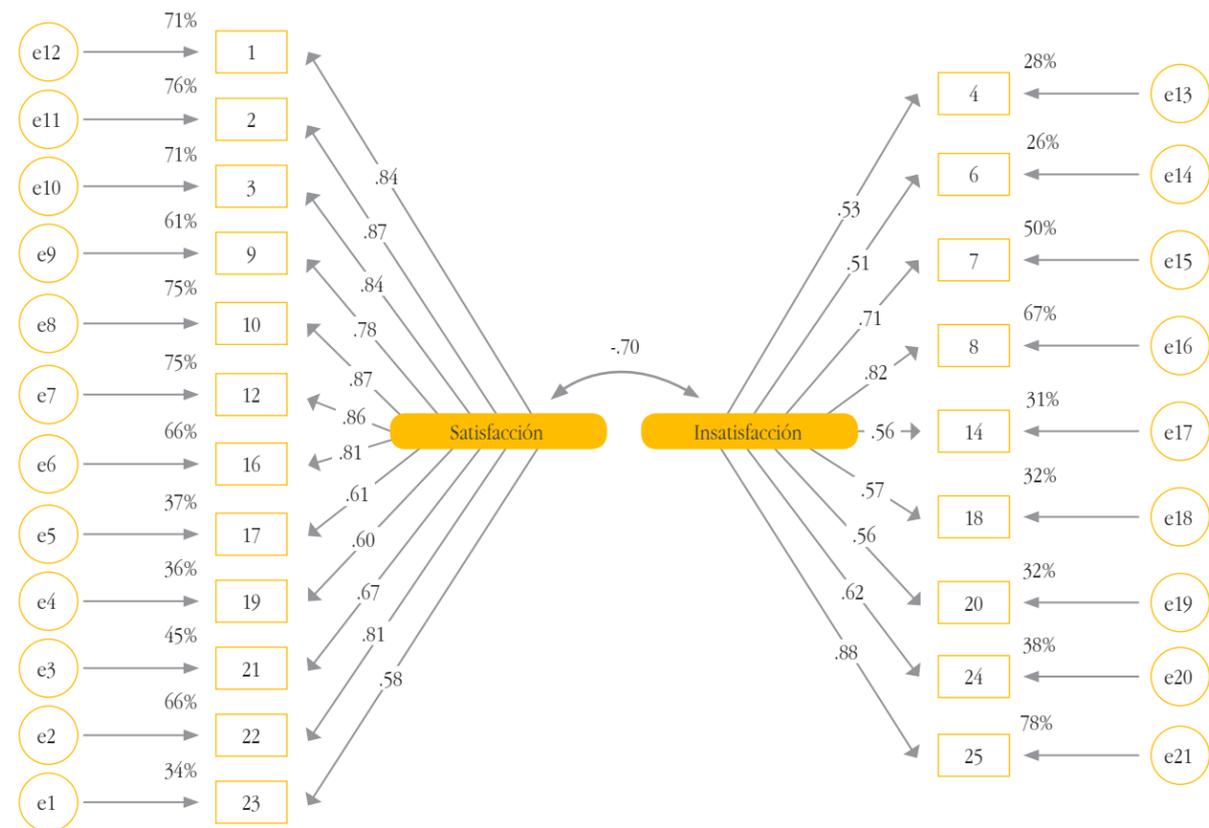


Figura 1. Modelo de dos factores con 21 ítems.

Al eliminar los ítems 5, 11, 13 y 15 (con debilidades de consistencia interna o discriminabilidad), se definió un modelo unifactorial con 21 indicadores (1F_21), con el cual se logró mejorar la bondad de ajuste con respecto al modelo

anterior (1F_25): $\Delta\chi^2/\Delta gl$ = 29.797, ΔGFI = .043, ΔNFI = .057, ΔRFI = .046 y ΔCFI = .076). Todos los parámetros fueron significativos. Las cargas factoriales en valores absolutos variaron de $|\lambda|$ = .428 a .842, con una media de .655.

