

UN ESTUDIO PSICOMÉTRICO DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA REDUCIDA DEL HURLBERT INDEX OF SEXUAL FANTASY

F. Perla, J.C. Sierra, P. Vallejo-Medina y R. Gutiérrez-Quintanilla

José Felipe Perla es Profesor Titular de Psicología en la Universidad de Oriente de El Salvador. Juan Carlos Sierra es Profesor Titular de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos en la Universidad de Granada. Pablo Vallejo-Medina es investigador de la Universidad de Granada. José Ricardo Gutiérrez-Quintanilla es Investigador en la Universidad Tecnológica de El Salvador

Las fantasías sexuales constituyen pensamientos o imágenes sexuales que afectan a las emociones o estado fisiológico de las personas. La mayoría de hombres y mujeres informa haber experimentado fantasías sexuales en algún momento de su vida (Diéguez, López y

Sueiro, 2001; Leintenberg y Henning, 1995; Reverter, Martí-Bonany y Farré, 2004). En la mayoría de las ocasiones desempeñan una función enriquecedora de la sexualidad humana. Así, su presencia se ha asociado a aspectos positivos de la sexualidad, como un mayor deseo sexual (Zubeidat, Ortega y Sierra, 2004), mayores niveles de excitación (Smith y Over, 1990), satisfacción sexual (Covarrubias, 1997) o actitudes sexuales positivas (Sierra, Ortega y Zubeidat, 2006). Esta vertiente positiva de las fantasías sexuales se realiza con el hecho de que su empleo constituye una herramienta útil en terapia sexual con la finalidad de reducir los elevados niveles de ansiedad que presentan muchos pacientes con disfunciones sexuales y, de este modo, incrementar su deseo y excitación sexual (Sierra y Buéla-Casal, 2001; Zamboni y Crawford, 2002).

En el ser humano, las conductas sexuales están influenciadas por las actitudes hacia la sexualidad en general y hacia determinados comportamientos sexuales en particular. Así, por ejemplo, está demostrado que la erotofobia se asocia a la frecuencia de actividades sexuales (Hurlbert, Apt y Rabehl, 1993; Sierra, Ortega y Gutiérrez-Quintanilla,

2008) o que las actitudes hacia la masturbación influyen en su práctica (Abramson y Mosher, 1975; Lo Presto, Sherman y Sherman, 1985; Wang, Huang y Lin, 2007). La experiencia de fantasías sexuales no es ajena a este hecho, y así consideramos que la presencia y/o frecuencia de este tipo de imágenes y pensamientos mentales estarán determinadas en parte por la actitud que el individuo tenga hacia las mismas.

La mayoría de los instrumentos elaborados para evaluar fantasías sexuales se centran en la presencia, frecuencia o tipo de fantasías experimentadas por los individuos. Sin embargo, el *Hurlbert Index of Sexual Fantasy* (HISF) de Hurlbert y Apt (1993) introduce un matiz diferente al describir pensamientos y emociones asociados a las fantasías sexuales, por lo que podría ser considerado como una herramienta adecuada para evaluar la actitud hacia las mismas, tal como plantean Desvarieux, Salamanca, Ortega y Sierra (2005). Los datos psicométricos de esta escala son escasos. En el estudio original, llevado a cabo con una muestra muy reducida, sus autores indican una fiabilidad de consistencia interna de 0,82 y una fiabilidad test-retest de 0,86 (con un intervalo de siete días) (Hurlbert y Apt, 1993). Posteriormente, Covarrubias (1997) informa de una correlación de sus puntuaciones con la satisfacción sexual. Por su parte, Desvarieux et al. (2005) llevaron a cabo una validación española que dio lugar a una versión reducida de 10 ítems que describen una disposición positiva hacia las fantasías sexuales, la cual presentó un coeficiente de consistencia interna de 0,85, así como correlaciones significativas con diferentes tipos de fantasías sexuales (entre 0,33 y 0,49), y con el deseo sexual diádico ($r = 0,53$) y solitario ($r = 0,54$).

