



Tomado de: http://domtotal.com/img/noticiaMarcos/310_10151.jpg

Estructura factorial y consistencia interna del cuestionario de fantasías y situaciones sexuales en estudiantes de psicología de Monterrey, Nuevo León, México

Factor structure and internal consistency of questionnaire of sexual fantasies and situations among psychology students from Monterrey, Nuevo Leon, Mexico

José Moral-de-la-Rubia

Universidad Autónoma de Nuevo León. Facultad de Psicología, Dr. Carlos Canseco núm. 110, col. Mitras centro, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64460.

Correspondencia:
jose_moral@hotmail.com

Fecha de recepción:
5 de mayo de 2015

Fecha de aceptación:
7 de julio de 2015

RESUMEN

Aunque existe un cuestionario de fantasías sexuales integrado por 18 contenidos y 10 situaciones con validez de contenido y especificidad para estudiantes de psicología, se desconocen sus propiedades psicométricas. El objetivo de esta investigación fue determinar su consistencia interna, estructura factorial e invarianza entre sexos. Se empleó una estrategia de muestreo por cuotas no proporcionales de sexo de 400 estudiantes de psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, campus Monterrey, en México. Los ítems de contenidos tuvieron consistencia interna buena y su modelo de dos factores mostró buen ajuste en la

muestra conjunta, pero propiedades de invarianza pobres entre sexos. El primer factor fue sobre fantasías heterosexuales y el segundo sobre fantasías homosexuales y pasividad. En mujeres el modelo fue unidimensional. Los ítems de situaciones tuvieron consistencia interna excelente y su modelo unidimensional mostró buen ajuste y propiedades de invarianza entre sexos aceptables. Se concluye que el cuestionario posee consistencia interna y validez estructural, aunque el modelo bifactorial de contenidos no tenga invarianza entre sexos.

PALABRAS CLAVE: fantasía sexual, género, homosexualidad, psicometría, México.

ABSTRACT

Although there exists a questionnaire of sexual fantasies composed of 18 contents and 10 situations with content validity and specificity for psychology students, its psychometric properties are unknown. The objective of this research was to determine its internal consistency, factor structure and factor invariance across sex. A non-proportional quota sampling strategy was used to collect a sample of 400 psychology students at the Universidad Autonoma de Nuevo Leon, Monterrey campus, in Mexico. The items of contents had a good internal consistency, and its two-factor model showed a good fit in the total sample, but poor sex-invariance properties. The first factor was on heterosexual fantasies, and the second one on homosexual fantasies and passivity. The model was one-dimensional in women. The items of situations had excellent internal consistency, and its one-factor model showed a good fit and acceptable sex-invariance properties. It is concluded that the questionnaire has internal consistency and construct validity, but the 2-factor model of contents is non-invariant across sex.

KEYWORDS: sexual fantasy, gender, homosexuality, psychometrics, Mexico.

INTRODUCCIÓN

Se puede definir fantasía sexual como imágenes mentales eróticas que una persona tiene mientras se encuentra en estado de vigilia y que conllevan excitación sexual (Birnbaum, 2007). Las fantasías sexuales proveen una ventana a través de la cual se puede acceder a los deseos, objetivos y preferencias de los individuos (Birnbaum, 2007), de ahí la importancia que se concede a su estudio, especialmente en el ámbito clínico y forense (Williams y col., 2009). Se pueden distinguir cuatro procedimientos para evaluar las fantasías sexuales:

a) El listado de fantasías enumera una serie de fantasías con distinto contenido. La persona encuestada debe indicar si ha tenido o no esas fantasías o con qué frecuencia las ha tenido. Este método se apoya en la memoria episódica de la persona y en la disposición para comunicar sinceramente sus fantasías (Wilson, 2010).

b) El método narrativo pide a la persona que

cuenta o escriba el contenido de sus fantasías más frecuentes y sobre estos datos se aplica un análisis de contenido. También se apoya en la memoria episódica y en la disposición a comunicar sinceramente de la persona (Goldey y col., 2014).

c) El registro seriado requiere un diario de fantasías durante un periodo de tiempo. Implica no sólo una comunicación sincera, sino también la disposición para colaborar en un estudio que demanda bastante tiempo (Dawson y col., 2012).

d) Los métodos experimentales inducen fantasías en las personas por medio de estímulos, sugestión, hipnosis o instrucciones. En estos diseños, se registra la actividad cerebral y fisiológica por medio de aparatos, se hacen registros narrativos del contenido u otros aspectos cualitativos de las fantasías inducidas y se aplican escalas para evaluar aspectos subjetivos de intensidad, vivacidad o excitación (Sylva y col., 2013).

En la investigación empírica de las fantasías sexuales se tiende a hacer uso de los listados o escalas por motivos prácticos y psicométricos. La aplicación de escalas ahorra tiempo y recursos, sus resultados son fáciles de interpretar y analizar, y se logran propiedades de fiabilidad y validez buenas y superiores a los otros métodos (Wilson, 2010).

Entre los listados de fantasías cabe destacar el de Wilson que fue creado en 1978. Se compone de 40 ítems y cuatro factores correlacionados con consistencia interna alta: sexo exploratorio (sexo en grupo, parejas múltiples, concurrentes o del mismo sexo), fantasías de intimidad sexual (besar, sexo oral, hacer el amor con la pareja), fantasías de sexo impersonal (voyeurismo, fetichismo, usar objetos para estimulación sexual) y fantasías de sometimiento/sumisión (Wilson, 2010). Ha sido adaptado a población española por Sierra y col. (2006), aunque los investigadores españoles proponen una versión simplificada para lograr un mejor ajuste a los datos del modelo de cuatro factores correlacionados.

Se ha señalado que, hoy en día en México, persisten actitudes conservadoras hacia la sexualidad y la diversidad sexual en comparación con otros países norteamericanos, como Estados Unidos

de América y Canadá (Ahrold y Meston, 2010; Laganà y Maciel, 2010), o con países europeos, como España (Giménez y col., 2013). Ya que las actitudes afectan al reporte de los contenidos sexuales (Wilson, 2010), en estos casos, García y col. (2013), recomiendan desarrollar un instrumento con mayor especificidad cultural.

Debe señalarse que gran parte de la investigación en fantasías sexuales se ha realizado en población de estudiantes universitarios (Petersen y Hyde, 2010). Una de las justificaciones para el empleo de este tipo de muestras es su mayor sinceridad y disposición a colaborar en temas de sexualidad y otros tópicos sensibles desde perspectivas éticas frente a otras poblaciones (De-Craene y Loopmans, 2014). Aparte está el interés en conocer las actitudes, conflictos y representaciones en una población que se dedica al tratamiento de problemas sexuales y de pareja (Maciel y Laganá, 2014).

Moral (2010a), estudió el contenido de las fantasías sexuales más frecuentes o dominantes en estudiantes mexicanos de psicología. Tras aplicarse un análisis de contenido, se obtuvo que el 52 % de los estudiantes tenían fantasías románticas o de sexo convencional con el novio o con la novia, el 19 % de sexo no convencional en actividad o lugar (actividades como sexo oral o anal exclusivas o como elemento excitante central o se mantienen relaciones sexuales en lugares inusitados, siempre que se señale al lugar inusual como elemento más excitante y que no existan testigos que se excitan o sorprendan), el 7 % varios contenidos con ninguno predominante, el 7 % de parejas concurrentes y orgías, el 5 % con famosos, el 3 % de sometimiento, el 3 % con casados/as, personas de distinta edad y familiares y el 2 % de exhibicionismo/voyerismo. Estas 8 clases de fantasías sexuales implicaban excluir actividad sexual entre personas del mismo sexo. En el 2 % restante aparecieron contenidos homosexuales o bisexuales. Asimismo, se halló que las situaciones que generan más fantasías sexuales son las de frustración amorosa y tensión sexual.

Desde este estudio cualitativo (Moral, 2010a), se ha propuesto un cuestionario integrado por dos

escalas: una de 18 contenidos de fantasías sexuales y otra de 10 situaciones en las que se tienen las fantasías sexuales, pero sus propiedades psicométricas no han sido establecidas. El objetivo de la presente investigación fue determinar la consistencia interna y estructura factorial de cada una de las dos escalas que integran el cuestionario y contrastar la invarianza de los modelos factoriales entre ambos sexos.

