

UNIVERSIDAD DE GRANADA

FACULTAD DE PSICOLOGÍA

Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico



Programa de doctorado:

Psicología de la Salud, Evaluación y Tratamiento Psicológico

TESIS DOCTORAL

**Asertividad sexual y funcionamiento sexual en varones
drogodependientes**

Doctorando: Pablo Vallejo Medina

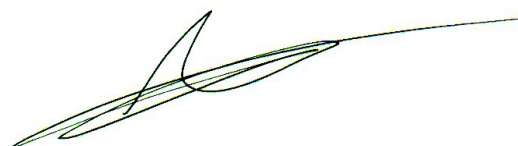
Director: Juan Carlos Sierra Freire

Editor: Editorial de la Universidad de Granada
Autor: Pablo Vallejo Medina
D.L.: GR 2897-2012
ISBN: 978-84-9028-226-7

El Director Dr. Juan Carlos Sierra Freire, autoriza la defensa de la Tesis Doctoral titulada “Asertividad sexual y funcionamiento sexual en varones drogodependientes” presentada por D. Pablo Vallejo Medina.

A handwritten signature in black ink, consisting of several overlapping, stylized strokes that form a unique, somewhat abstract representation of the name.

JUAN CARLOS SIERRA FREIRE

A handwritten signature in black ink, featuring a long, sweeping horizontal stroke that tapers to the right, with a few smaller, more defined strokes above it.

PABLO VALLEJO MEDINA

Esta Tesis Doctoral ha sido realizada según la normativa reguladora de los Estudios de Tercer Ciclo y del Título de Doctor de la Universidad de Granada aprobada por el **Consejo de Gobierno a 26 de Septiembre de 2005 (artículo nº 27)** referida a la modalidad de *Tesis Doctoral compuesta por el reagrupamiento de trabajos de investigación publicados por el doctorando.*

Parte del presente trabajo ha sido realizado gracias a la subvención del Ministerio de Educación y Ciencia sobre el proyecto titulado “Estudio de la asertividad sexual como determinante de la salud sexual: diferencias de género” (SEJ2007-61824/PSIC).

-A mis padres-

AGRADECIMIENTOS

Me gustaría mostrar mi más profundo afecto a todas las personas que se han cruzado en mi camino, de ellas lo he aprendido todo.

A mi director, el Dr. Juan Carlos Sierra Freire por saber canalizar y estructurar mis dispersas energías. Me resulta complicado imaginar a un Director de Tesis más diligente en su labor. Gracias Carlos.

Al Dr. Gualberto Buela Casal, por mostrarme la importancia de las formas.

A Pablo Santos por ser un estupendo compañero de aventuras y desventuras. Ha sido un placer compartir esto contigo.

A todos los Doctores que me han aconsejado y ayudado desinteresadamente a lo largo de esta andadura: Hugo Carretero, Antonio Verdejo, José María Salinas, Miguel Pérez, Abilio Reig, José Pedro Espada...

A toda mi familia, en especial a mi madre por repasar las tablas conmigo y a mi padre por escribir: “*Página*” bien grande en la pared y las tardes de Doom. A mis iaios (Loli y Pepito; Gregoria y Vicente) y hermana Virgi. Y a mis tíos y tías y también primas que siempre tengo presentes.

Me gustaría dedicarle muy especialmente a ti, has hecho de esto algo muy especial y mucho más valioso. Gracias tú. Un beso preciosa.

A todos los compañeros que me han conocido durante esta aventura desde los primeros años hasta el final: Andria, Edu, Nora, Elena, Otti, Carol, Tas, Raúl, Rai, Nieves, Gerardo, Reina, Mar...

A mis amigos de siempre, por esperarme siempre para salir por Alicante: Oscar, Miguel, Alberto, Xavi, Amanda, Irenka, Helena, Jesús, Rosa, Kilian...

Alejandro, a ti también chaval. Ha llovido mucho desde aquel viaje a Murcia. Muchas gracias por estar siempre que lo he necesitado y por las noches de fútbolín.

Vorrei ringraziare la Professoressa Elvira Cicognani e Davide Mazzoni per il loro aiuto e per le opportunità di apprendimento fornite a Bologna.

También a las Doctoras María Lameiras, Yolanda Castro y Mavi Carrera por todo lo entregado en Ourense.

A todos los participantes que desinteresada y voluntariamente han formado parte de alguno de estos estudios que componen la Tesis Doctoral.

También a agradecer la ayuda facilitada en diferentes fases de la recogida de datos a Ana Sánchez, Asociación Cultural Galega de Formación Permanente de Adultos, Asociación de Vecinos Porto Bello, Biko Arloak, Carlos Rodríguez, Centro Quérote, Clínica UNER, Cruz Roja de Ourense, Francisca Fariña, Javier Fernández Agrafojo, Jordi Llabrés, José Luis Fernández Seara, José Olivares, José Pedro Espada, Juan Cachinero, Lourdes Espinosa, Luis Fernández Ríos, Olga Hernández, Ramón Arce, Raquel Rodríguez, Ricardo Folé y Rodrigo Carcedo.

Y a las siguientes instituciones por su colaboración en alguna de las fases de esta investigación: ACLAD (A Coruña), CAD de Arganzuela (Madrid), CAD San Blas (Madrid), Institut de Neuropsiquiatria i Addiccions del Parc de Salut Mar-Hospital del Mar (Barcelona), Fundación Noray-Proyecto Hombre Alicante (Alicante), UMAD (Santiago de Compostela), Proxecto Home Galicia (Galicia), Proyecto Hombre Granada (Granada), al Recurso de la Red de Servicios Sociales de la Junta de Andalucía “Cortijo Buenos Aires” (Granada) y a la Unidad de Psicología y Medicina de la Salud del Hospital Internacional Medimar Psicoactua (Alicante).

A todos vosotros y a los olvidados, muchas gracias. Ha sido un verdadero placer.

Índice

Presentación.....	17
Resumen	19
Introducción	31
Estudio 1	
<i>Preparación de una escala para evaluar el funcionamiento sexual en varones drogodependientes</i>	57
Artículo 1: Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history	59
Artículo 2: Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males	81
Estudio 2	
<i>Preparación de una escala para evaluar la asertividad sexual en varones drogodependientes</i>	105
Artículo 3: Propiedades psicométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS).....	107
Artículo 4: Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo	137
Artículo 5: Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users.....	159
Estudio 3	
<i>Evaluación clínica del funcionamiento sexual en varones drogodependientes</i>	197

Artículo 6: Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study	199
Estudio 4	
<i>Evaluación clínica de la asertividad sexual en varones drogodependientes</i>	221
Artículo 7: Asociación entre consumo de drogas y asertividad sexual en una muestra de varones drogodependientes	223
Discusión	251
Conclusión.....	265
Anexos.....	275

Presentación

La evaluación de la sexualidad de los drogodependientes ha sido una constante en las últimas décadas. No obstante, muchas de las publicaciones existentes abordan la problemática en formato de revisiones teóricas, siendo los estudios originales una excepción. Además, los pocos estudios originales existentes presentan ciertas limitaciones serias. Así lo advertían Peugh y Belenko en 2001, al señalar que la mayoría de los estudios emplean preguntas simplistas para evaluar la sexualidad, tienen un tamaño muestral pequeño y adolecen de grupo control. Por no mencionar que se centran casi exclusivamente en el funcionamiento sexual y en las conductas sexuales de riesgo. Por ello, el objetivo de esta Tesis Doctoral ha sido tratar de subsanar estos problemas básicos y aportar datos nuevos para ayudar a comprender mejor el binomio sexo-drogas.

En primer lugar, no solo se emplearán cuestionarios que han mostrado sus virtudes psicométricas como instrumentos de evaluación, sino que además serán adaptados y validados en la población diana: varones consumidores de sustancias. Se tratará, en todo momento, de emplear tamaños muestrales adecuados para los análisis que en cada fase se van a realizar, y se empleará un grupo control equiparable, cuando así sea necesario. Finalmente, no solo nos centraremos en el funcionamiento sexual, sino que se evaluará la sexualidad de estos pacientes también desde la perspectiva de la asertividad sexual, examinando además cómo otras variables (ansiedad y depresión) pueden estar afectando a la sexualidad de los varones consumidores.

De este modo, con la presente Tesis Doctoral se aporta -hasta donde conocemos- la primera validación de una escala para evaluar el funcionamiento sexual en varones drogodependientes (el *Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs* (CSFQ-D), habiéndose obtenido además baremos para esta versión. También se adaptó y validó la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) en población no clínica española, siendo este cuestionario junto al *Hurlbert Index of Sexual Assertiveness* (HISA; Santos-Iglesias y Sierra, 2010) los dos únicos validados en español. También en este caso se han obtenido baremos para el SAS y además se ha realizado, hasta donde conocemos, la primera adaptación y validación de un cuestionario que evalúa asertividad sexual en una muestra de varones drogodependientes. Finalmente, y una vez que se disponía de instrumentos validados, se procedió a evaluar desde una óptica clínica, el funcionamiento sexual y la asertividad sexual de los varones drogodependientes.

Resumen

En la presente Tesis Doctoral se ha tratado de obtener una escala que evalúe el funcionamiento sexual de los varones drogodependientes de forma fácil, fiable, rápida y válida. Para ello se ha adaptado el *Changes in Sexual Functioning Questionnaire* para esta población. Igualmente, se adaptó una escala de asertividad sexual para la correcta evaluación de este constructo en varones drogodependientes. Ante la ausencia de autoinformes que evalúen la asertividad sexual en España (y en español) se procedió en primer lugar a validar la *Sexual Assertiveness Scale* en población normal; a continuación, se comprobó la equivalencia de la escala en hombres y mujeres; y, finalmente, se adaptó y validó en una muestra de varones drogodependientes, obteniéndose así una versión válida y fácilmente aplicable en esta población. Una vez desarrollados los instrumentos adecuados, se procedió a evaluar, por un lado, el funcionamiento sexual de varones consumidores, observándose un funcionamiento sexual significativamente peor en el grupo consumidor que en un grupo control en todas las áreas del funcionamiento sexual evaluadas (deseo, placer, excitación y orgasmo), aunque con matices respecto al efecto que cada sustancia provoca. Por otro lado, se evaluó la asertividad sexual, observándose que los varones consumidores puntuaban más bajo en asertividad sexual de inicio y de prevención de enfermedades de transmisión sexual y embarazos no deseados. Las posibles implicaciones de estas diferencias han sido analizadas. Para llevar a cabo todo este proceso se ha realizado una serie de siete artículos agrupados en cuatro estudios, los cuales se resumen a continuación de forma independiente.

Estudio 1

Artículo 1.- Propiedades psicométricas de la versión española del *Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form* (CSFQ-14) en una muestra de varones con historia de consumo de sustancias

En este trabajo se presentan los primeros datos psicométricos del *Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form* (CSFQ-14), un autoinforme para evaluar el funcionamiento sexual, en una muestra de 104 sujetos drogodependientes. El cuestionario fue cumplimentado junto al *Addictive Behavior Questionnaire* (ABQ) y al

Brief Sexual Function Inventory (BSFI). El CSFQ-14 muestra una estructura factorial de tres dimensiones: *Deseo* ($\alpha = 0,73$), *Excitación-orgasmo* ($\alpha = 0,67$) y *Placer* (sólo un ítem). Las puntuaciones muestran buena validez, hallándose valores similares a los encontrados en muestras de pacientes depresivos e inferiores a los de la población normal.

Artículo 2.- Adaptación, equivalencia y validación del *Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs* (CSFQ-D) en una muestra de varones drogodependientes

El objetivo del presente estudio fue adaptar, equiparar y validar, en una muestra de varones drogodependientes, el *Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short form* (CSFQ-14). Un total de 301 varones drogodependientes y 202 sujetos no consumidores participaron en esta investigación. El análisis de invarianza muestra una equivalencia factorial fuerte (RMSEA = 0,06; $\chi^2/DF = 2,66$ y $\Delta CFI = - 0,01$) para una dimensionalidad de 4 factores (*Deseo, Placer, Excitación y Orgasmo*). Este modelo ha mostrado los mejores índices de ajuste. No se ha encontrado Funcionamiento Diferencial del Ítem en ningún ítem (ΔR^2 Nagelkerke < 0,035). La fiabilidad oscila desde $\alpha = 0,83$ en *Placer* hasta $\alpha = 0,61$ en *Orgasmo*). Al comparar las puntuaciones entre sujetos controles y consumidores se han encontrado diferencias significativas en todas las dimensiones (CI = 99%). Así, un peor funcionamiento sexual ha sido observado en el grupo consumidor. La adaptación del CSFQ en drogodependientes presenta buenas propiedades psicométricas.