El presente estudio instrumental (Montero y León, 2007) pretende ampliar el análisis de las propiedades psicométricas de esta versión reducida en español del HISF, tratando de consolidar, en otras muestras distintas en rango de edad y contextos culturales, los primeros datos obtenidos por Desvarieux et al. (2005). Teniendo en cuenta que el trabajo de Desvarieux et al. empleó una muestra de estudiantes de Postgrado, el presente estudio recabará información acerca de las bondades psicométricas de la escala en una muestra de adultos extraídos de la población general española y en una muestra de adolescentes salvadoreños. Siguiendo las recomendaciones de Carretero-Dios y Pérez (2007) para este tipo de estudios, se llevará a cabo un análisis de ítems, se examinará la estructura factorial y su fiabilidad y, con el fin de aportar evidencias acerca de la validez de las medidas del HISF, éstas se correlacionarán con ensoñaciones sexuales y erotofilia; en este sentido, esperamos que las puntuaciones del HISF presentarán una correlación positiva estadísticamente significativa con estos dos últimos constructos. Además, teniendo en cuenta que las mujeres suelen presentar actitudes más negativas hacia la sexualidad que los hombres (Carpintero y Fuertes, 1994; Geer y Robertson, 2005; Lameiras y Failde, 1998; Sierra et

al., 2008), esperamos que estos últimos presentarán puntuaciones más elevadas en el HISF.

Método

Participantes

Se emplearon dos muestras independientes con diferentes edades y de contextos culturales distintos. La primera muestra estaba formada por 205 adultos españoles de 18 a 55 años de edad ($M= 32,83$; $DT= 10,43$), de los que el 51% eran hombres y el 49% mujeres. Su selección se hizo de forma incidental entre la población general. Todos ellos mantenían relaciones heterosexuales en el momento de la evaluación. En cuanto a su nivel cultural, el 28,7% tenía estudios primarios, el 41,7% secundarios y el 29,6% universitarios. La segunda muestra la componían 200 adolescentes salvadoreños con edades comprendidas entre 14 y 18 años ($M= 16,39$; $DT= 0,75$) que habían mantenido o mantenían relaciones heterosexuales, de los que el 77,7% eran varones y el 22,3% mujeres. Todos ellos fueron seleccionados mediante procedimiento no aleatorio en dos instituciones de Educación Media de la ciudad de San Miguel (El Salvador).

Instrumentos

Versión española reducida del *Hurlbert Index of Sexual Fantasy* (HISF) (Hurlbert y Apt, 1993). Esta versión validada por Desvarieux et al. (2005) está formada por 10 ítems contestados en escala tipo Likert de cinco puntos desde 0 (*nunca*) hasta 4 (*siempre*). Todos ellos reflejan una disposición favorable hacia las fantasías sexuales, por lo que puede considerarse una medida de actitud hacia las mismas, indicando, por tanto, las puntuaciones elevadas una actitud más positiva. Sus propiedades psicométricas fueron descritas en párrafos anteriores.

Versión española del *Sexual Daydreaming Scale* (SDS) (Giambra y Singer, 1998). La versión española de Viedma, Gutiérrez, Ortega y Sierra (2005) está formada por 11 ítems respondidos en una escala tipo Likert de 5 puntos desde 1 (*totalmente falso en mí*) hasta 5 (*muy cierto en mí*) que se agrupan en tres subescalas: *Tendencia a ensoñaciones heterosexuales* ($\alpha = 0,82$), *Intensidad de las ensoñaciones* ($\alpha = 0,74$) y *Ensoñaciones eróticas personalizadas* ($\alpha = 0,71$). Las tres subescalas correlacionaron de forma significativa con la frecuencia de distintos tipos de fantasías sexuales y con el deseo sexual (Viedma et al., 2005).

Versión salvadoreña de la Encuesta de Opinión Sexual de Fisher, Byrne, White y Kelley (1988). Esta versión de Sierra et al. (2008) agrupa a 16 ítems contestados en escala tipo Likert de siete puntos desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*); puntuaciones elevadas indican mayor grado de erotofilia. Su fiabilidad de consistencia interna estimada mediante alfa de Cronbach es de 0,84; por lo que res-

pecta a su validez, la erotofilia se asoció con ser varón, tener pareja, orientación bisexual, residir en poblaciones grandes, escasa práctica religiosa e ideología de izquierda (Sierra et al., 2008).

Procedimiento

La recogida de datos en cada una de las muestras fue llevada a cabo por un solo evaluador que dio las mismas instrucciones a todos los sujetos, asegurándoles que sus respuestas serían tratadas de forma completamente anónima y confidencial. La participación en la evaluación fue totalmente voluntaria.