MATERIALES Y MÉTODOS

Participantes

Se recolectó una muestra por cuotas no proporcionales de sexo de 400 estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), ubicada en la ciudad de Monterrey, en México (200 hombres y 200 mujeres). Se dividió al azar en dos submuestras de 200 participantes con 100 hombres y 100 mujeres en cada una de ellas. En una submuestra se aplicó el análisis factorial exploratorio y en la otra submuestra se aplicó el análisis factorial confirmatorio (análisis unigrupo). Se requirió tener al menos 200 participantes en cada muestra analizada y más de 10 participantes por ítem, siguiendo las recomendaciones para este tipo de análisis (Kline, 2010).

Los criterios de inclusión fueron: ser estudiante de la Facultad de Psicología y prestar el consentimiento informado. Como criterios de exclusión fueron: cuestionario incompleto o valoración por parte del encuestador de que se contestó sin la debida atención. Los dos criterios de exclusión se impusieron para conseguir datos de calidad.

La aplicación fue realizada por cuatro asistentes de investigación, dos de sexo femenino y dos de sexo masculino, quienes eran alumnos de la licenciatura en Psicología con entrenamiento en técnicas de muestreo y evaluación psicológica. Los alumnos encuestados fueron contactados en los jardines de la facultad y contestaron el cuestionario en las bancas o aulas vacías. Los encuestadores permanecían cerca de la persona encuestada para resolver dudas. Al recoger el cuestionario, se aseguraban que todas las preguntas estuvieran respondidas; en caso de que

hubiera alguna en blanco, se pedía amablemente que se completase. La recolección de los datos se realizó entre enero y agosto de 2014.

La edad de los 400 participantes varió de 18 años a 24 años con una media de 20.16 años ($DE = 1.56$). Por la prueba t de Student, la media de edad fue estadísticamente equivalentes entre ambos sexos en la muestra conjunta ($t[398] = -0.385, P = 0.700$, asumiendo igualdad de varianzas por la prueba de Levene: $F[1, 398] = 0.264, P = 0.608$), y entre las dos submuestras separadas de forma aleatoria ($t[398] = 1.23, P = 0.219$, asumiendo igualdad de varianzas por la prueba de Levene: $F[1, 398] = 1.551, P = 0.214$). El semestre cursado de licenciatura varió de primero a décimo con una mediana de cuarto semestre y un rango semiintercuartílico de dos. Por la prueba U de Mann-Whitney, la tendencia central de semestre cursado fue estadísticamente equivalente entre ambos sexos en la muestra conjunta ($ZU = -0.524, P = 0.603$), y entre las dos submuestras separadas de forma aleatoria ($ZU = -0.601, P = 0.548$).

Instrumento

Cuestionario de fantasías y situaciones sexuales (CFSS)

Fue desarrollado a raíz de un estudio cualitativo por Moral (2010a). Se compone de dos escalas. Una escala está integrada por 18 ítems para evaluar la frecuencia con la que se tienen ciertos contenidos de fantasías sexuales y la segunda escala está compuesta por 10 ítems para evaluar la frecuencia con la que se tienen fantasías en situaciones específicas. El formato de respuesta de los ítems de ambas escalas es de 5 categorías ordinales: 1 = “nunca”, 2 = “muy rara vez”, 3 = “a veces”, 4 = “con frecuencia” y 5 = “con mucha frecuencia”.

Como contenidos se abarcan: fantasías románticas o de sexo convencional con el novio o con la novia (1. “Hacer el amor con mi novio/a en un lugar romántico”, 2. “Tener mi primera experiencia sexual”); sexo no convencional en actividad o lugar (4. “Ser masturbado/a, tener sexo oral o anal”, 5. “Tener relaciones sexuales en un avión, manejando o en situaciones de riesgo”); parejas concurrentes y orgías (8. “Ser infiel a mi pareja”,

9. “Participar en una orgía heterosexual”, 10. “Hacer un intercambio de parejas”, 14. “Tener relaciones sexuales con el novio/a de mi amigo/a”); confamosos (11. “Hacerlo con un famoso/a”); sometimiento (17. “Qué me aten, me golpeen, me sometan o abusen de mí”), casados/as, personas de distinta edad y parientes (12. “Ser el amante o hacerlo con una persona casada”, 13. “Hacerlo con una persona madura”, 15. “Hacerlo con un primo o alguien de la familia”, 16. “Tener relaciones con alguien mucho más joven que yo”); exhibicionismo/voyerismo (3. “Hacerlo en un sitio donde haya peligro de que nos sorprendan o estén observando”, 18. “Observar a otros teniendo relaciones sexuales”); y homosexuales o bisexuales (6. “Tener relaciones bisexuales”, 7. “Tener relaciones homosexuales”).

Como situaciones se abarcan: a solas o en situaciones de aburrimiento (1. “Cuando estudio o estoy aburrido”, 2. “Antes de dormir o al despertar”, 3. “Viendo la televisión”, 9. “Cuando estoy en la ducha o el baño”); interacción social (8. “Cuando estoy en el chisme o se platica de cosas sexuales”); frustración o tensión sexual (6. “Cuando deseo a alguien que no me atrevo a conquistarlo/a o no me es accesible”, 7. “Cuando deseo a alguien que me rechaza”, 4. “Cuando llevo muchos días sin masturbarme o tener actividad sexual”); e inducidas por la pareja (5. “Después o antes de salir con mi pareja”, 10. “Después de tener actividad sexual con mi pareja”).

Procedimiento

Para la implementación de esta investigación se pidió el permiso del director de la facultad, quien prestó el apoyo para la realización del estudio. Se solicitó el consentimiento expreso informado de los participantes, se garantizó el anonimato de las respuestas, no se solicitó ningún dato de identificación personal y se indicó claramente quien era el responsable del estudio a quien se podía acudir para asesoría psicológica por cualquier cuestión suscitada por el cuestionario. De este modo se respetaron las normas éticas de investigación de la American Psychological Association (2002).

Análisis de datos

En la muestra total, se estudió la capacidad de discriminación y la consistencia interna de los

ítems. La discriminación se determinó por la diferencia significativa de tendencia central en el ítem, entre el grupo de puntuaciones altas y bajas en cada escala. Los grupos se definieron por el primer cuartil y el tercero en cada escala. La diferencia de tendencia central se contrastó por la prueba U de Mann-Whitney. La consistencia interna se estimó por medio de la correlación del ítem con el resto de la escala y por medio del efecto de la eliminación del ítem sobre la consistencia interna de la escala. La correlación se calculó por el coeficiente de correlación poliserial ($CPS_{[i,t-i]}$) y la consistencia interna por el coeficiente alfa ordinal.

Se ha señalado que el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r) subestima la asociación lineal entre dos variables ordinales, y se recomienda el uso de la correlación policórica (CPC) (Basto y Pereira, 2012); asimismo, se ha señalado que el coeficiente α de Cronbach subestima la consistencia interna entre variables ordinales, y en su lugar se recomienda el empleo del coeficiente alfa ordinal (α ordinal), que se basa en las correlaciones policóricas (Elosua y Zumbo, 2008). Siguiendo estas recomendaciones, la consistencia interna de los factores y las escalas se calculó por el coeficiente alfa ordinal. Aparte se calculó la consistencia interna de los factores desde los pesos de medida proporcionados por el análisis factorial confirmatorio, usando el promedio de la varianza extraída (PVE) y el coeficiente ρ de Jöreskog de confiabilidad compuesta. Un porcentaje PVE $\geq 50\%$ se consideró bueno. Los coeficientes α ordinal y ρ de Jöreskog se interpretan a semejanza del coeficiente α de Cronbach: valores < 0.50 evidencian una consistencia interna inaceptable, de 0.50 a 0.59 pobre, de 0.60 a 0.69 cuestionable, de 0.70 a 0.79 aceptable, de 0.80 a 0.89 buena y ≥ 0.90 excelente (Fornell y Larcker, 1981; Zumbo y col., 2007).

La estructura factorial de cada escala se determinó tanto por análisis factorial exploratorio como confirmatorio. Las correlaciones entre los ítems se calcularon por el coeficiente de correlación policórica (CPC), estimado por el método de dos pasos para máxima verosimilitud. Las

correlaciones entre los factores se estimaron por el coeficiente de correlación producto momento de Pearson (r). Los valores de PCC y $r < 0.30$ se consideraron correlaciones bajas, de 0.30 a 0.49 moderadas, de 0.50 a 0.69 altas, de 0.70 a 0.89 muy altas y ≥ 0.90 unitarias. El número de factores se determinó por la convergencia de los criterios de Horn (percentil 95 como criterio de intersección, datos generados por permutaciones bajo un modelo de componentes principales, con 500 muestras simuladas), coordenadas óptimas y Velicer (correlación parcial al cuadrado) desde la matriz de correlaciones policóricas. Los factores se extrajeron por el método de mínimos cuadrados no ponderados. La matriz factorial se rotó por el método Promax. Se usó un valor 4 para el parámetro kappa.