Estudio 2

Artículo 3.- Propiedades psicométricas de la versión española de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS)

La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos saludables. La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) es una escala de 18 ítems que evalúa tres dimensiones: *Inicio, Rechazo y Prevención Embarazo-ETS* (E-ETS). En este estudio 853 personas contestaron la SAS,

junto a una batería de instrumentos afines. La puntuación media de los ítems ha sido similar a la media teórica del cuestionario, siendo además las desviaciones típicas cercanas a uno. Casi todos los ítems presentaron un índice de discriminación por encima de 0,30 y un aporte apropiado a la fiabilidad de la escala. El análisis factorial exploratorio mostró tres dimensiones idénticas a las obtenidas en el estudio original que explican un 48% de la varianza (*Inicio* $\omega = 0,80$; *Rechazo* $\omega = 0,76$; y *E-ETS* $\omega = 0,85$). Esta estructura ha sido confirmada mediante un modelo de ecuaciones estructurales observándose un buen ajuste. Se discute la validez concurrente al observar correlaciones significativas entre las subescalas del SAS con otros constructos afines.

Artículo 4.- Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) por sexo

La asertividad sexual se refiere a la habilidad con la que una persona inicia la actividad sexual, rechaza la actividad sexual no deseada y emplea métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables. La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) evalúa estas tres dimensiones. El propósito del presente estudio es evaluar la equivalencia de la escala mediante Modelos de Ecuaciones Estructurales y Funcionamiento Diferencial del Ítem entre hombres y mujeres. También se proveerá de baremos a la prueba. Un total de 4.034 participantes de 21 provincias españolas participaron en este estudio. Se empleó un muestreo por cuotas. Los resultados indican una equivalencia factorial estricta para la SAS entre sexos. Un ítem ha mostrado Funcionamiento Diferencial del Ítem, pero éste no parece afectar a la escala, por tanto no existe un sesgo notable en la escala al comparar entre sexos. Los baremos muestran puntuaciones similares entre hombres y mujeres en asertividad-inicio y mayores para las mujeres en asertividad-rechazo, y asertividad-uso de métodos anticonceptivos y prevención de embarazo. La escala puede ser usada en hombres y mujeres con garantías psicométricas suficientes.

Artículo 5.- Adaptación y validación de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) en una muestra de consumidores de droga

La asertividad sexual está vinculada con el inicio de las relaciones sexuales deseadas, con el rechazo de las no deseadas y con la negociación del uso de métodos

anticonceptivos de barrera de látex. La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) evalúa las tres dimensiones de la asertividad sexual (inicio, rechazo y E-ETS) en 18 ítems. Las propiedades psicométricas de la SAS en población normal son adecuadas. Un total de 326 varones drogodependientes y 322 varones no clínicos participaron en este estudio. No existían diferencias significativas entre los dos grupos ni en edad, ni en nivel educativo. Se administraron la SAS, el *Changes in Sexual Functioning Questionnaire* (CSFQ-14), el Cuestionario de Consumo de Sustancias (CCS) y una entrevista de consumo. La muestra consumidora se reclutó mediante muestreo por conglomerados y la normal mediante muestreo incidental. La evaluación de la invarianza muestra una equivalencia factorial fuerte entre ambas muestras. El análisis de Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF) indica la presencia de DIF en el ítem 1 y 14. El tamaño de efecto del DIF es alto y moderado respectivamente. Se recomienda no usar el ítem 1 si el objetivo de la evaluación es comparar las puntuaciones entre estos grupos. Las propiedades psicométricas de la escala son buenas. La fiabilidad de consistencia interna es adecuada (Inicio = 0,66; Rechazo = 0,74; y E-ETS = 0,79). Las correlaciones obtenidas entre el CSFQ-14 y el ratio de sexo seguro con la SAS son coherentes. Las puntuaciones del grupo consumidor fueron similares a las de los varones no clínicos, excepto en la subescala E-ETS, donde el grupo consumidor puntuó significativamente menos que el grupo no clínico. Sin embargo, estos resultados deben ser interpretados con prudencia. La adaptación del SAS en drogodependientes proporciona suficientes garantías para un uso fiable y válido, tanto en la práctica clínica como en la investigación, aunque se deben tomar precauciones con el ítem 1.

Estudio 3

Artículo 6.- Efecto del consumo de drogas e influencia de la abstinencia sobre el funcionamiento sexual en una muestra española de varones drogodependientes

Hasta la fecha ha resultado difícil abordar el problema del funcionamiento sexual y el consumo de drogas, siendo los problemas de base y los errores metodológicos comunes en sus acercamientos. En el presente estudio transversal se comparan las puntuaciones en funcionamiento sexual entre un grupo de sujetos drogodependientes y uno de no consumidores. Se explora la relación entre abstinencia y

funcionamiento sexual. Para ello un total de 905 varones participaron en este estudio (549 cumplían los criterios como dependientes de sustancias y 356 eran controles). La evaluación se realizó desde septiembre de 2009 hasta enero de 2011. La duración de la evaluación duró 30 minutos. Los resultados muestran como placer y orgasmo son las dos áreas más significativamente perjudicadas. En estas áreas todas las drogas parecen empeorar el funcionamiento sexual. Mientras, deseo y excitación se ven menos perjudicadas, salvo esta última por el alcohol. Además, no parece, al menos tras las dos primeras semanas de abstinencia, existir una relación entre abstinencia en el consumo y mejora en el funcionamiento sexual. Los resultados parecen contradecir a aquellos que postulan que el consumo de drogas afecta momentáneamente al funcionamiento sexual, ya que en la muestra de este estudio (con un año en promedio de abstinencia) se encuentra un peor funcionamiento sexual que en el grupo control. Además éste, no parece mejorar solo por el mero hecho de dejar de consumir sustancias. Los baremos para el CSFQ-D se incluirán en los anexos.

Estudio 4

Artículo 7.- Relación entre consumo de drogas y asertividad sexual en una muestra española de varones drogodependientes en abstinencia

Hasta la fecha los estudios que evalúan la asertividad sexual de los drogodependientes son anecdóticos, pese a que una baja asertividad sexual de estos pacientes sería plausible. El presente estudio pretende, por un lado, comparar la asertividad sexual de los consumidores de alcohol, cocaína, cocaína+alcohol, heroína, marihuana y *speedball* con la de un grupo control, para lo cual se contó con 556 varones consumidores de ocho provincias españolas y 356 varones no consumidores de sustancias. Por otro lado, se evaluará la relación de la asertividad sexual de los consumidores con su nivel de depresión y ansiedad, para lo que se evaluaron a 257 varones consumidores de las mismas sustancias anteriormente mencionadas en cinco provincias españolas. Los resultados muestran una asertividad de inicio significativamente menor para el grupo de edad de 35-49 años (concentrada sobre todo en alcohol, heroína cannabis y *speedball*) y una peor asertividad para los jóvenes en prevención de embarazos y enfermedades de transmisión sexual (en alcohol, cocaína, cocaína+alcohol, cannabis y *speedball*). Los tamaños de efecto oscilan entre bajos y

moderados. Además, la ansiedad parece ser la única variable de distrés que afecta de forma moderada y significativa a la asertividad de inicio, rechazo y E-ETS. Finalmente, se observa como los usuarios de heroína (también con cocaína) y cocaína (también con alcohol) son los que presentan correlaciones más elevadas entre los estados de ánimo y la asertividad sexual. Se discute la implicación de estos resultados.

Abstract

In the present Doctoral dissertation we have tried to get a scale to assess sexual function of male drug users in an easy, reliable, fast and valid way. Thus, we have adapted the Changes in Sexual Functioning Questionnaire for this population. We have also tried to adapt a scale of sexual assertiveness for a proper assessment of this construct in male drug users. In absence of scales to assess sexual assertiveness in Spain and in Spanish, we proceeded, first, to validate the Sexual assertiveness Scale in normal population. Then we have verified the equivalence of the scale in men and women and we have finally adapted and validated the scale in a sample of male drug addicts. Obtaining thus, an easily and short scales for this population. Once we have adequate questionnaires on this population, the sexual functioning in drug-dependent men was evaluated. A significantly worse sexual functioning in the consumer group versus the control group in all areas of sexual functioning assessed (desire, pleasure, arousal and orgasm) was observed. Differences according preference substance were also observed. Furthermore, we evaluated the sexual assertiveness and it has been observed that drug-dependent males have a lower score in Initiation and prevention of sexually transmitted diseases and unwanted pregnancies assertiveness. Possible implications of these differences have been analyzed. For this, we have conducted a series of 7 articles collected in four different studies that are summarized below individually.

Study 1

Article 1.- Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history.

This study presents the first psychometric data on the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), a self-report instrument to assess sexual functioning, in a sample of 104 males with drug abuse history. They were collected in 2008. The questionnaire was completed along with the Addictive Behavior Questionnaire and the Brief Sexual Function Inventory. A three-dimensional factor structure was observed in the CSFQ-14: Desire ($\alpha = .73$), Arousal-orgasm ($\alpha = .67$) and

Pleasure (including only one item). Scores indicated adequate validity, with similar values to samples of depressive patients and lower values than the normal population.

Article 2.- Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males.

The aim of this study was to adapt and validate the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-short form (CSFQ-14) in a sample of drug-dependent males, achieving equivalence. A total of 301 drug-dependent males and 202 non-drug-dependent males participated in this study. The analysis of invariance revealed strong factor equivalence (RMSEA = .06; $\chi^2/DF = 2.66$ and $\Delta CFI = -.01$) for the four factor model (*Desire, Pleasure, Arousal, and Orgasm*). This model has shown the best fit indexes. No items showed Differential Item Functioning (ΔR^2 Nagelkerke < .035). Reliability ranged from $\alpha = .83$ in *Pleasure* to $\alpha = .61$ in *Orgasm*). A comparison between the scores of control and experimental subjects showed significant differences (CI = 99%) in all the dimensions. Thus, a worse sexual functioning has been observed in the drug consumer group. The adaptation of the CSFQ to drug-dependent individuals showed good psychometric properties.

Study 2

Article 3.- Psychometric properties of the Spanish version of the Sexual Assertiveness Scale (SAS).

The construct of sexual assertiveness has been developed to further the understanding of the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sex and negotiate pregnancy and sexually transmitted diseases prevention, and consequently, explore healthy behaviours. Sexual Assertiveness Scale (SAS), which is an 18 items questionnaire that consists of three factors measuring Initiation, Refusal, and Pregnancy Sexually Transmitted Disease prevention (P-STD) assertiveness. In this study, 853 people answered to the SAS together with others scales. The mean of the items has been similar to the theoretical average of the questionnaire. Moreover, the standard deviation has been close to one. Most of the items have showed a discrimination index higher

than .30. No alpha increase has been observed if any item were deleted. Exploratory factor analysis showed three dimensions (48% variance) which replicate the original solution identically (Initiation $\omega = .80$; Refusal $\omega = .76$ and P-STD $\omega = .85$). The scale dimension has been confirmed by using a Structural Equation Modeling and found a good fit index. Significant correlations have been observed between SAS and other related constructs.

Article 4.- Evaluation of the factorial and metric equivalence of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) by sex.

Sexual assertiveness means the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sexual activity, and use contraceptive methods to avoid Sexual Transmitted Diseases, developing healthy sexual behaviors. The Sexual Assertiveness Scale (SAS) assesses these three dimensions. The purpose of this study is to evaluate using Structural Equation Modelling and Differential Item Functioning the equivalence of the scale between men and women. Standard scores will be also provided. A total of 4,034 participants from 21 Spanish provinces took part in the study. Quota sampling method was used. Results indicate a strict equivalent dimensionality of the Sexual Assertiveness Scale across sex. One item flagged Differential Item Functioning, although it does not affect the scale. Therefore there is no significant bias in the scale when comparing across sex. Standard scores show similar Initiation assertiveness scores for men and women, and higher scores on Refusal and Sexual Transmitted Disease Prevention for women. This scale can be used on men and women with sufficient psychometric guarantees.

Article 5.- Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users.

The aim of the present study was to adapt and validate the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users. The SAS assesses frequency of initiation of wanted sexual experience (Initiation), frequency of refusal of unwanted sexual experience (Refusal), and frequency of condom insistence (Sexually Transmitted Diseases-Prevention; STD-P). A sample of 326 male drug users and 322 non-clinical males was selected by cluster sampling and convenience sampling, respectively.