Resultados

Análisis estadísticos

En primer lugar, se llevó a cabo para cada una de las muestras un análisis de ítems y el cálculo de la fiabilidad de la escala mediante el alfa de Cronbach. A continuación, se procedió a comprobar la adecuación de la matriz de varianzas-covarianzas para la realización del análisis factorial exploratorio, empleando el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. A continuación se realizó un análisis factorial de componentes principales con rotación Varimax, obteniendo una dimensionalidad para ambas muestras. Esta dimensionalidad se asentó empleando un análisis de extracción de factores en paralelo, utilizando para ello el programa *Ranengein*. Este procedimiento ha demostrado ser más preciso a la hora de extraer el número de factores que los criterios de extracción habituales (Velicer, Eaton y Fava, 2000). Dicho procedimiento consiste en la creación de autovalores generados aleatoriamente, a partir del número de ítems del cuestionario y del tamaño muestral. Los autovalores arrojados de forma aleatoria son comparados con los de la factorización real, de forma que son desestimados aquellos factores que posean un autovalor aleatorio mayor que su homólogo de la factorización real. Para el cálculo de las diferencias por sexo se utilizó una prueba *t* y mediante correlación de Pearson se analizó la asociación de las puntuaciones del HISF con las ensoñaciones sexuales y la erotofilia.

Análisis de ítems

La media de respuesta a los ítems osciló entre 2,48 (ítem 4) y 3,05 (ítem 1) en la muestra española, frente a 1,51 (ítem 4) y 2,49 (ítem 5) de la salvadoreña; es decir, mientras en los adultos españoles en todos los casos se sitúa por encima del punto medio teórico de la escala de respuesta, en los adolescentes salvadoreños solamente el ítem 3 supera ese punto medio. En cuanto a las desviaciones típicas, todas ellas superan la unidad. La correlación ítem-total (corregida) se sitúan por encima de 0,50 para todos los ítems. La fiabilidad de consistencia interna eva-

luada mediante el alfa de Cronbach presenta un coeficiente de 0,92 en la muestra española y de 0,87 en la salvadoreña, no mejorando en ningún caso con la eliminación de alguno de los ítems que componen la escala. Véase la Tabla 1.

Tabla 1
Propiedades psicométricas de los ítems en las muestras española y salvadoreña.

Ítem	Adultos españoles (n= 205)				Adolescentes salvadoreños (n=200)			
	M	DT	r_{i-T}	α	M	DT	r_{i-T}	α
Ítem 1	3,05	1,10	0,77	0,92	2,00	1,34	0,54	0,86
Ítem 2	3,01	1,15	0,76	0,92	1,85	1,41	0,65	0,85
Ítem 3	2,89	1,24	0,67	0,92	2,20	1,51	0,52	0,86
Ítem 4	2,48	1,57	0,65	0,93	1,51	1,56	0,54	0,86
Ítem 5	2,62	1,23	0,72	0,92	1,98	1,44	0,63	0,85
Ítem 6	2,84	1,28	0,68	0,92	1,99	1,54	0,61	0,86
Ítem 7	2,62	1,25	0,68	0,92	1,96	1,44	0,59	0,86
Ítem 8	3,03	1,19	0,76	0,92	2,49	1,42	0,58	0,86
Ítem 9	2,68	1,35	0,82	0,92	2,32	1,47	0,63	0,85
Ítem 10	2,82	1,29	0,78	0,92	2,46	1,49	0,60	0,86

Notas. M = media; DT = desviación típica; r_{i-T} = correlación ítem total corregida; α = alfa de Cronbach si se elimina el ítem.

Estructura factorial

El test Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett indicaron que los datos permitían realizar un análisis factorial exploratorio, tanto en la muestra española (KMO = 0,91; $\chi^2_{45} = 1379,34$, $p < 0,001$) como en la salvadoreña (KMO = 0,86; $\chi^2_{45} = 780,70$, $p < 0,001$). Mediante el método de extracción de componentes principales con rotación Varimax se obtuvo una solución monofactorial para ambas muestras (véase la Tabla 2). Si bien en el caso de los adolescentes salvadoreños, al ser rotada la solución factorial, se podría aislar un segundo factor semánticamente congruente compuesto por los ítems 3, 6, 9 y 10 (saturaciones de 0,83, 0,77, 0,74 y 0,62, respectivamente). Ante esta circunstancia se decidió realizar un análisis de extracción de factores en paralelo como recomiendan Ibáñez, Olmedo, Peñate y González (2002) y Thompson y Daniel (1996). Este procedimiento apoyó la existencia de

un solo factor en ambas muestras. En la muestra española el valor propio (6,19) fue superior al autovalor obtenido aleatoriamente (1,36). Mientras, en la muestra salvadoreña, el autovalor del primer factor fue 4,63 frente a 1,37 obtenido por azar; sin embargo, el segundo factor presentó un autovalor menor que el obtenido por azar (1,20 frente a 1,25), por lo que se decidió no mantener este segundo factor.