La fiabilidad compuesta fue mayor que .90 (ω = .942). La VME fue menor que .50, aunque mayor que .40 (VME = .450), por lo que el factor mostró una validez convergente cuestionable. El ajuste del modelo fue bueno por cinco índices (GFI, AGFI, NFI, CFI y RFI), aceptable por uno (SRMR) y malo por uno (χ^2/gl). La parsimonia del modelo fue muy alta y los tres índices parsimoniosos presentaron valores de buen ajuste (ver tabla 1). No obstante, la bondad de ajuste del modelo de dos factores con 21 indicadores (2F_21) fue mayor que la del modelo de un factor con 21 indicadores (1F_21): $\Delta\chi^2/\Delta gl$ = 3.683, ΔGFI = .018, ΔNFI = 0.022, ΔCFI = 0.024 y ΔRFI = 0.022.

Al considerar los diez ítems con mayor carga factorial en 1F_25 y 1F_21 (ítems 1, 2, 3, 8, 9, 10, 12, 16, 22 y 25), estos coincidieron con nueve de los diez propuestos por Moral (2009). En lugar del ítem 7 (λ = -.593 en 1F_25 y -.591 en 1F_21) apareció el ítem 3 (λ = .814 en 1F_25 y .817 en 1F_21). Al contrastar el modelo de un factor con estos 10 indicadores (1F_10), mejoró significativamente la bondad de ajuste con respecto al modelo de un factor

con 21 indicadores (1F_21): $\Delta\chi^2/\Delta gl$ = 9.061, ΔGFI = .024, ΔNFI = .029, ΔCFI = .031 y ΔRFI = .023. Todos los parámetros fueron significativos (figura 2). Las cargas factoriales en valores absolutos variaron de $|\lambda|$ = .607 a .884, con una media de .800 y validez convergente (ω = .970 y VME = .647). Los siete índices de ajuste fueron buenos y la parsimonia del modelo, alta. El índice GFI parsimonioso presentó un valor de buen ajuste, mientras que los índices parsimoniosos NFI y CFI mostraron valores de ajuste aceptables (ver tabla 1). La bondad de ajuste del modelo de un factor con 10 indicadores (1F_10) fue mejor que la del modelo de dos factores con 21 indicadores (2F_21): $|\Delta\chi^2/\Delta gl|$ = 12.309, ΔGFI = -.043, ΔNFI = -.055, ΔCFI = -.060 y ΔRFI = -.051.

Contraste multigrupo

Finalmente, se contrastó la invarianza de los modelos 1F_10 y 2F_21 entre las dos submuestras del AFE y AFC. En los cuatro modelos anidados de 1F_10 y 2F_21, el ajuste fue bueno por seis índices (salvo χ^2/gl en el modelo con restricciones en la varianza estructural de 1F_10 con un valor

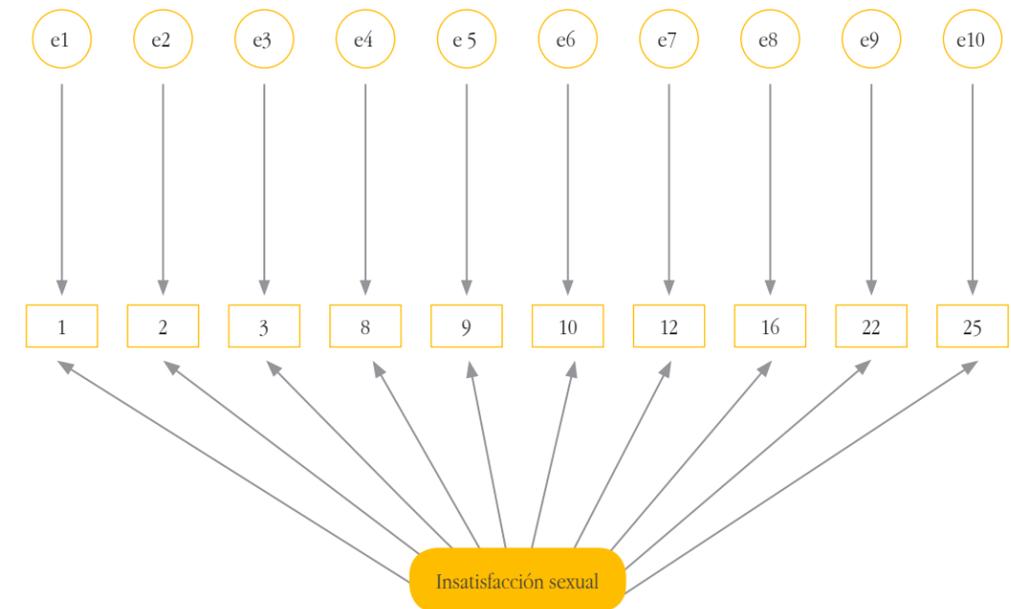


Figura 2. Modelo de un factor con 10 ítems.

aceptable) y aceptable por uno (SRMR). Al comparar la bondad de ajuste entre los cuatro modelos anidados, los índices comparativos fueron menores que .01, aunque la $\Delta\chi^2/\Delta gl$ fue mayor que 3 en cuatro de las seis comparaciones tanto en 1F_10 como 2F_21.