En el análisis factorial confirmatorio, la función de discrepancia se estimó por mínimos cuadrados no ponderados. El tamaño del efecto del factor sobre el ítem se consideró mediano con un coeficiente (λ) entre 0.30 y 0.49, grande entre 0.50 y 0.69 y muy grande ≥ 0.70 . Se desestimaron soluciones con tamaños de efecto pequeños ($\lambda < 0.30$).

Se contemplaron seis índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio: cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (GFI) y su modalidad corregida (AGFI) de Jöreskog y Sörbom, índice normado de ajuste (NFI) de Bentler y Bonett, índice relativo de ajuste por el coeficiente rho de Bollen (RFI) y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) de Jöreskog y Sörbom. Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: $\chi^2/gl \leq 2$, GFI, NFI y RFI ≥ 0.95 , AGFI ≥ 0.90 y SRMR ≤ 0.05 ; y como valores adecuados: $\chi^2/gl \leq 3$, GFI, NFI y RFI ≥ 0.90 y AGFI ≥ 0.80 y SRMR < 0.10 (Kline, 2010). Se estudiaron las propiedades de invarianza factorial entre ambos sexos por contraste multi-grupo, especificándose modelos anidados en restricciones acumulativas: sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida, en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos de medida. Los cálculos se realizaron con el menú R versión 2 para SPSS21 y AMOS16.

RESULTADOS

Discriminación, consistencia interna y descripción de la distribución de los ítems

Los 18 ítems de contenidos y los 10 ítems de situaciones fueron discriminativos con una $P < 0.001$. Los ítems 1 y 2 fueron los menos discriminativos entre los dos grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala de contenidos ($ZU = -4.560$ y -3.850 , respectivamente). Salvo los ítems 1 y 2 de contenidos ($CPS_{[i,t-i]} = 0.186$ para el ítem 1 y 0.196 para el ítem 2, y α ordinal eliminado el ítem > 0.911 en ambos), todos los demás ítems tuvieron una correlación con el resto de la escala mayor que 0.5 y su eliminación generaba un descenso en la consistencia interna de la escala (α ordinal = 0.911 para los 18 ítems de contenido y 0.912 para los 10 ítems de situaciones).

Los 18 ítems de contenido cubrieron el rango completo de valores, de 1 a 5. La mediana correspondió a 1 (“nunca”), en 12 de los 18 contenidos (ítems 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 14, 15, 16, 17 y 18); correspondió a 2 (“muy rara vez”) en 4 contenidos (ítems 3, 4, 11 y 13) y correspondió a 3 (“a veces”) en 2 contenidos (ítems 1 y 2). La mayoría de los ítems mostraron asimetría positiva en sus distribuciones o sesgo hacia valores de baja frecuencia, coincidiendo la mediana con el primer cuartil. Los 10 ítems de situaciones también cubrieron el rango completo de valores, de 1 a 5. La mediana correspondió a 1 (“nunca”), en 1 de las 10 situaciones (ítem 7) y correspondió a 2 (“muy rara vez”), en las 9 situaciones restantes. Las distribuciones de la mayoría de los ítems fueron simétricas, quedando la mediana en un valor intermedio entre el primer cuartil y tercero.

Estructura factorial de la escala de contenidos

Del análisis de los 18 ítems, se observó que los ítems 1 y 2 mostraron problemas de consistencia interna y fueron de los menos discriminativos. Debe señalarse que el número de factores para los 18 ítems fue 3 por la convergencia del criterio de Horn, coordenadas óptimas y de Velicer. El tercer factor quedó integrado por sólo dos indicadores, los ítems 1 y 2 sobre fantasías románticas o intimidad con la pareja y tuvo consistencia interna cuestionable (α ordinal = 0.627). Ya que este factor quedó conformado por un número insuficiente

de indicadores, no alcanzó consistencia interna aceptable y sus dos indicadores mostraron claros problemas de consistencia interna con el conjunto de la escala, se eliminaron los ítems 1 y 2. Desde la matriz de correlaciones policóricas, el número de factores por el análisis paralelo de Horn, de coordenadas óptimas y el criterio de Velicer convergió en 2 para los 16 ítems de contenido. Tras la extracción de los dos factores, las comunalidades de los 16 ítems fueron mayores que 0.50 y se explicó el 60 % de la varianza total. Tras la rotación de la matriz factorial, el primer factor quedó configurado por 11 indicadores (ítems 3, 5, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15 y 16), tuvo consistencia interna excelente (α ordinal = 0.907) y hace referencia a fantasías heterosexuales de exploración (parejas concurrentes, múltiples, de distinta edad, familiares y exhibicionismo). El segundo factor quedó conformado por 5 indicadores (ítems 4, 6, 7, 17 y 18), tuvo consistencia interna buena (α ordinal = 0.894) y hace referencia a fantasías con contenidos homosexuales, sexo sin coito vaginal y pasividad (sometimiento y voyerismo). La correlación entre los dos factores fue alta ($r = 0.588$, $P < 0.001$). Los ítems 3 y 15 tuvieron cargas menores que 0.50 en el factor de fantasías heterosexuales ($\lambda = 0.429$ y 0.421 , respectivamente) y mayores que 0.30 en el factor de homosexualidad, sexo sin coito vaginal y pasividad ($\lambda = 0.388$ y 0.339 , respectivamente), mostrando ambigüedad en su configuración.

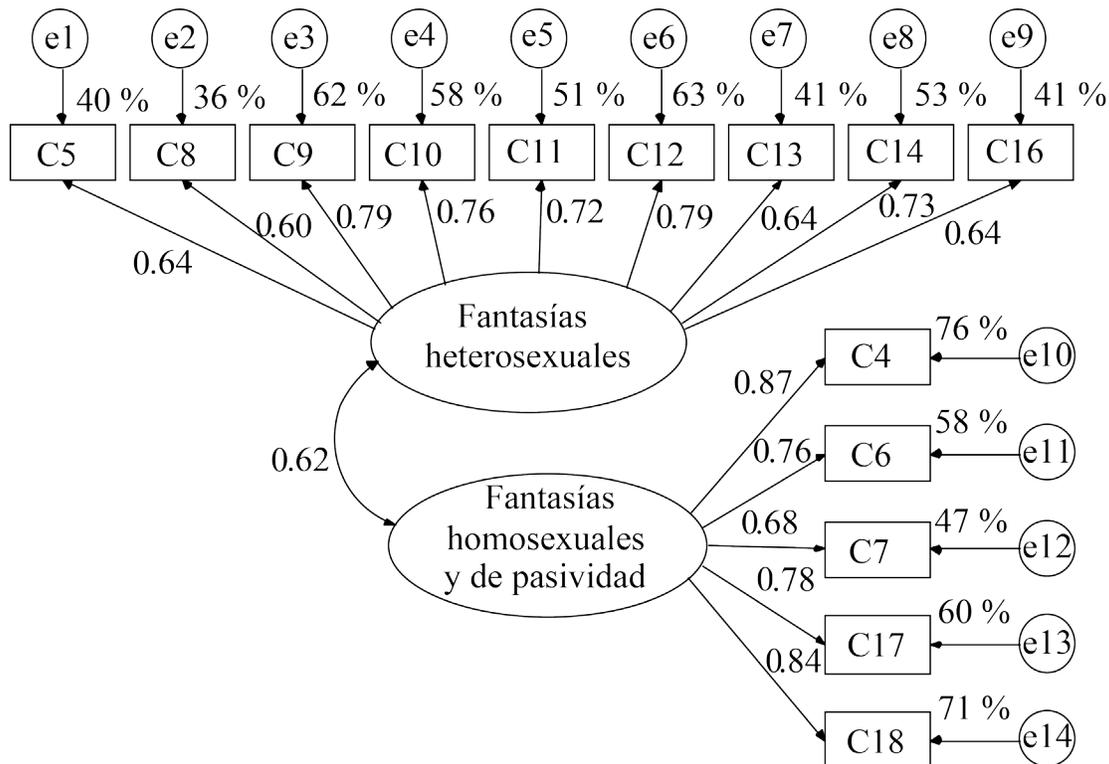
Se eliminaron los ítems 3 y 15 para obtener una configuración de factores más definida. Desde la matriz de correlaciones policóricas, el número de factores por el análisis paralelo de Horn, de coordenadas óptimas y el criterio de Velicer convergió en dos para los 14 ítems de contenido seleccionados. Tras la extracción de los dos factores, las comunalidades de los 14 ítems fueron mayores que 0.50 y se explicó el 62 % de la varianza total. Tras la rotación de la matriz factorial, las cargas de los 14 ítems fueron mayores que 0.50 en un factor y menores que 0.30 en el otro. El primer factor quedó configurado por 9 indicadores con cargas mayores que 0.57 (ítems 5, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 y 16), tuvo consistencia interna buena (α ordinal = 0.896) manteniendo la referencia a fantasías heterosexuales de