Tabla 2
Matriz de componentes sin rotación

Ítems	<i>Muestra española (n = 205)</i>		<i>Muestra salvadoreña (n = 200)</i>	
	<i>Carga factorial</i>	<i>Comunalidades</i>	<i>Carga factorial</i>	<i>Comunalidades</i>
Ítem 1	0,82	0,68	0,63	0,40
Ítem 2	0,82	0,67	0,73	0,54
Ítem 3	0,74	0,54	0,61	0,38
Ítem 4	0,71	0,51	0,63	0,41
Ítem 5	0,77	0,59	0,72	0,52
Ítem 6	0,75	0,56	0,69	0,49
Ítem 7	0,74	0,55	0,68	0,46
Ítem 8	0,82	0,67	0,67	0,46
Ítem 9	0,86	0,74	0,71	0,51
Ítem 10	0,83	0,68	0,68	0,47
% varianza explicada	61,94		46,33	
Valor propio	6,19		4,63	
Alfa de Cronbach	0,92		0,87	

Diferencias en función del sexo y correlación con variables afines

Con el fin de aportar evidencias acerca de la validez de las medidas del HISF se analizaron en ambas muestras las diferencias en sus puntuaciones entre varones y mujeres. En la muestra de adultos españoles, los varones ($M = 31,67$; $DT = 7,94$) presentaron puntuaciones más elevadas que las mujeres ($M = 24,34$; $DT = 10,43$), resultando estas diferencias estadísticamente significativas ($t_{203} = 5,67$; $p < 0,001$). Resultados similares se encontraron en la muestra de adolescentes salvadoreños, en donde nuevamente los varones ($M = 22,65$; $DT = 9,11$) mostraron valores más elevados que las mujeres ($M = 14,23$; $DT = 9,98$) ($t_{195} = 5,29$; $p < 0,001$).

Por otro lado, se correlacionaron las puntuaciones del HISF con algunas variables criterio. En la muestra española, las actitudes hacia las fantasías sexuales correlacionaron significativamente con la tendencia a ensoñaciones heterosexuales ($r = 0,54$; $p < 0,001$), intensidad de las ensoñaciones sexuales ($r = 0,63$; $p < 0,001$) y ensoñaciones eróticas personalizadas ($r = 0,47$; $p < 0,001$). Por su parte, en la muestra salvadoreña, las puntuaciones del HISF correlacionaron significativamente con erotofilia ($r = 0,39$; $p < 0,001$).

Discusión

La versión española del *Hurlbert Index of Sexual Fantasy* (HISF) de Hurlbert y Apt (1993) validada por Desvarieux et al. (2005) se presentó como una versión reducida, fiable y válida para evaluar la actitud hacia las fantasías sexuales. No obstante, dadas las características específicas de la muestra empleada en esta validación (estudiantes de Postgrado), se hacían necesarios otras investigaciones para ratificar, en muestras con características diferentes, los primeros resultados encontrados. Con este objetivo se planteó este estudio, tratando de replicar los datos encontrados por Desvarieux et al. en una muestra de adultos españoles y en otra de adolescentes salvadoreños. Los resultados obtenidos avalan las adecuadas propiedades psicométricas de esta versión reducida. El análisis estadístico de los ítems llevado a cabo en la muestra española refleja unos valores promedio de respuesta similares a los encontrados por Desvarieux et al. (2,80 frente a 2,68), valores que superan ligeramente el punto medio teórico de la escala de respuesta (2), lo que está indicando una tendencia de la muestra a actitudes positivas hacia las fantasías sexuales. En cambio, el valor de la respuesta promedio a cada uno de los ítems es menor en los adolescentes salvadoreños, lo que estaría reflejando, en comparación con los adultos españoles, unas actitudes más negativas hacia las fantasías sexuales. De hecho, recientemente, Perla (2007) demostró que las actitudes hacia las fantasías sexuales constituían un factor fundamental en la explicación de la culpabilidad sexual en adolescentes salvadoreños. Si tenemos en cuenta el resto de estadísticos, apreciamos valores que permiten maximizar la varianza del instrumento (altas desviaciones típicas) y con un elevado poder de discriminación reflejado en coeficientes de correlación corregidos entre la puntuación de cada ítem y la puntuación total superiores a 0,50 (entre 0,65 y 0,82 en la muestra española, y entre 0,52 y 0,65 para la salvadoreña), superando con creces los valores mínimos exigibles según Nunnally y Bernstein (1995).