Participants completed the SAS, the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), the *Cuestionario de Consumo de Sustancias* (Questionnaire on Substance Use), and an interview on substance use. Results show that the scale has good psychometric properties and adequate internal consistency reliability (Initiation = .66, Refusal = .74 and STD-P = .79). Evaluation of the invariance shows strong factorial equivalence between both samples. A high and moderate effect of Differential Item Functioning was only found in items 1 and 14. It is strongly recommended not to use item 1 if the goal is to compare the scores of both groups or the comparison will be biased. Correlations obtained between the CSFQ-14 and the safe sex ratio with the SAS subscales were significant and indicate good concurrent validity. Scores of male drug users were similar to those of non-clinical males, except in the STD-P assertiveness subscale, where the scores of drug users were lower. However, this result should be interpreted with caution. Therefore, the adaptation of the SAS to drug users provides enough guarantees for reliable and valid use in both clinical practice and research, although care should be taken with item 1.

Study 3

Article 6.- Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study.

To date, it has been difficult to address the issue of sexual functioning and drug use, and many approaches to it have basic problems and methodological errors. The present cross-sectional study compared the sexual functioning scores of a group of drug users with those of a group of non-drug users. It explored the relationship between drug abstinence and sexual functioning. A sample of 905 males participated in this study (549 met the substance dependence criteria and 356 were controls). The assessment was conducted from September 2009 to January 2011. The length of the evaluation was 30 minutes. Results show that Pleasure and Orgasm were the two areas most significantly impaired. In these areas, all drugs seemed to negatively affect sexual functioning. Overall, Desire and Arousal were less affected, although Arousal was impaired by alcohol use. In addition, at least after two weeks of drug abstinence, no relationship was found between drug abstinence and improvement in sexual functioning. The sample studied had an average of one year of drug abstinence and was found to have poorer sexual functioning than the control group. Therefore, these results seem to contradict

those that argue that drug use only impairs sexual functioning temporarily. Moreover, they suggest that sexual functioning does not improve just by stopping drug use. The percentile rank scores for the CSFQ-D are provided in the Appendix.

Study 4

Article 7.- Relationship between drug use and sexual assertiveness in Spanish drug-dependent men in withdrawal.

To date, only anecdotal studies have assessed sexual assertiveness in drug users, despite the fact that it would be logical to expect low sexual assertiveness in such patients. The present study had two objectives: the first one was to compare sexual assertiveness between consumers of alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, heroin, cannabis, and speedball and a control group. This was assessed in a sample of 556 male drug users from 8 Spanish provinces and 356 non-user males. The second objective was to assess the relationship between drug users' sexual assertiveness and their depression and anxiety levels. This was assessed in a sample of 257 male users of the abovementioned substances from 5 Spanish provinces. Results showed on one hand, significantly lower Initiation assertiveness in the 35-49 year-old age group (particularly in the case of alcohol, heroin, cannabis, and speedball) and worse Sexually Transmitted Diseases and Pregnancy prevention assertiveness in drug users (in the case of alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, cannabis, and speedball). Effect sizes ranged from low to moderate. On the other hand, anxiety seems to be the only distress variable assessed here with a moderate significant effect in Initiation, Refusal and Sexually Transmitted Diseases and Pregnancy prevention assertiveness. Finally, users of heroin (also combined with cocaine) and cocaine (also combined with alcohol) showed the highest correlations between anxiety and depression and sexual assertiveness. The implications of these results are discussed.

INTRODUCCIÓN

Introducción

El uso de drogas como afrodisíacos fue y continúa siendo una práctica común. Los primeros indicios del consumo de drogas como aderezo del sexo datan de la época del Antiguo Egipto y el Imperio Romano. Por ejemplo, el Antiguo Testamento sugiere que consumir mandrágora “optimiza el rendimiento sexual y desinhibe a las más conservadoras damiselas”. Los Romanos, y según algunos registros históricos, concedían al vino el poder de volver lujuriosas y conducir al exceso a las mujeres, a las que volvía sexualmente más accesibles y promiscuas. Además, las mujeres tenían el consumo de alcohol prohibido de forma general, solo en las fiestas honoríficas a Baco se permitía a las bacantes el consumo de alcohol.

Han pasado los siglos, y en la actualidad las drogas de abuso siguen siendo empleadas con fines sexuales (Calafat, Juan, Becoña y Mantecón, 2008). En este trabajo Calafat et al. entrevistan a diversos jóvenes preguntándoles sobre el uso de drogas con fines sexuales. Algunos fragmentos que nos permiten contextualizar la problemática son:

“Cuando busco sexo voy a un sitio de niñas pastilleras, porque hay sexo fácil. Son las típicas niñitas que les invitas a una raya y te las tiras”. (Pág. 40)

“En las discotecas es fácil porque la gente va muy borracha o drogada y siempre es más receptiva y menos quisquillosa”. (Pág. 40)

“Alcohol y cocaína; el alcohol te quita la vergüenza y las tías son más fáciles, la coca te pone más fuerte, te da más aguante”.(Pág. 43)

“Y la cocaína, aunque hay gente que dice que al hombre hace que le cueste más que se le levante”. (Pág. 42)

O este extraído de Calafat et al., 2003

“Me siento tan excitada y caliente después de tomar GHB que mi desinhibición es total. Me subo literalmente en cualquier cosa que parezca un hombre.” (Pág. 224)

“No creo que los adictos se preocupen por el condón. Al menos yo no lo hago”. (Consumidor varón) (Pág. 225)

Parece ser que lo único que ha cambiado a lo largo de los años es el contexto donde se consume la droga y el tipo de sustancia consumida. Los problemas en el funcionamiento sexual, el sexo no deseado y el contagio de enfermedades de transmisión sexual son tres de los problemas acuciantes del binomio sexo-drogas.

La problemática asociada al sexo y las drogas es amplia. Aunque a grandes rasgos se puede dividir en tres importantes problemas de salud: alteración del funcionamiento sexual, problemas de victimización sexual y conductas sexuales de riesgo. El funcionamiento sexual es *per se* una de las áreas problemáticas, por ello procederemos a su evaluación directa. Mientras, la asertividad sexual está relacionada tanto con el funcionamiento sexual, como con la victimización sexual y las conductas sexuales de riesgo (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). A continuación se desarrollarán ambos conceptos de forma más pormenorizada.

El funcionamiento sexual hace referencia a las fases del ciclo sexual descritas por primera vez en el pionero trabajo de Masters y Johnson (1966). En la presente disertación se empleará la concepción del ciclo sexual de Carrobbles y Sanz (1991). Así, deseo, excitación, orgasmo y satisfacción serán las fases en las que nos centremos, las cuales están determinadas por aspectos biológicos, psicológicos, sociales y culturales, así como por las relaciones entre estos (DeLamater y Karraker, 2009). El *Changes in Sexual Functioning Questionnaire* (CSFQ-14; Keller, McGarvey y Clayton, 2006) es

un cuestionario breve que evalúa estas áreas de forma fiable y válida. Más adelante se profundizará más en las propiedades del CSFQ-14.

Por otro lado, la asertividad general es una habilidad social que permite comunicar nuestros sentimientos, preferencias, necesidades u opiniones a otra persona, sin menospreciarla, forzarla o usarla (Dee Galasi, 1977). Gidycz, Hanson y Layman (1995) o Greene y Navarro (1998) argumentan que la asertividad es específica de cada situación; de hecho, Zamboni Crawford y Williams (2000) señalan que los sujetos asertivos y comunicativos en su día a día no tienen por qué serlo en el ámbito sexual. Se sugiere, por tanto, evaluar la asertividad en situaciones sexuales específicas, empleando para ello el constructo concreto de asertividad sexual (Livingston, Testa y VanZile-Tamsen, 2007). La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables; se basa en el derecho humano a la autonomía, que asume que las personas tienen derecho a elegir sobre su propia experiencia y actividad sexual (Morokoff et al., 1997). La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS; Morokoff et al., 1997) es uno de los autoinformes más empleados para evaluar la asertividad sexual (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). Más adelante se describirá la SAS.

Drogas y Funcionamiento Sexual

Los consumidores atribuyen un efecto sexual a prácticamente cualquier droga de abuso que se precie: alcohol, MDMA (3,4-metilendioximetanfetamina), LSD (dietilamida de ácido lisérgico), cannabis, heroína, *popper*, cocaína, *speed*, hongos, GHB (ácido *gamma*-hidroxibutírico), benzodicepinas, etc. Los objetivos de las primeras investigaciones clásicas (por ejemplo, Cocores, Miller, Pottash y Gold, 1988; Lemere y Smith, 1973; Smith, Wesson y Apter-Marsh, 1984) se centraban casi en exclusividad en los efectos del alcohol y la cocaína. Con el paso del tiempo, nuevos estudios han ido abriendo el abanico de sustancias que se iban analizando. La metodología aplicada, así como la muestra empleada, también han mejorado a lo largo de este tiempo, habiéndose acumulado hasta la actualidad, una cantidad considerable de conocimiento que a continuación, recopilamos en función de la sustancia principal de consumo.

Alcohol.

El efecto del alcohol ha sido el más investigado, evidenciándose la influencia de esta droga en la sexualidad humana. Por un lado, se observa que el alcohol puede aumentar el deseo sexual, incluso a bajas dosis, pero por otro, la intoxicación etílica provoca problemas en la erección y, a largo plazo, reduce tanto el impulso como la actividad sexual (Emanuele y Emanuele, 1998). Ávila Escribano, Pérez Madruga, Ólazabal Ulacia y López Fidalgo (2004) concluyen que el consumo de alcohol provoca deseo sexual hipoactivo, tesis a su vez defendida por Crenshaw y Goldberg (1996), Rosen (1991) y Aguilar et al. (2008). Estos últimos autores, en un estudio sobre la respuesta emocional, observaron que los alcohólicos valoraban de forma menos agradable las imágenes de contenido sexual, se activaban menos con ellas y sentían más control emocional sobre este tipo de imágenes eróticas que un grupo control. El consumo de alcohol acarrearía disfunción eréctil temporal (Buffum, Moser y Smith, 1988; Dişsiz y Oskay, 2011; Geroge et al., 2009; Roerich y Kinder, 2002) y orgasmo inhibido (Johnson, Phelps y Cottler, 2004; McMahon et al., 2004; Roerich y Kinder, 2002).

Benzodiacepinas.

La repercusión de las benzodiacepinas en la salud sexual también ha recibido gran atención. Las conclusiones obtenidas muestran que proliferan las disfunciones sexuales entre sus consumidores (Crenshaw y Goldberg, 1996), provocando reducción del deseo, disfunción eréctil, disfunción orgásmica (Fecik, 1998; Hatzichristou y Pescatori, 2001). Aunque a bajas dosis pueden provocar desinhibición e incremento del deseo sexual, el aumento de la dosis podría -según Smith (2007)- causar adormecimiento, reduciendo consecuentemente el deseo sexual.

Cannabis.

Tradicionalmente se ha concebido al cannabis como afrodisíaco. Dicha idea es defendida por varios autores quienes consideran que intensificaría el deseo y amplificaría tanto las sensaciones sexuales como la capacidad orgásmica (Lévy y Garnier, 2006). También se ha observado que el consumo de marihuana mejora los problemas sexuales de pacientes con esclerosis múltiple (Consroe, Musty, Rein, Tillery

y Pertwee, 1997). No obstante, otros estudios ponen en entredicho estas afirmaciones (Christensen, Grønbaek, Pedersen, Graugaard y Frisch, 2011; Crenshaw et al, 1996; Johnson et al., 2004; Smith et al., 2010). Estos autores advertían que el consumo de marihuana repercute en el placer sexual, el orgasmo y en la satisfacción. Otros estudios condicionan las virtudes del cannabis a su dosis y al contexto en el cual se emplea (Buffum et al., 1988; Mckay, 2005; Money, Leal y Gonzalez-Heydrich, 1988; Paradis, 1998; Shamloul y Bella, 2011).

Cocaína.

La cocaína es una sustancia turbadora de la sexualidad, aunque su uso recreativo como afrodisíaco es común (Gay, Newmeyer, Perry, Johnson y Kurland, 1982). El 68,4% de los varones consumidores de cocaína afirma que sus pensamientos, sentimientos y comportamientos sexuales están a menudo asociados al consumo de la misma (Rawson, Washton, Domier y Reiber, 2002). De hecho, Buffum et al. (1988), Peugh y Belenko (2001) y Rosen (1991) consideran que la cocaína ayudaría a aumentar el deseo y prolongar la relación sexual. Esto parece ser así, pero sólo a corto plazo y a dosis bajas (Cregel y Mark, 1986; Pereiro y Serrano, 2006; Siegel, 1982; Smith, 2007), siendo su uso a medio y largo plazo muy perjudicial para la función sexual (Cocores et al., 1988), causando dispareunia, baja excitación (Johnson et al., 2004), anorgasmia, reducción del deseo (San Molina, 2003; Weatherby et al., 1992), disfunción eréctil (Cocores, 1988; Fecik, 1998; MacDonald, Waldford, Reinerman y Murphy, 1988) y priapismo (Fiorelli, Manfrey, Belkoff y Finkelstein, 1990; Munarriz, Hwang, Goldstein, Traish y Kim, 2003; Rodríguez-Blázquez, Cardona y Rivera-Herrera, 1990).