exploración relacionadas con parejas concurrentes, múltiples y de distinta edad. El segundo factor no se modificó, manteniendo los 5 indicadores (ítems 4, 6, 7, 17 y 18) con cargas mayores que 0.65 y buena consistencia interna (α ordinal = 0.895). La correlación entre los dos factores fue alta ($r = 0.523, P < 0.001$).

Se especificó y contrastó un modelo de dos factores correlacionados con 14 ítems (excluidos los ítems 1, 2, 3 y 15). Un factor de fantasías heterosexuales de exploración con 9 indicadores (ítems 5, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 y 16) y otro factor de fantasías homosexuales, sin coito vaginal y pasividad con 5 indicadores (ítems 4, 6, 7, 17 y 18). La matriz de correlaciones policóricas fue definida positiva. La solución fue admisible. Los pesos factores variaron de 0.598 a 0.872 con una media de 0.731 y los

porcentajes de varianza explicada de los ítems variaron de 36 % a 76 %, con una media de 54 %, así los tamaños de efecto fueron grandes o muy grandes. El promedio de la varianza extraída del primer factor fue 49 % y el del segundo factor fue 62 %. La consistencia interna compuesta del primer factor fue buena (ρ de Jöreskog = 0.897), al igual que la del segundo (ρ de Jöreskog = 0.892). La correlación entre ambos factores fue significativa, alta y positiva ($r = 0.615, P < 0.001$) (Figura 1). En cuanto a los índices de ajuste, cinco de los seis fueron buenos ($\chi^2/g.l = 1.874, GFI = 0.972, AGFI = 0.962, NFI = 0.962$ y $RFI = 0.954$) y uno fue adecuado ($SRMR = 0.082$) (Tabla 1). Si se asumiera normalidad multivariada, todos los parámetros serían significativos, calculando el error estándar de cada parámetro por el método de percentiles corregidos de sesgo con la extracción de 2 000 muestras por

■ **Figura 1. Modelo de dos factores especificado con 14 ítems de contenidos.**
Figure 1. Two-factor model specified with 14 items of contents.



Ítems: (F1 = Fantasías heterosexuales): C5 = “tener relaciones sexuales en un avión, manejando o en situaciones de riesgo”, C8 = “ser infiel a mi pareja”, C9 = “participar en una orgía heterosexual”, C10 = “hacer un intercambio de parejas”, C11 = “hacerlo con un famoso/a”, C12 = “ser el amante o hacerlo con una persona casada”, C13 = “hacerlo con una persona madura”, C14 = “tener relaciones sexuales con el novio/a de mi amigo/a”, C16 = “tener relaciones con alguien mucho más joven que yo”. (F2 = Fantasías homosexuales y de pasividad): C4 = “ser masturbado/a, tener sexo oral o anal”, C6 = “tener relaciones bisexuales”, C7 = “tener relaciones homosexuales”, C17 = “qué me aten, me golpeen, me sometan o abusen de mí”, y C18 = “observar a otros teniendo relaciones sexuales”.

remuestreo paramétrico a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

Al contrastar la invarianza factorial entre ambos sexos, todos los pesos de medida fueron > 0.50 en las dos muestras en los cuatro modelos anidados y las ocho soluciones fueron admisibles. En el modelo sin constricciones, la correlación entre los dos factores fue muy alta en mujeres ($r = 0.834$) y moderada en hombres ($r = 0.393$). La bondad de ajuste en el modelo sin constricciones fue buena por dos índices adecuada por dos índices (NFI = 0.938 y RFI = 0.926) y mala por dos índices restantes ($\chi^2/\text{gl} = 3.077$ y SRMR = 0.102). En los otros tres modelos anidados, el ajuste fue empeorando ligeramente según se añadieron constricciones (Tabla 1).

En el análisis unigrupo, el ajuste a los datos de este modelo bifactorial con 14 ítems fue mejor que el del modelo bifactorial con 16 ítems; no obstante, sus propiedades de invarianza entre ambos sexos fueron pobres y semejantes al modelo de dos factores con 16 ítems (Tabla 1).

En el contraste unigrupo del modelo de dos factores con 16 ítems, la solución fue admisible. Los pesos factores variaron de 0.573 a 0.878 con una media de 0.718 y los porcentajes de varianza explicada de los ítems variaron de 33 % a 77 % con una

media de 52 %, así los tamaños de efecto fueron grandes o muy grandes, incluso en los ítems 3 y 15. La correlación entre ambos factores fue significativa, alta y positiva ($r = 0.666$, $P < 0.001$). El promedio de la varianza extraída del primer factor fue 48 % y el del segundo factor fue 63 %. La consistencia interna compuesta del primer factor fue excelente (ρ de Jöreskog = 0.903) y la del segundo fue buena (ρ de Jöreskog = 0.892).

Al explorar la estructura factorial en la muestra de 200 mujeres, el número de factores con los 18 ítems fue dos por los criterios de Horn, coordenadas óptimas y de Velicer (correlaciones parciales a la cuarta potencia). A pesar de que los ítems 1 y 2 mostraron claros problemas de consistencia interna ($\text{CPS}_{[i,t-i]} = 0.287$ y 0.242 , respectivamente), las comunalidades de los 18 ítems fueron altas tras la extracción, variando de 0.382 a 0.869 con un promedio de 0.603. Se explicó el 60 % de la varianza total. Tras la rotación, el primer factor quedó definido por 14 indicadores con cargas mayores que 0.60 (ítems del 3 al 12, 14, 15, 17 y 18) y tuvo una consistencia interna excelente (α ordinal = 0.938). El segundo quedó configurado por 4 indicadores con cargas mayores que 0.46 (ítems 1, 2, 13 y 16) y tuvo una consistencia interna aceptable (α ordinal = 0.727). La correlación entre ambos factores fue significativa, alta y positiva ($r = 0.533$, $P < 0.001$). El primer factor correspondió

■ **Tabla 1. Índices de ajuste para el modelo de dos factores especificado con 14 o 16 ítems de contenido (análisis unigrupo) e invarianza entre ambos sexos (análisis multigrupo).**

Table 1. Fit indices for the two-factor model specified with 14 or 16 items of contents (one-group analysis) and invariance across sex (multi-group analysis).

Índices de ajuste	14 ítems					16 ítems				
	Uni - grupo	Multi-grupo (Sexos)				Uni - grupo	Multi-grupo (Sexos)			
		SC	PM	VE	RM		SC	PM	VE	RM
χ^2	142.43	142.43	541.02	822.19	977.03	209.28	627.32	733.87	902.20	1060.26
gl	76	76	164	167	181	103	206	220	223	239
χ^2/gl	1.874	1.874	3.299	4.923	5.398	2.032	3.045	3.336	4.046	4.436
GFI	0.972	0.972	0.948	0.921	0.906	0.968	0.952	0.944	0.931	0.919
AGFI	0.962	0.962	0.933	0.900	0.891	0.957	0.937	0.931	0.916	0.908
NFI	0.962	0.962	0.929	0.892	0.871	0.957	0.937	0.926	0.909	0.893
RFI	0.954	0.954	0.921	0.882	0.871	0.950	0.926	0.919	0.902	0.892
SRMR	0.082	0.082	0.108	0.124	0.131	0.088	0.107	0.113	0.119	0.126

a fantasías no románticas, entre las que se incluyen las de contenido lésbico. El segundo factor correspondió a fantasías románticas, entre las que incluyen con hombres maduros y amigos de novias. Si se extrajeran 3 factores, el tercer factor sería el de fantasías románticas con dos indicadores (ítems 1 y 2) y consistencia interna aceptable (α ordinal = 0.702). Al eliminar los ítems 1 y 2, el número de factores fue 1 por los criterios de Horn, coordenadas óptimas y de Velicer. Se explicó el 53 % de la varianza total y la consistencia interna de los 16 ítems fue excelente (α ordinal = 0.901). El ajuste del modelo de un factor con 16 indicadores fue bueno por dos indicadores (GFI = 0.956 y AGFI = 0.942), adecuado por dos (NFI = 0.944 y CFI = 0.936) y malo por dos (X^2/gl = 3.333 y SRMR = 0.114). El modelo de dos factores con los 18 indicadores tuvo un ajuste aceptable por 4 indicadores (GFI = 0.931, AGFI = 0.913, NFI = 0.913 y CFI = 0.901) y malo por dos (X^2/gl = 4.292 y SRMR = 0.130), por lo que parece mejor modelo el de un factor. La correlación entre los dos factores fue alta y positiva ($r = 0.612$), lo que indica que sí son diferenciables.