Los resultados encontrados en ambas muestras ponen de manifiesto una estructura unidimensional de la escala, llegando a explicar esta solución un 61,94% de la varianza en la muestra española y un 46,33% en la salvadoreña. Este hecho pone de manifiesto la estabilidad de la es-

estructura factorial en muestras con diferentes edades (adolescentes y adultos) y de diferentes contextos culturales (España y El Salvador). En cuanto a la fiabilidad de consistencia interna, calculada mediante alfa de Cronbach, su valor es muy similar en ambas muestras (0,93 en la española y 0,87 en la salvadoreña), siendo superior en ambos casos a la informada en el estudio de Desverieux et al. (2005) en estudiantes españoles de Postgrado.

Por lo que respecta a la obtención de evidencias de validez de las medidas de esta versión reducida del HISF, se había supuesto que las mujeres obtendrían puntuaciones menores en la escala debido a que existen evidencias acerca de que éstas tienden a informar de actitudes más erotofóbicas que los hombres, tanto hacia la sexualidad en general (Carpintero y Fuertes, 1994; Lameiras y Failde, 1998; Sierra et al., 2008), como hacia conductas sexuales específicas, como por ejemplo la masturbación (Abramson y Mosher, 1975; Perla, Gutiérrez-Quintanilla y Sierra, 2008). Los resultados obtenidos confirman dicha hipótesis y así, tanto los hombres adultos españoles como los varones adolescentes salvadoreños, presentan actitudes más positivas hacia las fantasías sexuales que las mujeres, lo que ratifica los mayores niveles de erotofobia de estas últimas. Además de la existencia de diferencias por sexo, se esperaba una correlación significativa de sentido positivo entre las puntuaciones del HISF y otros constructos afines, como las ensoñaciones sexuales y la erotofilia. Viedma et al. (2005) definen la ensoñación sexual como "un indicador de la propensión a desarrollar imágenes o pensamientos de naturaleza sexual" (p. 410). En este sentido cabe esperar que la existencia de actitudes positivas hacia las fantasías sexuales favorezca una mejor y mayor disposición o propensión al desarrollo de estas imágenes. Los resultados encontrados apoyan claramente esta asociación y así las puntuaciones en el HISF presentan correlaciones significativas con las tres dimensiones de la escala de ensoñaciones sexuales (tendencia, intensidad y ensoñaciones personalizadas). Estos resultados están en la línea de los encontrados por Desverieux et al. (2005), quienes informaron de correlaciones significativas entre la actitud positiva hacia las fantasías sexuales y distintos tipos de fantasías sexuales (0,33 con fantasías sadomasoquistas, 0,37 con fantasías exploratorias e impersonales, y 0,49 con fantasías íntimas). Por último, la correlación positiva con erotofilia indica que la existencia de actitudes positivas hacia la sexualidad en general implica una actitud positiva hacia dimensiones específicas de la misma, como pueden ser las fantasías sexuales, en este caso, o la masturbación en el estudio de Perla et al. (2008).

En definitiva, esta versión reducida del HISF presenta una estructura factorial consistente, una adecuada fiabilidad, así como adecuados indicios de validez en sus medidas.