Opioides.

Existe gran consenso en torno a la idea de que el uso de opioides inhibe el comportamiento sexual en humanos (Al-Gommer, George, Haque, Moselhy y Saravanappa, 2007; Argiolas, 1999; Chekuri, Gerber, Brodie y Krishnadas, 2012; Zhang, Wang, Ma, Xu y Li, 2011). Se ha demostrado que los sujetos consumidores de heroína se activan menos al observar imágenes eróticas que consumidores de otras drogas y la población control (Aguilar et al., 2008). Parece ser que en los sujetos consumidores de opioides existe una falta de motivación hacia estímulos sexuales,

como si los estímulos reforzantes -incondicionados para la población normal- se vieran desplazados por estímulos condicionados asociados al consumo de droga (Goldstein y Volkow, 2002; Wexler et al., 2001). Este planteamiento resulta coherente si se tienen en cuenta los relatos de los propios heroinómanos, quienes equiparan el consumo de la droga a un orgasmo; de hecho, para ellos la heroína es la droga de elección como alternativa al sexo (Gay y Sheppard, 1973). No obstante, el sexo permanece latente en estos sujetos, aunque normalmente se ve afectado por diversas disfunciones sexuales (Bang-Ping, 2009; Palha y Esteves, 2002), viéndose perjudicados el deseo sexual, la erección, el orgasmo (Cioe, Friedmann y Stein, 2010; Johnson et al., 2004; Quaglio et al., 2008; Gulliford, 1998) y el placer sexual (Bang-Ping, 2008). Otra línea de investigación defiende que debido al efecto sedativo de los opioides, puede apreciarse un descenso de la ansiedad sexual, mejorando así la práctica sexual de sujetos con problemas sexuales iniciales (Hyatt y Bensky, 1999).

Meta-(anfetaminas).

Las anfetaminas y las metanfetaminas son las drogas arquetípicas de la sexualidad. Algunas de sus variedades se conocen como la “droga del amor”, más por sus efectos sensuales que sexuales, ya que intensifican las sensaciones táctiles, mejoran la empatía, sociabilidad y crean una sensación de euforia que aumenta la proximidad afectiva con los demás (Degenhardt y Topp, 2003; Hautefeuille y Véléa, 2002; Kurtz, 2005; Lévy y Garnier, 2006; Measham, Aldridge y Parker, 2001; Semple, Patterson y Grant, 2002). Según McKay (2005) y Schilder, Lampinem, Miller y Hogg (2005), estas drogas no tienen una influencia directa sobre el ciclo sexual. Se observó que estas supuestas virtudes eran coherentes con la vida nocturna de los jóvenes varones, entre quienes un 73,5% asocia las metanfetaminas con la sexualidad y un 85% asegura que su impulso sexual aumenta cuando las consumen (Rawson et al., 2002). Además, un tercio de quienes consumen estas sustancias lo hacen por sus efectos sexuales (Sumnall, Cole y Jerome, 2006). Esta vinculación tan firme entre sexualidad y metanfetaminas se ampara en el hecho de que, las metanfetaminas fomentan una experiencia sexual subjetivamente más intensa (Buffum et al., 1988; Passie, Hartmann, Schneider Emerich y Kruger, 2001; Zemishlany, Aizenberg y Weizman, 2001), si bien perjudicarían la práctica sexual *per se* (McKay, 2005; Schilder et al., 2005), produciéndose el fenómeno llamado “*crystal dick*”, que imposibilita conseguir la erección. En un informe del

National Institute on Drug Abuse, NIDA (2005b) se informa que el éxtasis puede repercutir físicamente en la función sexual provocando disminución del deseo, alteraciones en la erección, eyaculación retardada y disfunción orgásmica. Otros estudios también achacan a las metanfetaminas propiedades nocivas para la sexualidad como incapacidad para alcanzar una erección completa (Beck y Rosenbaum, 1994; Corner, 2004; Harris, Thiede, McGough y Gordon, 1993; Zemishlany et al., 2001) y eyaculación retardada (Peugh y Belenko, 2001).

Alucinógenos.

Los efectos sexuales de los alucinógenos han recibido poca atención. La investigación al respecto era inexistente en el año 2005a, según un informe del National Institute on Drug Abuse (NIDA), situación que se mantiene en la actualidad. Respecto al uso experimental del LSD, éste podría transformar completamente las relaciones sexuales, obteniéndose una experiencia completamente alterada (Pereiro Gomez et al., 2006). Parece ser que, en algunas ocasiones, con la dosis adecuada y obviando los “*bad trip*”, el LSD potenciaría el placer erótico, al alterar la percepción háptica (Halpern y Pope, 1999) y rompería la rutina con experiencias novedosas (Lévy, 2006).

Asertividad Sexual y Funcionamiento Sexual

Además de los efectos que las drogas producen directamente sobre el funcionamiento sexual, estos podrían ser indirectos, es decir, producidos mediante la interacción de variables intervinientes. La asertividad sexual de inicio podría ser una de estas variables, aunque es cierto que hasta la fecha no existen –hasta donde conozcamos- estudios que evalúen la asertividad sexual de drogodependientes. No obstante, parece coherente pensar en una carencia de esta habilidad, sobre todo si atendemos a que la asertividad sexual de inicio está relacionada con el funcionamiento sexual. Numerosas investigaciones han demostrado la existencia de esta relación en población normal (Haavio-Mannila y Kontula, 1997; Hurlbert, 1991; Hurlbert et al., 2005; MacNeil y Byers, 1997; Ménard y Offman, 2009; Santos-Iglesias y Sierra, 2010b; Santos-Iglesias, Sierra y Vallejo-Medina, en prensa). Dado que esta población, como hemos visto anteriormente, parece tener problemas en el funcionamiento sexual,

consideramos plausible un efecto interviniente de la asertividad sexual de inicio en el funcionamiento sexual.

Drogas y Victimización Sexual

Otro gran problema asociado al consumo de drogas es el sexo no deseado. Si bien es cierto que se trata de una problemática focalizada en la mayoría de las ocasiones en las mujeres, no se debe obviar la presencia de victimización sexual en varones. Probablemente el caso más preocupante sea la proliferación del uso de “*date rape drugs*” (*drogas de violación en cita*). Aunque este término es ampliamente usado, realmente la mitad de las veces víctima y agresor no están en una cita, por lo que actualmente en contextos científicos se emplea el término: drogas facilitadoras del asalto sexual (DFSA por sus siglas en inglés: *drug-facilitated sexual assault*) (Scott-Ham y Burton, 2005). Las DFSA son sustancias empleadas para dejar a la víctima en estado semiconsciente y, por tanto, incapaces de oponerse a un ataque sexual. Pese a que el uso de estas sustancias es raramente denunciada, en Inglaterra los casos han crecido exponencialmente pasando de 39 en 1990 a 935 en 2002 (solo 1 de cada 8 víctimas denuncia) (The Roofie Foundation, 2003), en parte por el efecto amnésico que algunas de estas sustancias provocan (European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction, 2008; Németh, Kun y Demetrovics, 2010). No obstante, Du Mont, Macdonald, Rotbard, Asllani, Bainbridge y Cohen (2009) indicaron que un 20,90% de las personas que habían sufrido un asalto sexual cumplían los criterios para considerar que éste se dio bajo los efectos de las DFSA. Las DFSA más comunes son el Rohipnol (y otras benzodiazepinas), GHB y ketamina que se suelen mezclar con cualquier bebida (Schwartz, Milteer y LeBeau, 2000). No obstante, la DFSA más común es el alcohol (Butler y Welch, 2009).

Estar bajo los efectos del alcohol puede ser tanto un factor que propicie sufrir victimización, como un factor desencadenante del ataque sexual (Brecklin y Ullman, 2005). Shacham y Cottler (2010) informan que un 8,60% de varones consumidores de drogas han experimentado contactos sexuales no deseados y que un 52,75% de usuarios de cocaína y metanfetaminas reconocen haber participado en prácticas sexuales nada comunes para ellos por el simple hecho de estar bajo el efecto de la sustancia. Por la experiencia clínica se sabe del posterior arrepentimiento de estas prácticas.

Drogas y Conductas Sexuales de Riesgo

La prevalencia de enfermedades de transmisión sexual/virus inmunodeficiencia humana (ETS/VIH) está aumentando en varones heterosexuales que usan drogas por vía no parenteral (Bellis et al., 2008; Booth, Kwiatkowski y Chitwood, 2000; Raj, Saitz, Cheng y Winter, 2007), siendo estos últimos menos propensos a usar condón y a tener sexo seguro que los hombres que tienen sexo con otros hombres (Ross y Williams, 2001). Las conductas de riesgo más comunes de esta población son el cambio de favores sexuales por drogas o dinero y relaciones sexuales sin protección o con distintos compañeros (Booth et al., 2000; Calsyn et al., 2010; Celentano, Latimore y Mehta, 2008; Raj et al., 2007). Establecer una mejor comprensión de la conexión entre comportamientos sexuales de riesgo y el uso de sustancias es un tema central, tanto para la prevención como para el tratamiento (Calsyn et al., 2010). Algunas de las variables implicadas en esta relación podrían ser la excitación sexual (George et al., 2009; Gerrard, Gibbons y Buishman, 1996), el contexto del consumo, el tipo de compañero sexual (Leigh, Ames y Stacy 2008; Maisto, Carey, Carey, Gordon y Schum, 2004), el estrés (Elkington, Bauermeister y Zimmerman, 2010; Morokoff et al., 2009) o la asertividad sexual. Y es que la asertividad sexual ha mostrado ser un potente predictor de las conductas sexuales de riesgo (Noar, Carlyle y Cole, 2006; Schooler, Ward, Merriwether y Caruthers, 2005; Zablotsky y Kennedy, 2003), estando relacionada con el uso real del preservativo (Auslander, Perfect, Succop y Rosenthal, 2007; Crowell, 2004; Morokoff et al., 2009). Por otro lado se ha observado que el consumo de alcohol reduce las habilidades de negociación de sexo seguro (Maisto et al., 2002).

Evaluación de la Asertividad Sexual y del Funcionamiento Sexual

Tan importante como evaluar el funcionamiento y la asertividad sexual de la población consumidora de droga, es emplear instrumentos que hayan sido adaptados y validados en esta población. Dada la ausencia de autoinformes que cumplan con estas características, nos hemos propuesto adaptar y validar el CSFQ-14 y la SAS.

El CSFQ-14 (Keller et al., 2006) es un autoinforme breve y fiable que recoge las diferentes facetas del funcionamiento sexual. El CSFQ-14 surge a partir de una revisión métrica del CSFQ -entrevista formada por 36 preguntas- (Clayton, McGarvey y Clavet,

1997) agrupadas semánticamente en cinco dimensiones: *Placer, Frecuencia/Deseo Sexual, Interés/Deseo Sexual, Excitación y Orgasmo/Resolución*. Keller et al. (2006) pusieron a prueba la capacidad métrica de los 14 ítems que miden funcionamiento sexual y problemas sexuales, en la versión reducida del CSFQ, denominada CSFQ-14. En el análisis factorial de la muestra de hombres, se encuentran tres dimensiones: *Deseo* (ítems 1-6; $\alpha = 0,80$), *Excitación* (ítems 7-9; $\alpha = 0,84$) y *Orgasmo* (ítems 11-13; $\alpha = 0,76$). En España, Bobes et al. (2000) realizaron una validación del cuestionario en una muestra de 580 sujetos, encontrando una fiabilidad de consistencia interna de 0,81. En dicho estudio se presenta una estructura factorial que confirma parcialmente el modelo original de cinco factores, la cual explica un 82,60% de la varianza total. La fiabilidad test-retest muestra valores en torno a 0,90. Posteriormente, Bobes et al. (2002) mostraron una adecuada capacidad discriminante entre muestra clínica y normal.

Por su parte, la SAS (Morokoff et al., 1997) constituye también una escala breve que evalúa las tres áreas de la asertividad sexual. Está compuesta por 18 ítems que recogen los tres componentes que definen sintácticamente el constructo de asertividad sexual. La primera subescala (*Inicio*) evalúa la frecuencia con la que una persona comienza una relación sexual y si esta acontece de forma deseada; la segunda (*Rechazo*) mide el frecuencia en que una persona es capaz de evitar, tanto una relación sexual, como una práctica sexual no deseada; la última dimensión (*Embarazo y Enfermedades de Transmisión Sexual, E-ETS*) evalúa la frecuencia con la que una persona insiste en el uso de métodos anticonceptivos de barrera de látex con su pareja. Todos los ítems se puntúan sobre una escala de respuesta tipo Likert que oscila entre 0 (*Nunca*) y 4 (*Siempre*). La mitad de los ítems están redactados de forma inversa (3, 4, 6, 8, 10, 11, 13, 14 y 16).