La parsimonia fue muy alta y sus tres índices parsimoniosos mostraron buen ajuste en los cuatro modelos anidados, salvo en el modelo sin restricciones, en donde la parsimonia fue alta y los tres índices parsimoniosos reflejaron un ajuste aceptable (ver tabla 3).

Tabla 3
Índices de bondad de ajuste en el contraste multigrupo

Índices de ajuste	1F_10				2F_21			
	SR	RPM	RVC	RPM	SR	RPM	RVC	RPM
χ^2	96.855	112.543	168.510	175.798	461.472	490.071	636.915	658.183
gl	70	79	80	90	376	395	398	419
χ^2 /gl	1.384	1.425	2.106	1.953	1.227	1.241	1.600	1.571
GFI	.995	.994	.991	.990	.989	.988	.984	.984
AGFI	.991	.991	.987	.988	.986	.986	.982	.982
NFI	.993	.992	.988	.987	.986	.985	.980	.980
CFI	.998	.998	.994	.994	.997	.997	.993	.993
RFI	.991	.991	.986	.987	.984	.984	.979	.980
SRMR	.051	.055	.065	.065	.051	.053	.059	.058
PR	.778	.878	.889	1	.895	.940	.948	.998
PGFI	.633	.714	.720	.810	.805	.845	.848	.892
PNFI	.772	.871	.878	.987	.882	.926	.929	.977
PCFI	.776	.876	.883	.994	.893	.937	.941	.991

Nota: Muestras: 403 para el AFE y 406 para el AFC. Método: SLS.

Discusión

Se planteó como primer objetivo estimar la consistencia interna del ISS, la cual fue muy alta. Esto indica unidimensionalidad o presencia de ítems con contenidos repetidos (Davenport, Davison, Liou & Love, 2015). Esto justificaría contemplar un modelo unidimensional reducido en ítems, como se hizo en el estudio de Moral (2009). Debe señalarse que, con el uso del coeficiente alfa ordinal, los valores de consistencia interna mejoraron ligeramente con respecto a estudios anteriores (Hudson, 1992; Muike et al., 2016; Moral, 2009). Esto era de esperarse dada la mayor adecuación de esta técnica a la naturaleza ordinal de los ítems, en comparación con el coeficiente alfa de Cronbach (Morera & Stokes, 2016).

Se enunció como segundo objetivo contrastar los dos modelos definidos para el ISS: de uno y tres factores. Al contrastar el modelo de un factor con 25 indicadores, se obtuvieron cargas factoriales bajas y dos índices de mal ajuste. Considerando la presencia de ítems con cargas bajas

(malos indicadores), e incluso redundantes, como refleja un coeficiente alfa ordinal muy alto, se redujo el modelo a 21 indicadores en primera instancia y; luego, a 10. De este modo, se logró buen ajuste y cargas altas en todos ellos. Debe señalarse que el modelo de un factor fue sustentado por el análisis de factor de aceleración (cambio abrupto de pendiente en la curva de sedimentación), ya sea con 25, 21 o 10 ítems, así como por la convergencia de todos los criterios con 10 ítems. Por tanto, se valida el modelo de un factor con una reducción de indicadores, coincidiendo nueve de los diez seleccionados con los propuestos por Moral (2009).

Al contrastar el modelo de tres factores con 25 ítems, se hallaron problemas de validez discriminante entre los factores, de consistencia interna y validez convergente en un factor y mal ajuste por dos índices. Además, el factor *ser rechazado* cuenta con un número insuficiente de indicadores; se recomienda que sean al menos tres (Byrne, 2016). Este modelo de tres factores sólo fue sustentado por el criterio de Kaiser (autovalores mayores que uno) que resulta el más inadecuado para determinar el número de

factores en los estudios de simulación (Courtney, 2013). Con 25 o 21 ítems, la convergencia de los criterios de Horn, coordenadas óptimas y Velicer se produce en dos factores. Por tanto, no se valida el modelo trifactorial.