Referencias

- Abramson, P.R. y Mosher, D.L. (1975). Development of a measure of Negative Attitudes Toward Masturbation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 485-490.
- Carpintero, E. y Fuertes, A. (1994). Validación de la versión castellana del "Sexual Opinion Survey" (SOS). *Cuadernos de Medicina Psicosomática*, 31, 52-61.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Covarrubias, L.D. (1997). The relationships among disposition toward fantasy, force fantasy, sexual dysfunction, satisfaction, and female sexual history. *Dissertation Abstracts International: Section B. The Sciences and Engineering*, 57, 4700.
- Desvarieux, A.R., Salamanca, Y., Ortega, V. y Sierra, J.C. (2005). Validación de la versión en castellano del Hurlbert Index of Sexual Fantasy: una medida de actitud hacia las fantasías sexuales. *Revista Mexicana de Psicología*, 22, 529-539.
- Diéguez, J.L., López, F. y Sueiro, E. (2001). Pensamientos e imágenes mentales sexuales de mujeres y hombres. Estudio piloto. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 60/61, 46-56.
- Fisher, W. A., Byrne, D., White, L. A. y Kelley, K. (1988). Erotophobia-erotophilia as a dimension of personality. *Journal of Sex Research*, 25, 123-151.
- Geer, J. y Robertson, G.G. (2005). Implicit attitudes in sexuality: Gender differences. *Archives of Sexual Behavior*, 34, 671-677.
- Giambra, L.M. y Singer, J.L. (1998). Sexual Daydreaming Scale of the Imaginal Process Inventory. En C.M. Davis, W.L. Yarber, R. Bauserman, G. Schreer y S.L. Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 234-235). Londres: Sage.
- Hurlbert, D.F. y Apt, C. (1993). Female sexuality: A comparative study between women in homosexual and heterosexual relationships. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 19, 315, 327.
- Hurlbert, D.F., Apt, C. y Rabehl, S.M. (1993). Key variables to understanding female sexual satisfaction: An examination of women in nondistressed marriages. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 19, 154-165.
- Ibáñez, I., Olmedo, E., Peñate, W. y González, M. (2002). Obsesiones y compulsiones: estructura del Inventario de Padua. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud / International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 263-288.
- Lameiras, M. y Failde, J. (1998). Sexualidad y salud en jóvenes universitarios/as: actitudes, actividad sexual y percepción de riesgo de la transmisión heterosexual del VIH. *Análisis y Modificación de Conducta*, 23, 27-63.
- Leitenberg, H. y Henning K. (1995). Sexual fantasy. *Psychological Bulletin*, 117, 469-496.
- Lo Presto, C.T., Sherman, M.F. y Sherman, N.C. (1985). The effects of a masturbatory seminar on high school males' attitudes, false beliefs, guilt, and behavior. *Journal of Sex Research*, 21, 142-156.
- Montero, I. y León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- Perla, F. (2007). *Análisis de la culpabilidad sexual en adolescentes salvadoreños*. Trabajo de investigación presentado en el Master de Diseños de Investigación en Psicología y Salud. Universidad de Granada.

- Perla, F., Gutiérrez, R. y Sierra, J.C. (2008). *Actitud hacia la masturbación en adolescentes: propiedades psicométricas de la versión española del Attitudes Toward Masturbation Inventory*. Manuscrito sometido a publicación.
- Reverter, E., Martí-Bonany, J. y Farré, J.M. (2004). Fantasías sexuales en estudiantes de Medicina. Tipología y diferencias genéricas. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 71/72, 53-66.
- Sierra, J.C. y Buela-Casal, G. (2001). Evaluación y tratamiento de las disfunciones sexuales. En G. Buela-Casal y J.C. Sierra (Eds.), *Manual de evaluación y tratamientos psicológicos* (pp. 439-485). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Sierra, J.C., Ortega, V. y Gutiérrez-Quintanilla, J.R. (2008). Encuesta de Opinión Sexual: fiabilidad, validez y datos normativos de una versión reducida en muestras salvadoreñas. *Revista Mexicana de Psicología*, 25, 139-150.
- Sierra, J.C., Ortega, V. y Zubeidat, I. (2006). Confirmatory factor analysis of a Spanish version of the Sex Fantasy Questionnaire: Assessing gender differences. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 32, 137-159.
- Smith, D. y Over, R. (1991). Male sexual fantasy: Multidimensionality in content. *Behaviour Research and Therapy*, 29, 267-275.
- Thompson, B. y Daniel, L.G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: An historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 213-224.
- Velicer, W.F., Eaton, C.A. y Fava, J.L. (2000). Construct explication through factor or component analysis. A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. En R.O. Goffin y E. Helmes (Eds.), *Problems and solutions in human assessment: A festschrift to Douglas Jackson at seventy* (pp. 41-71). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Viedma, M.I., Gutiérrez, P., Ortega, V. y Sierra, J.C. (2005). Escala de Ensoñaciones Sexuales: primeros datos psicométricos en muestras españolas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 31, 407-431.
- Wang, R.J., Huang, Y. y Lin, Y.C. (2007). A study of masturbatory knowledge and attitudes and related factors among Taiwan adolescents. *Journal of Nursing Research*, 15, 233-242.
- Zamboni, B.D. y Crawford, I. (2002). Using masturbation in sex therapy: Relationships between masturbation, sexual desire, and sexual fantasy. *Journal of Psychology and Human Sexuality*, 14, 123-141.
- Zubeidat, I., Ortega, V. y Sierra, J.C. (2004). Evaluación de algunos determinantes del deseo sexual: estado emocional, actitudes hacia la sexualidad y fantasías sexuales. *Análisis y Modificación de Conducta*, 30, 105-128.