Las propiedades psicométricas en mujeres -la escala no había sido validada originalmente en varones- han sido descritas por Morokoff et al. (1997). Se partió de un banco de 112 ítems que se redujeron a 18 tras un proceso de filtrado. El análisis factorial exploratorio mostró tres dimensiones (*Inicio, Rechazo y E-ETS*). A continuación se confirmó la estructura factorial mediante un modelo de ecuaciones estructurales, ratificando además que la administración de una sola subescala, de forma aislada, no afectaría a sus características psicométricas. En este estudio se informa del alfa de Cronbach en cinco muestras independientes de mujeres (tres compuestas por estudiantes universitarias, una de mujeres con conductas sexuales de riesgo y una última

resultado del seguimiento de las estudiantes universitarias y las mujeres con conductas de riesgo), obteniéndose los siguientes valores: 0,82, 0,76, 0,77, 0,77 y 0,82 para *Inicio*; 0,78, 0,80, 0,71, 0,74 y 0,80 en *Rechazo*; y 0,82, 0,80, 0,85, 0,82 y 0,80 en *E-ETS*; para el total de la escala se alcanzaron coeficientes de 0,79, 0,77, 0,75, 0,82 y 0,84, respectivamente. También se evaluó la fiabilidad test-retest en tres momentos (inicio, a los seis meses y al año), encontrándose correlaciones entre cada subescala consigo misma en los diferentes momentos en ningún caso inferiores a 0,59. Por último, se examinó la validez concurrente, hallándose relaciones entre la asertividad sexual y la duración y satisfacción de la relación, la victimización sexual, la experiencia sexual y las conductas preventivas de ETS. Otros estudios han informado de un alfa de Cronbach que oscila entre 0,66 y 0,86 (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). La subescala E-ETS ha mostrado ser sensible a la hora de evaluar cambios en la asertividad sexual en función de la etapa de cambio para el uso del condón en la que se encuentra una persona, tanto en mujeres con conductas sexuales de riesgo como en población normal (Noar, Morokoff y Redding, 2002).

Por todo lo señalado anteriormente, es de esperar un daño en el funcionamiento sexual de los varones drogodependientes, atendiendo a diferencias en función del tipo de sustancia preferente. No obstante, previamente a la evaluación del funcionamiento sexual en drogodependientes, consideramos clave emplear instrumentos debidamente adaptados y validados en esta población. Por otro lado, la investigación sobre la asertividad sexual de estos pacientes es prácticamente inexistente, de tal manera que según los datos consultados, explorar esta área de la sexualidad humana puede ser interesante desde el punto de vista de la salud sexual. Nuevamente el uso de instrumentos adaptados y validos ha sido considerado clave. Por tanto, en esta Tesis Doctoral se han propuesto los siguientes objetivos.

Objetivos

El objetivo general de esta Tesis Doctoral será evaluar el funcionamiento sexual y la asertividad sexual de una muestra de varones drogodependientes. Para ello será necesario cumplir los siguientes objetivos específicos.

- Validar y adaptar la escala de funcionamiento sexual CSFQ en población drogodependiente.
- Validar una escala que evalúe asertividad sexual (*Sexual Assertiveness Scale, SAS*) en una muestra mixta de hombres y mujeres no clínicos.
- Comprobar que la SAS es equivalente para hombres y mujeres.
- Validar y adaptar la SAS en población drogodependiente.
- Evaluar las diferencias en el funcionamiento sexual de los pacientes drogodependientes con respecto a un grupo no consumidor.
- Evaluar las diferencias en asertividad sexual de los pacientes drogodependientes con respecto a un grupo no consumidor.

Referencias Bibliográficas

- Aguilar, F., Verdejo-García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F. y Pérez-García, M. (2008). Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a las drogas. *Adicciones*, 20, 117-124.
- Al-Gommer, O., George, S., Haque, S., Moselhy, H. y Saravanappa, T. (2007). Sexual dysfunctions in male opiate users: A comparative study of heroin, methadone, and buprenorphine. *Addictive Disorders & Their Treatment*, 6, 137–143. doi: 10.1097/ADT.0b013e31802b4e8c
- Argiolas, A. (1999). Neuropeptides and sexual behaviour. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 23, 1127–1142.
- Auslander, B. A., Perfect, M. M., Succop, P. A. y Rosenthal, S. L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, 20, 157-62. doi:10.1016/j.jpag.2007.03.093
- Ávila Escribano, J. J., Pérez Madruga, A., Ólazabal Ulacia, J. C. y López Fidalgo, J. (2004). Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones*, 16, 1-6.
- Bang-Ping, J. (2008). Erectile dysfunction associated with psychoactive substances. *Chonnam Medical Journal*, 44, 117-124. doi: 10.4068/cmj.2008.44.3.117
- Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *Journal of Sexual Medicine*, 6, 1072-1080. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00707.x
- Beck, J. y Rosenbaum, M. (1994). *Pursuit of Ecstasy: the MDMA Experience*. Albany, NY, State: University of New York Press.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Calafat, A., Juan, M., Ramon, A., Rodriguez, J. A., ... Phillips-Howard, P. (2008). Sexual uses of alcohol and drugs and the associated health risks: a cross sectional study of young people in nine European cities. *BMC public health*, 8, 155-166.

- Bobes, J., González, M. P., Bascarán, M. T., Clayton, A., García, M., Rico-Villademoros, F. y Banús, S. (2002). Evaluating changes in sexual functioning in depressend patients: Sensitivity to change of the CSFQ. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 28, 93-103. doi: 10.1080/00926230252851852
- Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P. y Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, 26, 119-131. doi: 10.1080/009262300278524
- Booth, R. E., Kwiatkowski, C. F. y Chitwood, D. D. (2000). Sex related HIV risk behaviors: differential risks among injection drug users, crack smokers, and injection drug users who smoke crack. *Drug and alcohol dependence*, 58, 219-26. doi: 10.1016/S0376-8716(99)00094-0
- Brecklin, L. R. y Ullman, S. E. (2005). Self-Defense or Assertiveness Training and Women's Responses to Sexual Attacks. *Journal of Interpersonal Violence*, 20, 738-762. doi:10.1177/0886260504272894
- Buffum, J., Moser, C. y Smith, D. (1988). Street drugs and sexual function. En J. Money, H. Musaph y J.M.A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology, Vol.6, The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function* (pp. 462-477) Nueva York: Elsevier Science Publishers B.V.
- Butler, B. y Welch, J. (2009). Drug-facilitated sexual assault. *Canadian Medical Association*, 180, 513-519. doi: 10.1503/cmaj.090006
- Calafat, A., Fernandez, C., Juan, M., Anttila, A. H., Arias, R., Bellis, M. A. ... Zavatti, P. (2003). *Enjoying the nightlife in Europe: The role of moderation*. Valencia. IREFREA.
- Calafat, A., Juan, M., Becoña, E. y Mantecón, A. (2008). Qué drogas se prefieren para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones*, 20, 37-47.
- Calsyn, D. A., Hatch-Maillette, M., Tross, S., Doyle, S. R., Crits-Christoph, P., Song, Y. S., ... Berns, S. B. (2009) Motivational and skills training HIV/sexually transmitted infection sexual risk reduction groups for men, *Journal of Substance Abuse Treatment*, 37, 138-150. doi: 10.1016/j.jsat.2008.11.008.

- Carrobbles, J. A. y Sanz, A. (1991). *Terapia sexual*. Madrid: Fundación Universidad-Empresa.
- Celentano, D., Latimore, A. y Mehta, S. (2008). Variations in sexual risks in drug users: Emerging themes in a behavioral context. *Current HIV/AIDS Reports*, 5, 212-218. doi: 10.1007/s11904-008-0030-4
- Chekuri, V., Gerber, D., Brodie, A. y Krishnadas, R. (2012). Premature ejaculation and other sexual dysfunctions in opiate dependent men receiving methadone substitution treatment. *Addictive Behaviors*, 37, 124-126. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.addbeh.2011.08.005>
- Christensen, B. S., Grønbaek, M., Pedersen, B. V., Graugaard, C. y Frisch, M. (2011). Associations of unhealthy lifestyle factors with sexual inactivity and sexual dysfunctions in Denmark. *Journal of Sexual Medicine*, 8, 1903-1916. doi: 10.1111/j.1743-6109.2011.02291.x
- Cioe, P. A., Friedmann, P. D. y Stein, M. D. (2010). Erectile dysfunction in opioid users: Lack of association with serum testosterone. *Journal of Addictive Diseases*, 29, 455-460. doi: 10.1080/10550887.2010.509279
- Clayton, A. H., McGarvey, E. L. y Clavet, G. J. (1997). The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability and validity. *Psychopharmacology Bulletin*, 33, 731-745.
- Cocores, J. A., Miller, N. S., Pottash, A. C. y Gold, M. S. (1988). Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 14, 169-173.
- Consroe, P., Musty, R., Rein, J., Tillery, W. y Pertwee, R. (1997). The perceived effects of smoked cannabis on patients with multiple sclerosis. *European Neurology*, 38, 44-48.
- Cormer, R. J. (2004). *Abnormal Psychology*. Nueva York: Worth Publishers.
- Cregel, L. y Mark, H. (1986). Medical complications of cocaine abuse. *New England Journal of Medicine*, 315, 1595.
- Crenshaw, T. L. y Goldberg, J. P. (1996). Alcohol. *Sexual Pharmacology: Drugs That Affect Sexual Functioning* (pp. 151-170). Nueva York, NY: W.W. Norton & Company.

- Crowell, T. L. (2004). Seropositive individuals willingness to communicate, self-efficacy, and assertiveness prior to HIV infection. *Journal of health communication*, 9, 395-424. doi: 10.1080/10810730490504125
- Dee Galasi, R. (1977). *Assert Yourself! How to Be Your Own Person*. Nueva York: The Human Sciences Press.
- Degenhardt, L. y Topp, L. (2003). Cristal meth use among polydrug users in Sydney's dance partysubculture: Characteristics, use patterns and associated harms. *International Journal of Drug Policy*, 14, 17-24. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0955-3959\(02\)00200-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0955-3959(02)00200-1)
- DeLamater, J. y Karraker, A. (2009). Sexual functioning in older adults. *Current Psychiatry Reports*, 11, 6-11. doi: 10.1007/s11920-009-0002-4
- Dişsiz, M. y Oskay, U. Y. (2011). Evaluation of sexual functions in Turkish alcohol-dependent males. *Journal of Sexual Medicine*, 8, 3181-3187. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02091.x
- Du Mont, J., Macdonald, S., Rotbard, N., Asllani, E., Bainbridge, D. y Cohen, M. M. (2009). Factors associated with suspected drug-facilitated sexual assault. *CMAJ*, 180, 513-519. doi: 10.1503/cmaj.080570
- Elkington, K. S., Bauermeister, J. A. y Zimmerman, M. A. (2010). Psychological distress, substance use, and HIV/STI risk behaviors among youth. *Journal Youth Adolescence*, 39, 514-27. doi: 10.1007/s10964-010-9524-7
- ElSohly, M. A. y Salamone, S. J. (1999). Prevalence of drugs used in cases of alleged sexual assault. *Journal of Analytical Toxicology*, 23, 141-146.
- Emanuele, M. A. y Emanuele, N. V. (1998). Alcohol's effects on male reproduction. *Alcohol Health Research World*, 22, 195-201.
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction (2008). *Sexual Assaults facilitated by drugs or alcohol*. Lisboa, Marzo 2008.
- Fecik, S. E. (1998). Drug-induced Sexual Dysfunction. *Medical Update for Psychiatrist*, 3, 176-181.
- Fiorelli, R. L., Manfrey, S. J., Belkoff, L. H. y Finkelstein, L. H. (1990). Priapism associated with intranasal cocaine abuse. *Journal of Urology*, 143, 584-585.