Al explorar la estructura factorial en la muestra de hombres, el número de factores con los 18 ítems fue tres por los criterios de Horn y coordenadas óptimas y dos por el criterio de Velicer. A pesar de que los ítems 1 y 2 mostraron claros problemas de consistencia interna ($\text{CPS}_{[i,t-i]} = 0.199$ y 0.159 , respectivamente), las comunalidades de los 18 ítems fueron altas tras la extracción, variando de 0.419 a 0.938 con un promedio de 0.601. Se explicó el 60 % de la varianza total. Tras la rotación, el primer factor quedó definido por nueve indicadores con cargas mayores que 0.46 (ítems 5, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 y 16), tuvo una consistencia interna buena (α ordinal = 0.888) y correspondió a fantasías heterosexuales no románticas. El segundo quedó configurado por siete indicadores con cargas mayores que 0.38 (ítems 3, 4, 6, 7, 15, 17 y 18), tuvo una consistencia interna buena (α ordinal = 0.855) y correspondió a fantasías de sexo con otros hombres, sexo sin coito vaginal y pasividad (sometimiento y voyerismo), pero también incluye las fantasías con primas/os y exhibicionistas que en la muestra total saturaron más alto

en el factor de fantasías heterosexuales no románticas, aunque tuvieron cargas mayores que 0.30 en este factor. El tercer factor quedó configurado por dos indicadores con cargas mayores que 0.69 (ítems 1 y 2), tuvo una consistencia interna baja (α ordinal = 0.503) y correspondió a fantasías románticas. La correlación entre el primer factor y el segundo fue significativa, moderada y positiva ($r = 0.446$, $P < 0.001$). Las correlaciones del tercer factor con los otros dos factores fueron significativas, bajas y positivas ($\text{CPS}_{[i,t-i]} = 0.299$ con el primero y 0.244 con el segundo, $P < 0.001$ ambas). Al eliminar los ítems 1 y 2, el número de factores fue dos por los criterios de Horn, coordenadas óptimas y de Velicer. Tras la rotación, el primer factor quedó definido por nueve indicadores con cargas mayores que 0.57 (ítems 5, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 y 16), tuvo una consistencia interna buena (α ordinal = 0.888) y correspondió a fantasías heterosexuales no románticas. El segundo quedó configurado por siete indicadores con cargas mayores que 0.44 (ítems 3, 4, 6, 7, 15, 17 y 18), tuvo una consistencia interna buena (α ordinal = 0.855) y correspondió a fantasías de sexo con otros hombres, sexo sin coito vaginal, pasividad (sometimiento y voyerismo) y fantasías con primas/os y exhibicionismo. La correlación entre los dos factores fue significativa, moderada y positiva ($r = 0.448$, $P < 0.001$). Por mínimos cuadrados no ponderados, el ajuste del modelo de dos factores correlacionados (con nueve indicadores el factor de fantasías heterosexuales no románticas y con siete indicadores el factor de sexo con otros hombres, sexo sin coito vaginal y pasividad) fue adecuado por cuatro índices (GFI = 0.938, AGFI = 0.918, NFI = 0.911 y RFI = 0.900) y fue malo por dos índices (X^2/gl = 3.096 y SRMR = 0.109). La correlación entre los dos factores fue moderada y positiva ($r = 0.546$).

Estructura factorial de la escala de situaciones

Desde la matriz de correlaciones policóricas, el número de factores por el análisis paralelo de Horn, de coordenadas óptimas y el criterio de Velicer convergió en 1 para los 10 ítems de situaciones. Con un factor se explicó el 51.5 % de la varianza total. Los 10 ítems tuvieron comunalidades (tras la extracción) mayores o iguales que 0.35 y saturaciones mayores

o iguales que 0.59. La consistencia interna de los 10 ítems fue excelente (α ordinal = 0.914). Los ítems con más peso fueron los relacionados con situaciones de frustración con una pareja deseada y estímulos externos o sociales.

Se especificó un modelo de un factor con 10 indicadores. La matriz de correlaciones policóricas fue definida positiva. La solución fue admisible. Los pesos de medida variaron de 0.609 a 0.765 con un promedio de 0.713, lo que indica un tamaño de efecto grande o muy grande (Figura 2). El promedio de la varianza extraída del factor fue 51 %. La consistencia interna compuesta del primer factor fue excelente (ρ de Jöreskog = 0.912). Cinco de los seis índices de ajuste fueron buenos (X^2/gl = 1.508, GFI = 0.984, AGFI = 0.975, NFI = 0.978 y RFI = 0.972) y uno fue adecuado (SRMR = 0.069) (Tabla 2). Si se asumiera normalidad multivariada, todos los parámetros serían significativos, calculando el error estándar de cada parámetro por el método de percentiles corregidos de sesgo con la extracción de 2 000 muestras por remuestreo paramétrico a partir de la matriz de correlaciones policóricas.

Al contrastar la invarianza factorial entre ambos sexos, el modelo de un factor, con sus residuos independientes, tuvo todos sus pesos de medida > 0.50 en ambas muestras, en los cuatro modelos anidados, y las ocho soluciones fueron admisibles. Los índices de ajuste variaron de buenos (GFI = 0.976, AGFI = 0.962, NFI = 0.966 y RFI = 0.956) a adecuados (X^2/gl = 2.260 y SRMR = 0.082) en el modelo sin constricciones. La bondad de ajuste empeoró ligeramente en los modelos con constricciones anidadas. El modelo con constricciones adicionales en los residuos de medida tuvo el peor ajuste; y éste fue bueno por dos índices (AGFI y GFI), adecuado por tres índices (SRMR, NFI y RFI) y malo por un índice (X^2/gl) (Tabla 2).

DISCUSIÓN

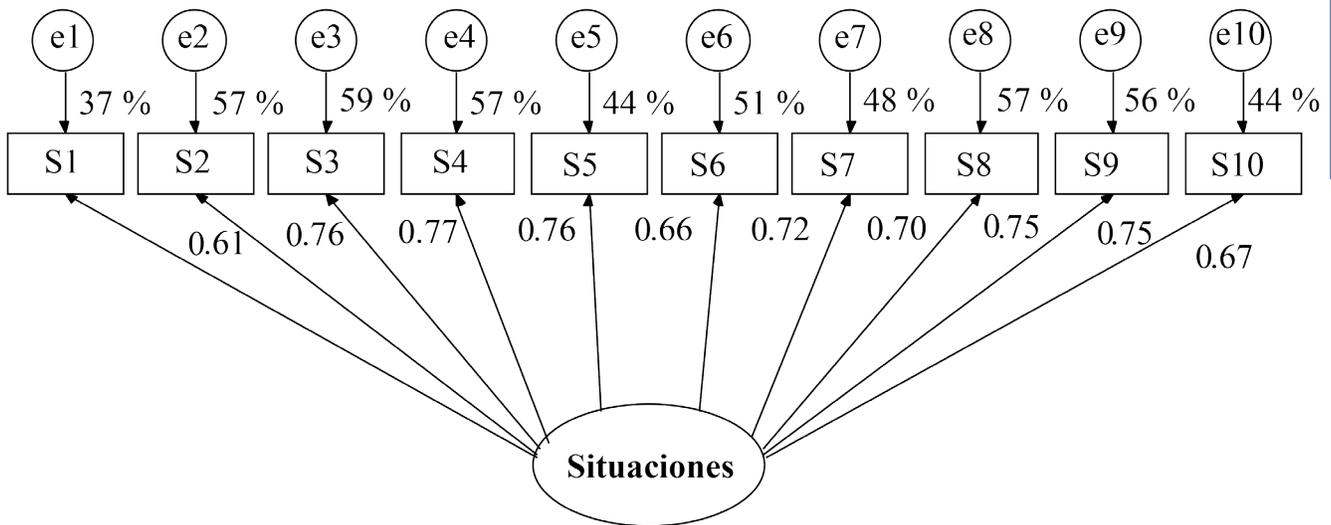
Se esperaba la configuración de un factor de fantasías románticas e intimidad con la pareja, debido a la frecuencia alta con que fueron reportados estos contenidos en la muestra de estudiantes de psicología del estudio de Moral (2010a), así como su frecuencia alta en investigaciones realizadas en otras poblaciones (Tuval-Mashiach y col., 2008;