Se fijó como tercer objetivo estudiar las propiedades de discriminabilidad y consistencia interna de los 25 ítems que integran el ISS, en caso de problemas con los modelos completos inicialmente contrastados. Los datos de este estudio confirman los problemas con los ítems 11 y 13 que ya aparecieron en el estudio de Moral (2009) en la misma población. Los dos ítems están redactados en sentido de insatisfacción y hacen referencia a una valoración o demanda excesiva de sexo por parte de la pareja. El hecho de que ambos ítems presenten problemas de discriminación y de consistencia interna indica que sus contenidos corresponden a otro constructo; éste podría ser el de compulsividad sexual (Scanavino et al., 2016). A su vez, los ítems 5 y 15 mostraron problemas de consistencia interna. El primero de ellos presentó efecto suelo, ya que casi todos los participantes estuvieron en desacuerdo con la afirmación de que el sexo que tienen con su pareja es sucio y asqueroso. Si se considera que el ítem 15 hace referencia a que la pareja es demasiado ruda al tener relaciones sexuales, los aspectos de suciedad y rudeza tampoco son indicadores de la insatisfacción-satisfacción en esta muestra mexicana. En concordancia con el estudio de Álvarez-Gayou et al. (2005), parece que los aspectos positivos representan mejor el concepto de satisfacción. Probablemente, este hecho sea motivado por una sexualidad integrada, la cual es experimentada por personas que forman parte de la población general, en comparación con una sexualidad más disfuncional que puede aparecer en muestras de parejas con conflictos que llevan a la ruptura, o a la búsqueda de terapia (Willoughby, Carroll, Busby & Brown, 2016).

Se formuló como un cuarto objetivo explorar nuevos modelos factoriales, considerando la convergencia de las técnicas más rigurosas para determinar el número de factores. Estos criterios convergieron en dos factores, ya sea con 21 o 25 ítems. Al extraer dos factores, uno se definió con los ítems redactados en sentido de satisfacción (indirectos) y otro, con los ítems redactados en sentido de insatisfacción (directos). Hubo validez discriminante entre los dos factores y ambos mostraron consistencia interna. El factor de satisfacción tuvo validez convergente, pero no el factor de insatisfacción, siendo la consistencia interna mayor en el primero que en el segundo. Esto redundaba en el hecho de que los aspectos positivos de satisfacción son vistos de

forma más homogénea y concordante con el concepto de satisfacción que los aspectos negativos.

Se propuso como quinto objetivo contrastar los nuevos modelos (de un factor reducido en indicadores y de dos factores) y como sexto objetivo comprobar la invarianza (entre las dos mitades aleatorias de la muestra total) de aquellos con mejores propiedades en el análisis unigrupo. Si se compara al modelo de dos factores con el de un factor, ambos con 21 ítems, el primero aventajó en ajuste, parsimonia e invarianza al segundo. Si se le compara al primero con el de un factor con 10 ítems, el modelo bifactorial sólo aventajó en parsimonia y número de ítems retenidos al unifactorial, siendo el ajuste y la invarianza mejores en el unifactorial. La mayor debilidad del modelo bifactorial fue la falta de validez convergente del factor de insatisfacción, aunque éste contó con consistencia interna y fiabilidad compuesta alta (> .80). La parsimonia no fue una debilidad del modelo 1F-10, ya que ésta fue alta (entre .60 y .799).

Para dilucidar cuál es el mejor modelo, puede considerarse a autores como Murray, Johnson, Gow & Deary (2015), quienes remarcan que la presencia de una estructura bifactorial de ítems directos e indirectos responde a un artefacto metodológico de mayor consistencia interna y facilidad de comprensión de los ítems de un factor frente a los ítems del otro factor, y no a un fondo conceptual o teórico. Por tanto, los dos factores no matizan dos facetas de la satisfacción sexual, sino que en realidad apuntan hacia la existencia de un factor único subyacente en el concepto evaluado. Asimismo, si se considera que la parsimonia es una característica secundaria frente al ajuste y la validez convergente de los factores (Mulaik, 2009), nuevamente se obtiene un mayor peso argumental a favor del modelo de un factor.