- Gay, G. R., Newmeyer, J. A., Perry, M., Johnson, G. y Kurland, M. (1982). Love and haight: The sensuous hippy revisited. Drug/sex practices in San Francisco. *Journal of Psychoactive Drugs*, 14, 111-123.
- Gay, G. R. y Sheppard, C. W. (1973). Sex-crazed dope fields-Myth or reality? *Drug Forum*, 2, 125-140.
- George, W. H., Davis, K. C., Norris, J., Heiman, J. R., Stoner, S. A., Schacht, R. L., ... Kajumulo, K. F. (2009). Indirect effects of acute alcohol intoxication on sexual risk-taking: The roles of subjective and physiological sexual arousal. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 538–550. doi: 10.1007/s10508-008-9346-9
- Gerrard, M., Gibbons, F. X. y Bushman, B. J. (1996). Relation between perceived vulnerability to HIV and precautionary sexual behavior. *Psychological Bulletin*, 119, 390–409.
- Gidycz, C. A., Hanson, K. y Layman, M. J. (1995). A prospective analysis of the relationships among sexual assault experiences an extension of previous findings. *Psychology of Women Quarterly*, 19, 5-29.
- Goldstein, R. Z. y Volkow, N. D. (2002). Drug addiction and its underlying neurobiological basis: neuroimaging evidence for the involvement of the frontal cortex. *American Journal of Psychiatry*, 159, 1642-1652.
- Greene, D. M. y Navarro, R. L. (1998). Situation-specific assertiveness in the epidemiology of sexual victimization among university women. *Psychology of Women Quarterly*, 22, 589-604.
- Gulliford, S. M. (1998). Opioid-induced sexual dysfunction. *Journal of Pharmaceutical Care in Pain and Symptom Control*, 6, 67-74.
- Haavio-Mannila, E. y Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 26, 399-419. doi: 10.1023/A:1024591318836
- Halpern, J. H. y Pope, H. G. (1999). Do hallucinogens cause residual neuropsychopharmacological toxicity? *Drug and Alcohol Dependence*, 53, 247-256.
- Harris, N. V., Thiede, H., McGough, J. P. y Gordon, D. (1993). Risk factors for HIV infection among injection drug users: Results of blinded surveys in drug

- treatment centers, King County, Washington 1988-1991. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, 6, 1275-1282.
- Hatzichristou, G. G. y Pescatori, E. S. (2001). Current treatments and emerging therapeutic approaches in male erectile dysfunction. *British Journal of Urology International*, 88, 11-17.
- Hautefeuille, M. y Véléá, D. (2002). *Les drogues de synthèse*. Paris: PUF.
- Hurlbert, D. F. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: a comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190. doi: 10.1080/00926239108404342
- Hurlbert, D. F., Singh, D., Menendez, D. A., Fertel, E. R., Fernández, F. y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Hyatt, B. y Bensky, K. P. (1999). Illicit drugs and anesthesia. *The Clinical Forum for Nurse Anesthetists*, 10, 15-23.
- Johnson, S. D., Phelps, D. L. y Cottler, L. B. (2004). The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Archives of Sexual Behavior*, 33, 55-63. doi: 10.1023/B:ASEB.0000007462.97961.5a
- Keller, A., McGarvey, E. L. y Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), *Journal of Sex & Marital Therapy*, 32, 43-52. doi: 10.1080/00926230500232909
- Kurtz, S. P. (2005). Post-circuit blues: Motivations and consequences of crystal meth use among gay men in Miami. *AIDS and Behavior*, 9, 63-72. doi: 10.1007/s10461-005-1682-3
- Leigh, B. C., Ames, S. L. y Stacy, A. W. (2008). Alcohol, drugs, and condom use among drug offenders: An event-based analysis. *Drug and Alcohol Dependence*, 93, 38-42. doi:10.1016/j.drugalcdep.2007.08.012.
- Lemere, F. y Smith, J. W. (1973). Alcohol induced sexual impotence. *American Journal of Psychiatry*, 130, 212-213.

- Lévy, J. J. y Garnier, C. (2006). Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues, santé et société*, 5, 11-48.
- Livingston, J. A., Testa, M. y VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, 13, 298-313. doi: 10.1177/1077801206297339
- MacDonal, P. T., Waldorf, D., Reinerman, C. y Murphy, S. (1988). Heavy cocaine use and sexual behavior. *Journal of Drug Issues*, 18, 437-455.
- MacNeil, S. y Byers, E. (1997). The relationships between sexual problems, communication, and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 6, 277-283.
- McMahon, C. G., Abdo, C., Incrocci, L., Perelman, M., Rowland, D., Waldinger, M. y Xin, Z.C. (2004). Disorders of orgasm and ejaculation in men. *Journal of Sexual Medicine*, 1, 58-65. doi: 10.1111/j.1743-6109.2004.10109.x
- Maisto, S. A., Carey, M. P., Carey, K. B. y Gordon C. M. (2002). The Effects of Alcohol and Expectancies on Risk Perception and Behavioral Skills Relevant to Safer Sex Among Heterosexual Young Adult Women. *Journal of studies on alcohol*. 63, 476-485.
- Masters, E. H. y Johnson, V. E. (1966) *Human Sexual Response*. Boston: Little Brown & Co.
- McKay, A. (2005). Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 47-56.
- Measham, F., Aldridge, J. y Parker, H. (2001). *Dancing on drugs: Risk, health and hedonism in the British club scene*. Londres: Free Association Books.
- Ménard, A. y Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 18, 35-45.
- Money, J., Leal, J. y Gonzalez-Heydrich, J. (1988). Aphrodisiology: History, folklore, efficacy. En J. Money, H. Musaph y J.M. A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology* (Vol.6) (pp 499-515). Nueva York : Elsevier Science Publishers B.V.

- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R. y Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804.
- Morokoff, P. J., Redding, C. A., Harlow, L. L., Cho, S., Rossi, J. S., Meier, K. S., ... Brown-Peterside, P. (2009). Associations of Sexual Victimization, Depression, and Sexual Assertiveness with Unprotected Sex: A Test of the Multifaceted Model of HIV Risk Across Gender. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 14, 30-54. doi: 10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x
- Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A. M. y Kim, N. N. (2003). Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urology*, 62, 187-192.
- National Institute on Drug Abuse (NIDA) (2005a). La LSD. *NIDA Info Facts*, Marzo 2005.
- National Institute on Drug Abuse (NIDA) (2005b). La MDMA (Éxtasis). *NIDA Info Facts*, Marzo 2005.
- Németh, Z., Kun, B. y Demetrovics, Z. (2010). Review: The involvement of gamma-hydroxybutyrate in reported sexual assaults: a systematic review. *Journal of Psychopharmacology*, 24, 1281-1287.
- Noar, S. M., Carlyle, K. y Cole, C. (2006). Why Communication Is Crucial: Meta-Analysis of the Relationship Between Safer Sexual Communication and Condom Use. *Journal of Health Communication*, 11, 365-390. doi: 10.1080/10810730600671862
- Noar, S. M., Morokoff, P. J. y Redding, C. A. (2002). Sexual assertiveness in heterosexually active men: A test of three samples. *AIDS Education and Prevention*, 14, 330-342.
- Palha, A. P. y Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 28, 427-437. doi: 10.1080/00926230290001547
- Paradis, A. F. (1998). *Stimulants sexuels: mythes ou réalité*. Comunicación presentada en el XXV^e Congrès de l'Association des Intervenants en Toxicomanie du Québec. Québec, Canada.

- Passie, T., Hartmann, U., Schneider, U., Emrich, H. y Krüger, T. (2005). Ecstasy (MDMA) mimics the post-orgasmic state: Impairment of sexual drive and function during acute MDMA-effects may be due to increased prolactin secretion. *Medical Hypotheses*, 64, 899-903.
- Pereiro Gómez, C. y Serrano Cartón, M. (2006) Drogas y disfunción sexual. *Adicciones*, 18, 231-243.
- Peugh, J. y Belenko, S. (2001). Alcohol, drugs and sexual function: A review. *Journal of Psychoactive Drugs*, 33, 223-232.
- Quaglio, G., Lugoboni, F., Pattaro, C., Melara, B., Mezzelani, P. y Des Jarlais, D. C. (2008). Erectile dysfunction in male heroin users, receiving methadone and buprenorphine maintenance treatment. *Drug and Alcohol Dependence*, 94, 12-18. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2007.09.025>
- Raj, A., Saitz, R., Cheng, D. y Winter, M. (2007). Associations between alcohol, heroin, and cocaine use and high risk sexual behaviors among detoxification patients. *The American journal of Drug and Alcohol Abuse*, 33, 169-178.
- Rawson, R. A., Washton, A., Domier, C. P. y Reiber, C. (2002). Drugs and sexual effects: role of drug type and gender. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 22, 103-108. doi: 10.1016/S0740-5472(01)00215-X
- Rodríguez-Blázquez, H. M., Cardona, P. E. y Rivera-Herrera, J. L. (1990). Priapism associated with the use of topical cocaine. *Journal of Urology*, 143, 358.
- Roerich, L. y Kinder, B. N. (2002). Alcohol expectancies and male sexuality: Review and implications for sex therapy. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 45-54. doi: 10.1080/00926239108405468
- Rosen, R. C. (1991). Alcohol and drug effects on sexual response: Human experimental and clinical studies. *Annual Review of Sex Research*, 2, 119-179.
- Ross, M. W. y Williams, M. L. (2001). Sexual behavior and illicit drug use. *Annual Review of Sex Research*, 12, 290-310.
- San Molina, L. (2003). Disfunciones sexuales asociadas a trastorno por uso de sustancias. En Ars Médica (Eds.), *Consenso de la SEP sobre patología dual* (pp. 162-165). Barcelona, España.

- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J. C. (2010a). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *10*, 553-577.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J. C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, *107*, 39-57. doi: 10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57
- Santos-Iglesias, P., Sierra, J. C. y Vallejo-Medina, P. (en prensa). Predictors of sexual assertiveness: The role of sexual desire, arousal, attitudes, and partner abuse. *Archives of Sexual Behavior*.
- Schilder, A. J., Lampinen, T. M., Miller, M. L. y Hogg, R. S. (2005). Crystal methamphetamine and ecstasy differ in relation to unsafe sex among young gay men. *Canadian Journal of Public Health*, *96*, 340–343.
- Schooler, D., Ward, L. M., Merriwether, A. y Caruthers, A. S. (2005). Cycles of shame: menstrual shame, body shame, and sexual decision-making. *Journal of Sex Research*, *42*, 324-334.
- Schwartz, R. H., Milteer, R. y LeBeau, M. A. (2000). Drug-facilitated sexual assault ('date rape'). *Southern Medical Journal*, *93*, 558-61.
- Scott-Ham, M. y Burton, F. (2005). Toxicological findings in cases of alleged drug-facilitated sexual assault in the United Kingdom over a 3-year period. *Journal of Clinical Forensic Medicine*, *12*, 175–186.
- Semple, S. J., Patterson, T. L. y Grant, I. (2002). Motivations associated with methamphetamine among HIV-positive men who have sex with men. *Journal of Substance Abuse Treatment*, *22*, 149-156.
- Shacham, E. y Cottler, L. (2010). Sexual Behaviors among Club Drug Users: Prevalence and Reliability. *Archives of Sexual Behavior*, *6*, 1331-1341. doi: 10.1007/s10508-009-9539-x.
- Shamloul, R. y Bella, A. J. (2011). Impact of Cannabis Use on Male Sexual Health. *Journal of Sexual Medicine*, *8*, 971-975. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02198.x
- Siegel, R. K. (1982). Cocaine and dysfunction sexual: the course of mama coca. *Journal Psychoactive Drugs*, *14*, 71.

- Smith, A. M., Ferris, J. A., Simpson, J. M., Shelley, J., Pitts, M. K. y Richters, J. (2010). Cannabis use and sexual health. *Journal of Sexual Medicine*, 7, 787-793. doi: 10.1111/j.1743-6109.2009.01453.x
- Smith, D. E., Wesson, D. R. y Apter-Marsh, M. (1984). Cocaine- and alcohol-induced sexual dysfunction in patients with addictive disease, *Journal of Psychoactive Drugs* 16, 359-361.
- Smith, S. (2007). Drugs that cause sexual dysfunction. *Psychiatry*, 6, 111-114.
- Sumnall, H. R., Cole, J. C. y Jerome, L. (2006). The varieties of ecstatic experience: An exploration of the subjective experiences of ecstasy. *Journal of Psychopharmacology*, 20, 670-682.
- The Roofie Foundation (2003). Statistical Update July 2003. Knaresborough: The Roofie Foundation.
- Weatherby, N., Shultz, J., Chitwood, D., McCoy, H., McCoy, C., Ludwig, D. y Edlin, B. (1992). Crack cocaine use and sexual activity in Miami, Florida. *Journal of Psychoactive Drugs*, 24, 373-380.
- Wexler, B. E., Gottschalk, C. H., Fulbright, R. K., Prohovnik, I., Lacadie, C. M., Rounsaville, B. J. y Gore, J. C. (2001). Functional magnetic resonance imaging of cocaine craving. *American Journal of Psychiatry*, 158, 86-95.
- Zablotsky, D. y Kennedy, M. (2003). Risk factors and HIV transmission to midlife and older women: knowledge, options, and the initiation of safer sexual practices. *Journal of acquired immune deficiency syndromes*, 33, 122-130.
- Zamboni, B. D., Crawford, I. y Williams, P. G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention*, 12, 492-504.
- Zhang, Y., Wang, P., Ma, Z., Xu, Z. y Li, Y. (2011). Sexual function of 612 male addicts treated by methadone. *Journal of Central South University (Medical Sciences)*, 36, 739-743.
- Zemishlany, Z., Aizenberg, D. y Weiman, A. (2001). Subjective effects of MDMA (“Ecstasy”) on human sexual function. *European Psychiatry*, 16, 127-130.