Dawson y col., 2012). Con los 18 ítems iniciales en la muestra conjunta, se obtuvo este factor, pero quedó integrado por un número insuficiente de indicadores (ítem 1 “hacer el amor con mi novio/a en un lugar romántico” e ítem 2 “tener mi primera experiencia sexual”) con consistencia cuestionable, por lo que se desestimó. En la muestra de hombres, la configuración del factor fue la misma, pero la consistencia interna fue aún más baja. En la muestra de mujeres, el factor de fantasías románticas contó con cuatro indicadores y alcanzó una consistencia interna aceptable. En mujeres, las fantasías con hombres maduros y novios de amigas, parecen tener un matiz romántico que no aparece en hombres. Desde la perspectiva filogenética o evolutiva (Wilson, 2010; Schmitt y col., 2012), se podría interpretar que los contenidos de competencia sexual intragénero y selección de pareja, más frecuente en mujeres, parecen canalizarse a través de fantasías románticas, en las que se vive con amor pasional el hecho de ser la elección deseada de un hombre maduro, atractivo y con posición o poder o del novio de una amiga. Desde esta perspectiva evolutiva, las fantasías de sexo exploratorio no romántico (oportunistas), son más características de los hombres (Schmitt, 2014).

En relación con el factor de fantasías románticas, se esperaba que el ítem sobre infidelidad a la pareja tuviera una saturación negativa con una magnitud moderada o alta en este factor, ya que el enamoramiento y los valores románticos generan un deseo de fidelidad y una fantasía de amor eterno y exclusivo. No obstante, el ítem de infidelidad fue independiente del factor, al ser trivial la magnitud de su carga factorial negativa en la muestra conjunta ($\lambda = -.077$). También este ítem fue independiente del factor de fantasías románticas en la muestra de mujeres y de hombres. Por lo tanto, el romanticismo no está inversamente relacionado con la infidelidad, sino que ambos contenidos son independientes en las fantasías de estos jóvenes universitarios. Incluso, debe señalarse que en las fantasías románticas de estas mujeres jóvenes aparecen romances con novios de amigas y con hombres maduros, que podrían estar casados, en las que ellas prevalecen no como amantes, sino como elección de amor verdadero, ya que el contenido de “ser amante” aparece en el factor de fantasías no románticas.

■ **Figura 2. Modelo de un factor especificado con 10 ítems de situaciones.**

Figure 2. One-factor model specified with the 10 items of situations.



Ítems: S1 = “cuando estudio o estoy aburrido”, S2 = “antes de dormir o al despertar”, S3 = “viendo la televisión”, S4 = “cuando llevo muchos días sin masturbarme o tener actividad sexual”, S5= “después o antes de salir con mi pareja”, S6 = “cuando deseo a alguien que no me atrevo a conquistarlo/a o no me es accesible”, S7 = “cuando deseo a alguien que me rechaza”, S8= “cuando estoy en el chisme o se platica de cosas sexuales”, S9 = “cuando estoy en la ducha o el baño”, y S10 = “después de tener actividad sexual con mi pareja”.

■ **Tabla 2. Índices de ajuste para el modelo de un factor para los 10 ítems de situaciones (análisis unigrupo) e invarianza entre ambos sexos (análisis multigrupo).**

Table 2. Fit indices for the model of one-factor specified with the 10 items of situations (one-group analysis) and invariance across sex (multi-group analysis).

Índices de ajuste	Uni - grupo	Multi-grupo (Sexos)			
		SC	PM	VE	RM
χ^2	52.777	158.182	239.182	241.852	291.141
gl	35	70	79	80	90
p	0.027	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
χ^2/gl	1.508	2.260	3.028	3.023	3.235
GFI	0.984	0.976	0.964	0.963	0.956
AGFI	0.975	0.962	0.949	0.950	0.946
NFI	0.978	0.966	0.948	0.947	0.937
RFI	0.972	0.956	0.941	0.941	0.937
SRMR	0.069	0.082	0.098	0.099	0.090

Método: Mínimos cuadrados no ponderados. Modelos anidados en constricciones: SC = sin constricciones, PM = en los pesos de medida, VE = en las varianzas-covarianzas estructurales y RM = en los residuos de medida.

Aparte de un número insuficiente de indicadores en la muestra conjunta y de hombres, el factor de fantasías románticas tuvo una consistencia interna cuestionable en la muestra conjunta y baja en la muestra de hombres, y los 2 ítems que lo configuran tuvieron claros problemas de consistencia interna con el resto de la escala en las tres muestras. ¿Cuál puede ser la razón de este problema de consistencia interna en sus ítems? Como se esperaba, ambas fantasías fueron las más frecuentes en la muestra, incluso la distribución del ítem sobre tener mi primera experiencia sexual fue la única con asimetría negativa o sesgo hacia los valores de alta frecuencia, cuando la mayoría de los ítems tuvieron distribuciones con sesgo hacia los valores bajos; asimismo, ambos ítems fueron los menos discriminativos entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala. El tipo de sesgo y la menor discriminación reflejan que el patrón de respuesta a estos dos ítems fue distinto al de los demás ítems de la escala. ¿En qué sentido el patrón de respuesta fue distinto? La frecuencia de fantasías románticas suelen ser mayor en mujeres que en hombres (Tuval-Mashiach y col., 2008; Wilson, 2010; Moral, 2010a; Schmitt, 2014). En la presente muestra, los promedios de ambas fantasías fueron más altos en hombres que en mujeres, como en el resto de las fantasías, con diferencia estadísticamente significativa en tener mi primera experiencia sexual, pero no en hacer el amor con mi novio/a en un lugar romántico. Si se considera la tendencia general de mayor promedio en hombres que en mujeres y el contenido de los otros dos factores, la escala parece medir tendencia a fantasías sexuales excitadoras y explícitas. Entre las diferencias de género, en fantasías sexuales, cabe destacar que los hombres no sólo reportan mayor frecuencia de fantasías, sino contenidos sexuales más explícitos, menos referencias a emociones y vínculo (Buss, 2007; Tuval-Mashiach y col., 2008; Schmitt y col., 2012), mayor excitación y asociación de las fantasías con la masturbación (Birnbaum, 2007). Por lo tanto, las fantasías sexuales veladas o enmascaradas bajo pensamientos románticos, que son más comunes en mujeres, resultan contenidos poco consistentes con el listado de fantasías de la escala.

Con los 16 ítems restantes, se configuró un factor de fantasías heterosexuales (parejas concurrentes,

múltiples y de distinta edad), con nueve indicadores; y un factor fantasías homosexuales, sexo sin coito vaginal y pasividad (sometimiento y voyerismo), con cinco indicadores en la muestra conjunta. Estos dos factores son claramente discernibles al compartir poco más de un tercio de su varianza. Así, la escala parece separar un factor de posición sexual activa y heterosexual de un factor de posición pasiva y no heterosexual.