Como limitación del estudio, debe señalarse que el muestreo de rutas al azar cuenta con menores garantías de equiprobabilidad que el aleatorio simple, sobre todo en la medida que no se usó un software para trazar aleatoriamente las rutas entre todas las combinaciones posibles. La generalización de los resultados, con la cautela de la limitante antes señalada, sólo es válida para la población de parejas casadas o en unión libre de la ciudad de Monterrey, México. En otras poblaciones urbanas de México, o de países económica y culturalmente afines, estos deben manejarse como hipótesis. También, debe considerarse que muestras extraídas de población rural, clínica, o novios, pueden diferir más en sus características, por lo que los presentes datos servirían de comparación.

En conclusión, el ISS, con sus 25 ítems, presentó una consistencia interna muy alta. Los ítems 5, 11, 13 y 15 tuvieron problemas de consistencia interna; además, el primero mostró efecto suelo, y el segundo y tercero, problemas de discriminabilidad, por lo que se aconseja eliminarlos. El modelo de un factor se validó de forma más fuerte con una reducción de indicadores, ya sea a 21 (sin los ítems antes mencionados) o a 10. El modelo de tres factores correlacionados no se validó. El análisis exploratorio reveló un modelo de dos factores correlacionados de ítems directos (insatisfacción) e indirectos (satisfacción). Ambos factores presentaron validez discriminante y consistencia interna, pero el primero careció de validez convergente. Al considerar que este tipo de estructura bifactorial responde a artefactos metodológicos y no refleja matices teóricos sustantivos, se afirma que el modelo de un factor es el más adecuado para el ISS.

Se sugiere reducir la escala a 10 indicadores y manejarla como unidimensional, pasando a llamarse escala de satisfacción sexual, ya que se retienen esencialmente los denominados ítems indirectos (Hudson, 1992), los cuales tuvieron más consistencia y coherencia conceptual dentro de la población estudiada. Así, se puntuaría en sentido de la satisfacción, en lugar de la insatisfacción, como se hace con el ISS.

Referencias

Álvarez-Gayou, J. L., Honold, J. A., y Millán, P. (2005). ¿Qué hace una buena relación? Percepción de un grupo de hombres y mujeres mexicanos y diseño de una escala autoaplicable para la evaluación de la satisfacción sexual. *Archivos Hispanoamericanos de Sexología*, 11(1), 23-47.

American Psychological Association (APA, 2016). *Ethical principles of psychologists and code of conduct* (3rd revision). Washington, DC: APA.

Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: a demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(5), 1-15. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=5>.

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3^a ed.). New York, NY: Routledge.

Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment Research and*

Evaluation, 18(8), 1-14. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8>

Davenport, E. C., Davison, M. L., Liou, P. Y., & Love, Q. U. (2015). Reliability, dimensionality, and internal consistency as defined by Cronbach: distinct albeit related concepts. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 34(4), 4-9. doi:10.1111/emip.12095

DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications* (4th edition). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.

Gadassi, R., Bar-Nahum, L. E., Newhouse, S., Anderson, R., Heiman, J. R., Rafaeli, E., & Janssen, E. (2016). Perceived partner responsiveness mediates the association between sexual and marital satisfaction: a daily diary study in newlywed couples. *Archives of Sexual Behavior*, 45(1), 109-120. doi:10.1007/s10508-014-0448-2

Hudson, W. W. (1992). *The WALMYR assessment scales scoring manual*. Tallahassee, FL: WALMYR Publishing Co.

Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI, 2016). *Panorama sociodemográfico de Nuevo León*. Ciudad de México: INEGI.

Lawrence, K., & Byers, E. S. (1995). Sexual satisfaction in heterosexual long-term relationships: The interpersonal exchange model of sexual satisfaction. *Personal Relationships*, 2, 267-285. doi:10.1111/j.1475-6811.1995.tb00092.

Mark, K. P., Herbenick, D., Fortenberry, J. D., Sanders, S., & Reece, M. (2014). A psychometric comparison of three scales and a single-item measure to assess sexual satisfaction. *The Journal of Sex Research*, 51(2), 159-169. doi:10.1080/00224499.2013.816261

Meston, C. M., & Trapnell, P. D. (2005). Development and validation of five-factor sexual satisfaction and distress scale for women: the sexual satisfaction scale for women (SSS-W). *Journal of Sexual Medicine*, 2(1), 66-81. doi:10.1111/j.1743-6109.2005.20107.