ESTUDIO 1

Artículo 1

Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history.

Publicado en *Sexuality and Disability* en 2010

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de impacto 2010 = 0,67

Cuartil 3 de la categoría “*Rehabilitation*” puesto 44° de 64

Referencia:

Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2010). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. *Sexuality and Disability*, 28, 105-118. doi:10.1007/s11195-010-9146-8

Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history.

Abstract

This study presents the first psychometric data on the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), a self-report instrument to assess sexual functioning, in a sample of 104 males with drug abuse history. They were collected in 2008. The questionnaire was completed along with the Addictive Behavior Questionnaire and the Brief Sexual Function Inventory. A three-dimensional factor structure was observed in the CSFQ-14: *Desire* ($\alpha = .73$), *Arousal-orgasm* ($\alpha = .67$) and *Pleasure* (including only one item). Scores indicated adequate validity, with similar values to samples of depressive patients and lower values than the normal population.

Keywords: CSFQ, sexual function, drug users, reliability, validity.

Resumen

En este trabajo se presentan los primeros datos psicométricos del Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), un autoinforme para evaluar el funcionamiento sexual, en una muestra de 104 sujetos drogodependientes (evaluados en 2008). El cuestionario fue cumplimentado junto al Addictive Behavior Questionnaire (ABQ) y al Brief Sexual Function Inventory (BSFI). El CSFQ-14 muestra una estructura factorial de tres dimensiones: *Deseo* ($\alpha = .73$), *Excitación-orgasmo* ($\alpha = .67$) y *Placer* (sólo un ítem). Las puntuaciones muestran buena validez, hallándose valores similares a los encontrados en muestras de pacientes depresivos e inferiores a los de la población normal.

Palabras clave: CSFQ, funcionamiento sexual, uso drogas, fiabilidad, validez.

Résumé

Dans cet article nous vous présentons les premières données psychométriques du Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), un test auto-administré pour l'évaluation du fonctionnement sexuel d'un échantillon de 104 sujets toxicomanes (évalués en 2008). Le questionnaire a été répondu

ainsi que le Addictive Behavior Questionnaire (ABQ) et le Brief Sexual Function Inventory (BSFI). Le CSFQ-14 a une structure factorielle qui présente trois dimensions: *Désir* ($\alpha = .73$), *Excitation-orgasme* ($\alpha = .67$) et *Plaisir* (seulement un item). Les résultats montrent une bonne validité; on y découvre des données semblables à celles trouvées dans l'échantillonnage de patients dépressifs, et des résultats inférieurs en comparaison à ceux de la population normale.

Mots-clés: CSFQ, fonctionnement sexuel, usage drogues, fiabilité, validité.

Introduction

Drugs have been used as a sexual aphrodisiac for a long time. People who use drugs in sexual contexts admit they do so to improve their sexual functioning [1]. However, many studies have found an association between alterations in sexual response and drug consumption. This influence is both psychological [2-10] and physiological [11-26]. The same drug may have opposite sexual effects in different consumers because of individual differences. Moreover, any possible beneficial effects are only achieved in the short term and/or at low doses; sexual problems appear soon if the dose increases or if drugs are consumed for a longer period. In these cases, drug users try to obtain the beneficial effect they experienced before but often achieve the opposite effect [27].

The relation between drug consumption and sexuality has been widely studied. Yet, no studies have used self-reports already validated in samples of drug abusers. The aim of the present study, defined as instrumental according to Montero and León's classification [28], was to review various psychometric indicators of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. The CSFQ-14 is the result of a metric review of the CSFQ [29], an interview with 36 questions. The questions were semantically grouped into five different scales: *Pleasure*, *Sexual desire/frequency*, *Sexual desire/interest*, *Arousal/excitement* and *Orgasm/completion*. Keller, McGarvey and Clayton [30] tested the metric properties of 14 of its items measuring sexual functioning and sexual problems and developed a reduced version of the CSFQ (CSFQ-14). Three dimensions were isolated in a factor analysis performed in a sample of males: *Desire* (items 1-6; $\alpha = .80$), *Arousal* (items 7-9; $\alpha = .84$), and *Orgasm* (items 11-13; $\alpha = .76$). In Spain, the questionnaire was validated in a sample of 580 subjects by Bobes and its colleagues [31], who found an internal consistency reliability of .81. The original five-factor model was partially confirmed by the factor structure obtained in the study. This structure explained 82.6% of the total variance. Test-retest reliability values around .90 were obtained, and it was proven that the questionnaire had adequate discriminating ability between clinical and normal samples.

In this context, the aim of the present study was to analyze several psychometric properties of the CSFQ-14 (male version) in a Spanish sample of drug abusers. Following the recommendations of Carretero-Dios and Pérez [32], the procedure

selected was to analyze the reliability and construct validity of the CSFQ-14 using exploratory factor analysis. To prove convergent validity, a significant positive relation was expected between the scores of the CSFQ-14 and those of the Brief Sexual Function Inventory [33,16]. Finally, to prove the discriminant validity of the questionnaire, scores were expected to be lower than those of normal population samples and similar to those of clinical samples obtained in other studies [29,34].

Method

Participants

A sample of 104 subjects with a history of drug abuse participated in the study. Mean age was 31.91 years ($SD = 9.14$). Out of the total sample, 13.46% of participants were married, 70.19% were single, and 15.38% were divorced. A total of 7.88% participants had no education, 36.46% had primary school level, 20.19% had high school level, 9.61% had completed higher degree vocational training, and 25.96% had university-level studies. To maximize the heterogeneity of the sample, the study included subjects not using drugs at the time, active drug users, subjects in residential or outpatient care, and untreated subjects without treatment. Subjects in residential or outpatient care were recruited by cluster sampling in the institutions Cortijo Buenos Aires, in Granada, Proyecto Hombre Granada, and the Unit of Emotional and Addictive Disorders of Medimar International Hospital. Untreated participants were recruited by convenience sampling.

For subjects to be considered drug abusers, the following thresholds of minimum consumption were set:

- Alcohol. According to the criteria of the Spanish Drug Observatory [35], the threshold is a minimum daily consumption of 40 grams of alcohol (about one liter of beer).
- Cannabis. According to the Andalusian Drug and Addiction Observatory [36], consumption of cannabis more than one day a week is considered regular use.
- Amphetamines and derivatives. According to a report by the Andalusian Drug and Addiction Observatory [36], consumption of these drugs is experimental,

and daily or even weekly consumption is rare. Therefore, the inclusion criterion was consumption more than once a month.

- Hallucinogens. According to Ballesta, Lozano, Bilbao, and González [see, 37], consumption of hallucinogens is mainly experimental, so the same inclusion criterion was used as for amphetamines (more than once a month).
- Cocaine, opioids and speedball. Consumption once a week or more was arbitrarily chosen as a criterion.

To be included in the study, participants had to be free from the acute effect of drugs; that is, they must not have consumed drugs for at least 24 hours prior to the test (1.5 grams of alcohol were permitted). Consumption characteristics of the sample are shown in Table 1.

Table 1. Consumption characteristics

Characteristics	Cannabis	Benzodiazepines	Cocaine	Amphetamines	Heroin	Methadone	Hallucinogens	Speedball	Alcohol	Total
Subjects	87	30	80	37	31	21	51	28	90	104
Severity (SD) ^a	7.13 (9.86)	12.45 (19.73)	5.59 (5.59)	2.54 (4.33)	4.57 (3.9)	120.8 (127.51)	0.51 (1.05)	5.54 (4.32)	39.55 (53.79)	(^c)
Preferred substance ^b	19	1	36	0	7	1	0	10	24	
Age (SD)	30.97 (8.49)	36.33 (7.39)	31.91 (7.91)	32.26(8.87)	36.45(7.23)	36.19 (6.92)	31.69 (8.08)	37.54 (6.57)	32.23 (9.32)	31.9 (9.19)
With medication	35	14	36	20	16	10	26	14	37	44
Mean time of use (SD) ^b	12.4(8.22)	11.1(8.91)	11.1(8.06)	8.1(7.28)	11.7(8.35)	5.6(6.86)	4.8(6.41)	12.6(8.34)	15.6(9.39)	10.32(7.98)
Maximum	31.5	28	29.42	29.42	24	25	29.42	26.67	38	38
Consumption in last month	24.1%	30%	12%	7.9%	6.7%	10%	7.8%	3.6%	37%	(^c)

^a Mean severity for cannabis, cocaine, heroin, combinations, and alcohol in Hgr/year; benzodiazepines, amphetamines and hallucinogens in 1/100 units; methadone in dl/year.

^b Five subjects had no preferred substance

^c Not counting periods of withdrawal

Instruments

- *Changes in the Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14; [30]).* It has 14 items in a 5-point Likert response format to assess sexual functioning. High scores indicate better sexual functioning. The psychometric properties of this instrument have been described above. (See appendix).
- *Brief Sexual Function Inventory (BSFI; [33]).* It has 11 items in a 5-point Likert response format to assess male sexual response. Five dimensions were isolated in the original study: *Sexual Drive* ($\alpha = .88$), *Erectile Function* ($\alpha = .95$), *Ejaculation* ($\alpha = .62$), *Problem Assessment* ($\alpha = .81$) and *Satisfaction* (one item). In the Spanish version [38, 21], the authors replicated the original factor structure, with the exception of two items that loaded on different factors. High scores indicate better sexual functioning.
- *Addictive Behavior Questionnaire (ABQ; [39]).* It obtains information about the type of substance used, route of administration, severity and chronicity. In the present study, an abstinence period was introduced and the original list of substances was changed. Medication was eliminated; combinations, benzodiazepines, and tobacco were added. The final list of possible drugs included cannabis, benzodiazepines, cocaine, amphetamines, heroin, methadone, hallucinogens, speedball, tobacco, and alcohol.

Procedure

The CSFQ-14 was adapted to Spanish using forward translation [40]. The Spanish translation and the original English text were reviewed by a bilingual expert, who suggested some changes. Next, the questionnaire was sent to four sexuality experts, who evaluated the adaptation and comprehension of the items and proposed alternative wording if necessary. Ten volunteers evaluated item comprehension in the corrected version. When the translation and adaptation were completed, the questionnaires and informed consent form were given to the participants. Testing was conducted by one examiner in individual sessions. All participants were given the same oral and written instructions and they also accepted the informed consent. The questionnaires were completed in approximately 20 minutes. After this, participants had to fold the booklet back on itself and place it in a sealed box to ensure anonymity and encourage honest

answers. Twelve subjects refused to participate in the study. Ethical principles were tested and accepted by the three institutions where evaluation took place.

Results

Firstly, the mean scores and standard deviations of each item were analyzed. As shown in Table 2, all items had mean values above 3 (theoretical mean point of the response scale). The mean was 3.85 ($SD = .95$), ranging from 4.64 ($SD = .66$) in item 14 to 3.16 ($SD = .99$) in item 6. Standard deviations of all items were close to one [41], and ranged from 1.38 (item 8) to .66 (item 14). The discrimination index (DI) of items 10 and 14 was low; they were the only items whose elimination improved the Cronbach alpha of the total scale from .73 to .78. Therefore, eliminating these items should be considered, since they seem to belong to a dimension that is independent from the sexual cycle (pain). As [30,31] had done in previous studies, such items were excluded from the remaining analyses. Although item 12 slightly decreased total alpha and had a DI lower than .30, it was kept in the study to assess its psychometric properties in its corresponding subscale.

Table 2. Psychometric properties of items of the CSFQ-14

Items	M ^a	SD ^b	DI ^c	α_1 ^d	α_2 ^e
CSFQ-1	3.32	1.26	.34	.72	.77
CSFQ-2	3.51	1.00	.44	.71	.76
CSFQ-3	4.27	.83	.52	.70	.75
CSFQ-4	4.31	.85	.50	.70	.76
CSFQ-5	2.95	1.38	.34	.72	.77
CSFQ-6	3.16	.99	.29	.72	.77
CSFQ-7	3.89	1.05	.46	.71	.76
CSFQ-8	4.53	.79	.43	.71	.76
CSFQ-9	4.56	.76	.47	.71	.76
CSFQ-10	4.24	.92	-.11	.76	-
CSFQ-11	3.80	.84	.63	.69	.75
CSFQ-12	3.88	1.28	.26	.74	.79
CSFQ-13	4.11	.79	.51	.70	.76
CSFQ-14	4.64	.66	.08	.74	-

Notes. ^a Mean. ^b Standard deviation. ^c Discrimination index (corrected item-total correlation). ^d Cronbach alpha if item eliminated. ^e Cronbach alpha if item eliminated (with 12 items).