En un estudio de representaciones de la sexualidad, dentro de esta población, se diferenció un grupo con gran preocupación en las diferencias de género, siendo las representaciones más comunes la reducción del sexo al coito heterosexual o el sexo como una expresión de amor romántico, la primera más definida en hombres y la segunda más definida en mujeres (Moral y Ortega, 2009). Considerando el marco cultural homofóbico (Herek y McLemore, 2013), que se filtra en varias teorías psicológicas, como el psicoanálisis (Cole, 2005), el tema del deseo homosexual, parece constituir un eje que estructura la covarianza entre los contenidos de fantasías sexuales enlistados. Hay una heterosexualidad, deseada de parejas concurrentes, múltiples y amantes, frente a una desviación sin coito heterosexual, que implica homosexualidad, y formas pasivas de sometimiento y voyerismo. El primer factor probablemente implica deseos prohibidos, pero con cierta aceptación social, y el segundo, deseos censurables que se quieren ocultar ante el prejuicio social (Moss, 2002). Este modelo posee unas propiedades de ajuste buenas en la muestra conjunta; no obstante, sus propiedades de invarianza entre ambos sexos son algo pobres. Los modelos de medida de ambos factores son muy semejantes entre ambos sexos. La diferencia se marca en el modelo de varianzas-covarianzas estructurales. Los dos factores se distinguen claramente en hombres con menos de un sexto de la varianza compartida, pero la varianza compartida en mujeres es de más de dos tercios. Al explorar de forma independiente, la estructura factorial en mujeres, se define un factor de fantasías románticas heterosexuales versus fantasías no románticas, entre las que se incluyen las de contenido lésbico o un factor general de fantasías (eliminados los 2 ítems de fantasías románticas). En hombres se definen dos factores: el de fantasías heterosexuales y el de fantasías de sexo con otros hombres, sexo sin coito vaginal y

pasividad/expresividad (sometimiento, voyerismo/exhibicionismo y sexo con personas maduras). Esta mayor diferenciación de ambos factores en hombres, desde el referente heterosexualidad/actividad/dominancia versus homosexualidad/pasividad/sometimiento, es comprensible desde unos valores homofóbicos más centrados en la sexualidad masculina que en la femenina (Herek y McLemore, 2013), y desde la teorías del patrón natural de la homosexualidad que se manifiesta más en situaciones de desventaja competitiva (Muscarella, 2000; Moral, 2010b).

En ambos factores de contenidos, el coeficiente alfa ordinal y el coeficiente rho de Jöreskog, indicaron consistencia buena y el promedio de la varianza extraída fue próximo a la mitad en el primer factor y mayor a la mitad en el segundo; por lo tanto, se puede afirmar que la consistencia de los dos factores es buena, con indicadores variados y no redundantes. La variabilidad de contenidos precisamente da riqueza a la escala. No obstante, se podría argumentar que algunos contenidos importantes quedaron fuera, como los de coerción y hostigamiento sexual. En un primer momento se pensó en incluirlos, pero en el estudio cualitativo del que parte la escala nunca aparecieron tales contenidos, sólo sometimiento sexual.

La escala de Wilson, que fue desarrollada en Estados Unidos de América y ha sido validada en varios países, como España (Sierra y col., 2006), sí incluye el contenido de coerción sexual. Usualmente se habla de fantasías sadomasoquistas que implican ambos roles, de coerción/dominación y sometimiento. Se afirma que en el balance dominan las fantasías de coerción/dominación en los hombres y las de sometimiento en las mujeres, pero ambas están presentes en ambos sexos (Birnbaum, 2007). México no es un país exento de violencia. Los delitos sexuales y el abuso sexual infantil presentan una casuística alta y asociada con la impunidad (De-la-Torre y col., 2004). Precisamente, México posee la singularidad de tener los casos sistemáticos de feminicidio más altos del mundo, siendo Ciudad Juárez una localidad en la frontera norte internacionalmente conocida por tal situación (Pantaleo, 2010). Esta problemática no es ajena a la facultad de psicología de la UANL; por el contrario, es causa de discusión e investigación

(Pantaleo, 2010). Estas situaciones de violencia e impunidad podrían estar generando una represión de los contenidos de coerción sexual tanto en hombres como en mujeres. Por lo que se requeriría de un diseño experimental, con grupos independientes, que permitiese evaluar el de la exposición a películas con distinto nivel de violencia sexual e impunidad ante la ley sobre el reporte retrospectivo de fantasías y diarios de sueños fantasías sexuales en las semanas siguientes.

También los contenidos de exhibicionismo y relaciones con personas maduras fueron finalmente excluidos, para lograr una especificación más clara de la estructura bifactorial y con mayor invariante entre ambos sexos, ya que estos dos contenidos eran los más ambiguos en la muestra conjunta y aumentaban la correlación entre los factores. En hombres quedaban más relacionados con el factor de sexo con otros hombres, sexo sin coito vaginal y pasividad. En mujeres las fantasías de relaciones sexuales con hombres maduros formaba parte de un factor de fantasías románticas. En hombres, estos dos contenidos parecen tomar una connotación de expresividad y pasividad (Muscarella, 2000). En mujeres, el segundo contenido parece connotar éxito sexual al ser el verdadero amor de hombres con poder y posición. Estas interpretaciones son concordantes con una perspectiva filogenética (Buss, 2007), la cual es compatible y se complementa con la perspectiva socio-cultural de los contenidos de las fantasías sexuales (Brotto y col., 2012).

La escala de situaciones claramente resultó unidimensional, con una consistencia interna excelente, buen ajuste a los datos y propiedades de invarianza aceptables. No parece haber situaciones diferenciales en hombres y mujeres que permitan definir factores por su covarianza. Por el criterio de Kaiser, el número de factores para las 10 situaciones fueron dos. Los estudios metodológicos de simulación han mostrado que este criterio sobreestima el verdadero número de factores, con un porcentaje muy bajo de aciertos (Courtney, 2013). Si se extraen dos factores conforme al criterio de Kaiser, tras la rotación promax, se define un factor con cinco indicadores (ítems 3, 6, 7, 8 y 9) y un segundo factor con los 5 ítems restantes. No obstante, la correlación entre

ambos factores es muy alta en el análisis factorial confirmatorio ($r = 0.89$), lo que indica que no son propiamente discernibles. Los métodos más rigurosos para determinar el número de factores (Horn, coordenadas óptimas y Velicer), indican que la distinción de dos factores es forzada y puede corresponder a un error metodológico o de muestreo. En el modelo unidimensional los ítems 3, 6, 7, 8 y 9 corresponden a las cinco cargas más altas. Siguen en orden decreciente los otros 5 ítems. Al comparar las medias de ambos factores, la media fue significativamente más alta en el primer factor que en el segundo, siendo la consistencia interna equiparable entre ambos (0.84 por el coeficiente alfa ordinal). Consonante con la indicación de unidimensionalidad, el primer factor parece reflejar situaciones más frecuentes y el segundo situaciones menos frecuentes, sin remitir a una distinción cualitativa de familias de situaciones; es decir, la distinción de ambos factores sería un artefacto consecuencia de los promedios de respuesta sin corresponder a una comunalidad intrafactor sustantiva (Maul, 2013). Consecuentemente, la escala de situaciones debe considerarse unidimensional y configurada por 10 indicadores con consistencia interna excelente. Conforme con el resultado de Moral (2010a), las fantasías son sobre todo estimuladas por situaciones de frustración y tensión sexual, por lo que parecen cumplir funciones de realización de deseos.

Como limitación del estudio, debe señalarse el empleo de una muestra de estudiantes universitarios de la facultad de psicología de la UANL, por tanto, las conclusiones de este estudio deben circunscribirse a esta población. Se empleó un muestreo no probabilístico con una sobrerrepresentación de hombres. No obstante, el objetivo era lograr dos muestras grandes y equivalentes en participantes de cada sexo, para contrastar la invarianza factorial, de ahí el sobremuestreo de hombres. Como fortalezas se tienen que la variabilidad en edad y semestre y el método de selección de los participantes hacen que ambas muestras sean bastantes representativas de cada sexo, dentro de la población; el tamaño de muestra fue adecuado para los análisis realizados, lográndose un mínimo de 200 participantes por muestra, al menos 10 participantes por ítem y cinco participantes por parámetro a estimar; además, el modelo en la muestra conjunta se exploró y contrastó en muestras independientes.