Montero, I., & León, O. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology* 7(3) 505-520.

Moral, J. (2009). Medida de la satisfacción sexual en parejas casadas: un estudio de validación. *Archivos Hispanoamericanos de Sexología*, 15(1), 46-70.

Morera, O. F., & Stokes, S. M. (2016). Coefficient as a measure of test score reliability: review of 3 popular misconceptions. *American Journal of Public Health*, 106(3), 458-461. doi:10.2105/AJPH.2015.302993

Muise, A., Stanton, S. C. E., Kim, J. J., & Impett, E. A. (2016). Not in the mood? Men under- (not over-) perceive their

partner's sexual desire in established intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 110 (5), 725-742. doi:10.1037/pspi0000046

Mulaik, S. A. (2009). *Linear causal modeling with structural equations*. Boca Raton, FL: CRC Press.

Murray, A. L., Johnson, W., Gow, A. J., & Deary, I. J. (2015). Disentangling wording and substantive factors in the Spiritual Well-Being Scale. *Psychology of Religion and Spirituality*, 7(2), 120-129. doi:10.1037/a0038001

Sánchez-Fuentes, M. D. M., Santos-Iglesias, P., & Sierra, J. C. (2014). A systematic review of sexual satisfaction. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 14(1), 67-75. doi:10.1016/S1697-2600(14)70038-9.

Scanavino, M. D. T., Ventuneac, A., Rendina, H. J., Abdo, C. H., Tavares, H., do Amaral, M. L., ... & Vieira, J. C. (2016). Sexual compulsivity scale, compulsive sexual behavior inventory, and hypersexual disorder screening inventory: translation, adaptation, and validation for use in Brazil.

Archives of Sexual Behavior, 45(1), 207-217. doi:10.1007/s10508-014-0356-5

Stulhofer, A., Busko, V. & Brouillard, P. (2010). Development and bicultural validation of the new sexual satisfaction scale. *Journal of Sex Research*, 47, 257-268. doi:10.1080/00224490903100561.

Streiner, D. L., Norman, G. R. & Cairney, J. (2014). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5th ed.). Oxford, NY: Oxford University Press.

Valdivieso, C. E. (2013). Efecto de los métodos de estimación en las modelaciones de estructuras de covarianzas sobre un modelo estructural de evaluación del servicio de clases. *Comunicaciones en Estadística*, 6(1), 21-44.

Willoughby, B. J., Carroll, J. S., Busby, D. M., & Brown, C. C. (2016). Differences in pornography use among couples: Associations with satisfaction, stability, and relationship processes. *Archives of Sexual Behavior*, 45(1), 145-158. doi:10.1007/s10508-015-0562-9.

Apéndice A

Ítems de índice de satisfacción sexual (ISS)

1. Creo que mi pareja disfruta de nuestra vida sexual.
2. Nuestra vida sexual es muy excitante.
3. El sexo es divertido para mi pareja y para mí.
4. El sexo con mi pareja ha llegado a ser una carga para mí.
5. Creo que el sexo que tenemos es sucio y asqueroso.
6. Nuestra vida sexual es monótona.
7. Cuando tenemos sexo, si hay, es demasiado rápido y apresurado.
8. Creo que mi vida sexual es de mala calidad.
9. Mi pareja es sexualmente muy excitante.
10. Disfruto de las técnicas sexuales que mi pareja usa o le gustan.
11. Creo que mi pareja quiere demasiado sexo de mí.
12. Creo que nuestra vida sexual es maravillosa.
13. Mi pareja da demasiada importancia al sexo.
14. Intento evitar el contacto sexual con mi pareja.
15. Mi pareja es demasiado ruda cuando hacemos el amor.
16. Mi pareja es un/a amante maravilloso/a.
17. Creo que el sexo es una función normal dentro de nuestra relación.
18. Mi pareja NO quiere tener relaciones sexuales cuando yo quiero.
19. Creo que nuestra vida sexual realmente mejora nuestra relación.
20. Mi pareja parece evitar el contacto sexual conmigo.
21. Me es fácil excitarme sexualmente con mi pareja.
22. Creo que mi pareja está satisfecho/a sexualmente conmigo.
23. Mi pareja es muy sensible a mis necesidades y deseos sexuales.
24. Mi pareja no me satisface sexualmente.
25. Creo que mi vida sexual es aburrida.