CONCLUSIONES

La escala de contenidos posee una estructura de dos factores correlacionados, con consistencia interna buena y buen ajuste a los datos en la muestra conjunta. El primer factor es de fantasías heterosexuales de exploración y el segundo factor de fantasías homosexuales, sexo sin coito vaginal y pasividad. La varianza compartida por ambos factores es de un tercio, lo que los hace perfectamente discernibles. No obstante, las propiedades de invarianza del modelo entre ambos sexos son pobres. Este modelo de dos factores basado en la condición heterosexualidad/dominancia/actividad versus homosexualidad/sumisión/pasividad parece descansar en la psicología masculina. En mujeres, el modelo es unidimensional; y si se incluyen los ítems de fantasías románticas, se definen dos factores, un factor es de fantasías románticas, entre las que se incluyen romances con hombres maduros y novios de amigas (competencia sexual intragénero) y el otro factor es de fantasías no románticas, entre las que se incluyen las de contenido lésbico. La escala parece medir contenidos sexuales explícitos y excitantes, de ahí que los contenidos románticos tuvieron una consistencia interna baja, aún en mujeres. La escala de situaciones posee una consistencia interna excelente, es unidimensional y su modelo de un factor posee unas propiedades de invarianza entre ambos sexos aceptables. Las situaciones de frustración y tensión sexual son las que generan más fantasías. Rescatando los presentes resultados para su aplicación al campo de la sexología, cabe señalar que el romanticismo claramente se diferencia del sexo exploratorio y la búsqueda de sensaciones sexuales; de ahí los problemas de consistencia interna de los ítems de fantasías romántica y la configuración de este factor en una escala que parece medir fantasías de sexo exploratorio y excitante. A su vez, las fantasías románticas son independientes de las fantasías de infidelidad, ni las inhiben ni las incentivan. La evaluación del mundo de las fantasías románticas, muy importantes en esta población de estudiantes jóvenes, requeriría de una nueva escala, cuyo desarrollo se sugiere con la combinación de metodología cualitativa y cuantitativa. La investigación y evaluación con la escala de 16 contenidos y 10 situaciones se centraría en fantasías de sexo exploratorio y excitante.

AGRADECIMIENTOS

A las alumnas de licenciatura Cinthia de Blas y Liliana Coronado y a los alumnos Carlos Treviño y Eduardo Elizondo por su colaboración en el

reclutamiento de la muestra y la captura de datos; asimismo, al Dr. Armando Peña, director de la Facultad de Psicología de la UANL, por su apoyo a la presente investigación.

REFERENCIAS

- Ahrold, T. K. and Meston, C. M. (2010). Ethnic differences in sexual attitudes of U.S. college students: Gender, acculturation, and religiosity factors. *Archives of Sexual Behavior*. 39(1):190-202.
- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*. 57(11):1060-1073.
- Basto, M. y Pereira, J. M. (2012). An SPSS R-Menu for ordinal factor analysis, in *Journal of Statistical Software*. [En línea]. Disponible en: <http://www.jstatsoft.org/v46/i04/paper>. Fecha de consulta: 11 de septiembre de 2015.
- Birnbaum, G. E. (2007). Beyond the borders of reality: Attachment orientations and sexual fantasies. *Personal Relationships*. 14(2): 321-342.
- Brotto, L. A., Jane, S. T., Woo, J. S. T., and Gorzalka, B. B. (2012). Differences in sexual guilt and desire in East Asian and Euro-Canadian men. *Journal of Sex Research*. 49(6): 594-602.
- Buss, D. (2007). The evolution of human mating. *Acta Psychologica Sinica*. 39(3): 502-512.
- Cole, G. W. (2005). Uncoupling convention: Psychoanalytic approaches to same sex couples and families. *Psychoanalysis, Culture and Society*. 10(3): 335-337.
- 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):24-57.
- Dawson, S. J., Suschinsky, K. D., and Lalumière, M. L. (2012). Sexual fantasies and viewing times across the menstrual cycle: A diary study. *Archives of Sexual Behavior*. 41(1):173-183.
- De-Craene, V. and Loopmans, M. (2014). Students studying student sexuality: Methodological and ethical implications. *Global Studies of Childhood*. 4(4): 276-285.
- De-la-Torre, A., Ojeda, R. y Maya, C. J. (2004). *Construcción del género en sociedades con violencia: un enfoque multidisciplinario*. Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa. 380 Pp.
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*. 20(4): 896-901.
- Fornell, C. and Larcker, D. F. (1981). Valuating structural equations models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*. 18(1): 39-50.
- García, C. H., Carrascoza, C. A., and Díaz, H. L. (2013). Psychological theory and research in Mexico: Critical reflections. *International Journal of Psychology Research*. 8(2): 21-38.
- Giménez, C., Ballester, R., Gil, M. D., Cárdenas, G., and Durán, X. (2013). Culture as an influence on the perceived risk of HIV infection: A differential analysis comparing young people from Mexico and Spain. *Journal of Community Health*. 38(3): 434-442.
- Goldey, K. L., Avery, L. R., and van-Anders, S. M. (2014). Sexual fantasies and gender/sex: A multi-method approach with quantitative content analysis and hormonal responses. *Journal of Sex Research*. 51(8): 917-931.
- Herek, G. M. and McLemore, K. A. (2013). Sexual prejudice. *Annual Review of Psychology*. 64(1): 309-333.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (Third edition), New York, NY: The Guilford Press. 427 Pp.
- Laganà, L. and Maciel, M. (2010). Sexual desire among Mexican-American older women: A qualitative study. *Culture, Health and Sexuality: An International Journal for Research, Intervention and Care*. 12(6): 705-719.
- Maciel, M. and Laganà, L. (2014). Older women's sexual desire problems: Biopsychosocial factors impacting them and barriers to their clinical assessment, in *BioMed Research International*. [En línea]. Disponible en: <http://www.hindawi.com/journals/bmri/2014/107217>. Fecha de consulta: 3 de mayo de 2015.
- Maul, A. (2013). Method effects and the meaning of measurement, in *Frontier in Psychology*. [En línea]. Disponible en: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3625724>. Fecha de consulta: 29 de abril de 2015.
- Moss, D. (2002). Internalized homophobia in men: wanting in the first person singular, hating in the first person plural. *Psychoanalytic Quarterly*. 71(1): 21-50.
- Moral, J. (2010a). Fantasías sexuales en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista Interamericana de Psicología*. 44(2): 246-255.
- Moral, J. (2010b). Una propuesta explicativa integradora de la conducta homosexual, en *Revista Electrónica de Motivación y Emoción*. [En línea]. Disponible en: <http://reme.uji.es/articulos/numero34/article9/texto.html>. Fecha de consulta: 2 de mayo de 2010.
- Moral, J. y Ortega, M. E. (2009). Representación social de la sexualidad y actitudes en estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología Social*. 24(1): 65-79.
- Muscarella, F. (2000). The evolution of homoerotic behavior in humans. *Journal of Homosexuality*. 40(1): 51-77.
- Pantaleo, K. (2010). Gendered violence: An analysis of the maquiladora murders. *International Criminal Justice Review*. 20(4): 349-365.
- Petersen, J. L. and Hyde, J. S. (2010). A meta-analytic review of research on gender differences in sexuality, 1993-2007. *Psychological Bulletin*. 136(1): 21-38.
- Schmitt, D. P., Jonason, P. K., Byerley, G. J., Flores, S. D., Brittany E., Illbeck, B. E., and Quadrat, A. (2012). A reexamination of sex differences in sexuality: New studies reveal old truths. *Current Directions in Psychological Science*. 21(2): 135-139.
- Schmitt, D. P. (2014). Why are psychological sex differences often larger in gender egalitarian cultures? An evolutionary psychology approach. *Personality and Individual Differences*. 60: S77.
- Sierra, J. C., Ortega, V., and Zubeidat, I. (2006). Confirmatory factor analysis of a Spanish version of the Sex Fantasy Questionnaire: Assessing gender differences. *Journal of Sex and Marital Therapy*. 32(2): 137-159.
- Sylva, D., Safron, A., Rosenthal, A. M., Reber, P. J., Parrish, T. B., and Bailey, J. M. (2013). Neural correlates of sexual arousal in heterosexual and homosexual women and men. *Hormones and Behavior*. 64(4): 673-684.
- Tuval-Mashiach, R., Walsh, S., Harel, S., and Shulman, S. (2008). Romantic fantasies, cross-gender friendships, and romantic experiences in adolescence. *Journal of Adolescent Research*. 23(4): 471-487.
- Williams, K. M., Cooper, B. S., Howell, T. M., Yuille, J. C., and Paulhus, D. L. (2009). Inferring sexually deviant behavior from corresponding fantasies. *Criminal Justice and Behavior*. 36(2): 198-222.
- Wilson, G. D. (2010). Measurement of sex fantasy. *Sexual and Relationship Therapy*. 25(1): 57-67.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., and Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*. 6(1): 21-29.