Concerning reliability of the scale, a Cronbach alpha of .78 was obtained after eliminating items 10 and 14, which is considered adequate [42]. Construct validity was calculated next. Before the factor analysis, multicollinearity problems were assessed using correlation matrices between the various items; no correlations greater than .60 were found. The results of the Kaiser-Meyer-Olkin test ($KMO = .71$) and Bartlett's test of sphericity ($\chi^2_{91} = 385.97$; $p < .001$) were used to determine that the variance-covariance matrix was adequate for the analysis. Factor reduction was done using the principal component method and varimax rotation, according to the questionnaire guidelines. The Kaiser criterion led to isolating three factors that explain 56.36% of the total variance. Item loadings on such factors after the rotation are shown in Table 3.

Table 3. Item loadings on factors and communalities

Items	<i>Arousal-orgasm</i> (Physiological component)	Desire	Pleasure	Communalities
CSFQM-9	.80			.71
CSFQM-8	.72			.62
CSFQM-12	.62			.41
CSFQM-3	.60	.41		.53
CSFQM-4	.50	.47		.85
CSFQM-5		.73		.53
CSFQM-6		.72		.58
CSFQM-11	.31	.62	.30	.85
CSFQM-2		.57	.44	.53
CSFQM-7	.39	.52		.43
CSFQM-1			.91	.85
CSFQM-13	.44		.48	.48
	<i>Arousal-orgasm</i>	Desire	Pleasure	Total
% variance explained	32.63	14.71	9.03	56.36
Eigenvalue	3.91	1.77	1.08	
Cronbach alpha	.67	.73		.78

Notes. Loadings >.30. Factor loadings in the corresponding factor are shown in bold type.

The first factor, composed of 5 items (7, 8, 9, 12, and 13), was called *Arousal-orgasm* and covered the physiological component of sexual function. A second factor called *Desire* covered part of the psychological component and included items 2, 3, 4, 5, 6, and 11. Yet, according to its semantic definition, item 11 was more appropriate for the *Arousal-orgasm* component. The third factor included item 1 and was called *Pleasure*.

The reliability analysis of the scales was calculated with Cronbach alpha, and showed a value of .73 for *Desire* and .67 for *Arousal-orgasm*. As happened in the original study, it was not possible to calculate the reliability of the factor *Pleasure* because only one element was available. As shown in Table 4, no factors included items that improved the indicator if they were eliminated. Therefore, item 12 (pending review because its DI was lower than .30) was maintained because it reinforced the metric properties of the factor *Arousal-orgasm*.

Table 4. Psychometric properties of factors of the CSFQ-14

Desire			<i>Arousal-orgasm</i>		
Items	DI ^a	α^b	Items	DI ^a	α^b
CSFQM-2	.45	.69	CSFQM-7	.36	.65
CSFQM-3	.43	.69	CSFQM-8	.48	.60
CSFQM-4	.43	.70	CSFQM-9	.56	.57
CSFQM-5	.48	.69	CSFQM-12	.39	.66
CSFQM-6	.41	.70	CSFQM-13	.45	.61
CSFQM-11	.62	.65			

Notes. ^a Discrimination index (corrected item-total correlation).

^b Cronbach alpha if item eliminated.

Finally, factors were correlated with one another and each factor was correlated with the total scale. As shown in Table 5, although all scales correlated significantly with one another, coefficients were not substantially high. Hence, it is worth considering the independence of the factors.

Table 5. Correlations of factors of the CSFQ-14 with one another and with the total scale

	Pleasure	Desire	Corrected total CSFQ-14
Pleasure			.52**
Desire	.32**		.86**
<i>Arousal-orgasm</i>	.25*	.43**	.79**

** $p < .01$; * $p < .05$.

Regarding the descriptive statistics of the total scale (eliminating items 10 and 14), the mean score was 46.37 ($SD = 6.68$) (out of a theoretical minimum of 12 and a maximum of 60); the minimum value obtained was 27 (15 points above the theoretical minimum) and the maximum value matched the theoretical maximum. The three subscales had a mean of 22.23 ($SD = 4.59$) for *Desire*, 20.66 ($SD = 3.04$) for *Arousal-orgasm*, and 3.31 ($SD = 1.21$) for *Pleasure*.

To explore the convergent validity of the questionnaire, the scores of the CSFQ-14 were correlated with those of the BSFI. All correlations were significant (see Figure 1).

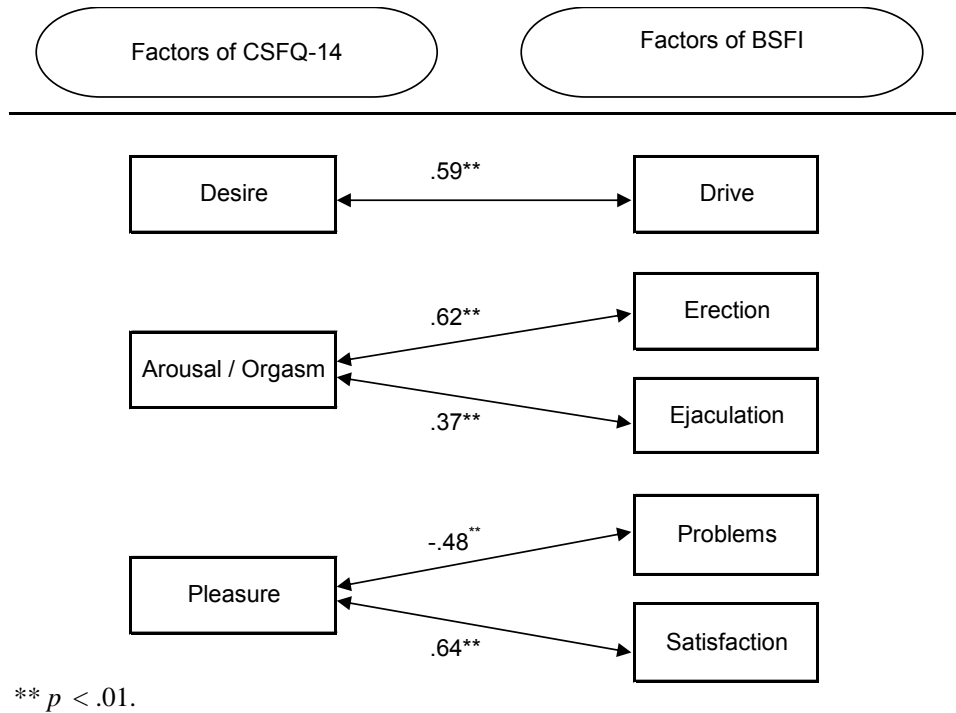


Figure 1. Correlations between factors of the CSFQ-14 and the BSFI

Discussion

Considering the descriptive properties of the items and previous studies by others studies [30,34], items with a discrimination index lower than .30 were excluded. This reduced the number of items of the CSFQ from 14 to 12. Items eliminated were 10 (*How often do you experience painful, prolonged erections?*) and 14 (*How often do you have painful orgasms?*); such items do not match the semantic definition of the sexual function construct, composed of *Desire*, *Arousal*, and *Orgasm* according to Kaplan’s model [43]. Unsurprisingly, the mean response to the various items was slightly high, since sexual function tends to return to normal after 3 weeks of withdrawal [44]; in fact, most participants were not using drugs at the time of the study. The reliability analysis of the total scale showed adequate internal consistency (Cronbach alpha = .78),

although it was lower than that reported by Bobes *et al.* [31] ($\alpha = .81$) and Keller *et al.* [30] ($\alpha = .89$).

To explore the structure of the CSFQ-14, an exploratory factor analysis was performed; it provided a three-factor solution (*Desire, Pleasure, and Arousal-orgasm*) that was similar to the original proposal [29] (see Table 6) and to the solution obtained by Keller *et al.* [30]. Items did not seem to discriminate between *Desire/interest* and *Desire/frequency*. In the present study, the factors *Arousal* and *Orgasm* also converged into one single dimension with a marked physiological character. This may occur due to the sexual problems are usually present in the male drug abuser [2-26]. Therefore, the low scores in Arousal could be linked to the Orgasm and vice versa [45]. For example, similar scores in Arousal and Orgasm can be seen in males with premature ejaculation or erectile dysfunction. With premature ejaculation, the ability to maintain an erection to desirable level is diminished; consequently, ejaculation control, orgasm quality and pleasure are affected [45], while with erectile dysfunction it is the inability to reach and maintain an erection, which affects the orgasm. The linked factors of Arousal and Orgasm would be reinforced by a healthy population, which would score high in both [31,45]. Previous studies point in this direction. Drugs like alcohol [14-18], cocaine [19-22] and heroin [17,23-26] harm both erectile and orgasmic function. 11 (*How often do you have an ejaculation?*) was the only one positioned in a different factor (*Desire*) from the one it should fit in for semantic reasons (*Orgasm*). This model is substantially different from that obtained by Bobes *et al.* [31] in a clinical sample, where only two factors (*Arousal* and *Orgasm*) were isolated and the remaining items were mixed.

Table 6. Comparison between original factors and those obtained in the present study

Original factors (Clayton et al., 1997)	Items in each factor	Items in each factor	Factors of the present study
Pleasure	1	1	Pleasure
Sexual desire/frequency	2,3	2,3,4,5,6,11	Desire
Sexual desire/interest	4,5,6		
Arousal/excitement	7,8,9	7,8,9,12,13	<i>Arousal-orgasm</i>
<i>Orgasm/completion</i>	11,12,13		

Internal consistency reliability of the dimensions was adequate; Cronbach alphas obtained were .73 for Desire and .67 for *Arousal-orgasm*; such scores are relatively similar to those reported by [30,31], who found values between .59 and .90. Moreover, the three dimensions also showed independence, which confirms the adequacy of the factor analysis varimax rotation.

Scores obtained in the total scale ($M = 46.37$; $SD = 6.68$) were compared to samples of other studies; results showed that the sexual functioning of participants with a history of drug abuse was similar to that of depressive patients evaluated in the study [34]. In that study, depending on the pharmacological treatment received, means ranged from 44.8 ($SD = 3$) to 49.1 ($SD = 3.3$); the study [30] reported a mean of 40.85 ($SD = 8.7$). In the three studies, the mean was considerably lower than that obtained by Bobes *et al.* [31] in a normal population, whose values were 53.6 ($SD = 7.6$) in healthy workers and 55.1 ($SD = 7.3$) in university students. Therefore, drug users scored lower than the normal population in sexual functioning. Previous studies have also highlighted the lack of sexual functioning in males with long histories of drug abuse [12-15,46,47]. In the same way, the scores obtained with the BSFI in our study indicate analogous results. However, these results should be taken with consideration since the samples used compare scores from the USA and Norway. Nevertheless, our results indicate that Spanish drug abusers showed a worse sexual functioning ($M_{test} = 31.84$; $SD = 7.61$ and $M_{item} = 2.96$; $SD = 1.08$) compared with normal populations of USA [48] ($M_{test} = 35.5$) and Norway [49] ($M_{item} = 3.50$; $SD = .42$)

Finally, results indicated adequate concurrent validity of the instrument, since high statistically significant correlations were found between scores of the CSFQ-14 and the BSFI.

In short, it may be concluded that the CSFQ-14 is a sensitive instrument that represents sexual functioning faithfully across various samples and cultures. It has adequate internal consistency reliability and its measures show adequate discriminating and converging validity indicators. Results of this study seem to indicate good psychometric properties of the CSFQ-14 in a sample of males with drug abuse history. However, it must be noted that the data obtained cannot be considered definitive conclusions. Sample size is relatively low and should be increased in future studies so that the factor structure can be corroborated with confirmatory factor analysis.

References

1. Calafat, A., Juan, M., Becoña, E., Mantecón, A.: Qué drogas se prefieren para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones* 20, 37-47 (2008)
2. Aguilar, F., Verdejo-García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., Pérez-García, M.: Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a las drogas. *Adicciones* 20, 117-124 (2008)
3. McKay, A.: Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Can J Hum Sex* 14, 47-56 (2005)
4. Zemishlany, Z., Aizenberg, D., Weiman, A.: Subjective effects of MDMA ("Ecstasy") on human sexual function. *Eur Psychiatry* 16, 127-130 (2001)
5. Goldstein, R.Z., Volkow, N.D.: Drug addiction and its underlying neurobiological basis: neuroimaging evidence for the involvement of the frontal cortex. *Am J Psychiatry* 159, 1642-1652 (2002)
6. Wexler, B. E., Gottschalk, C. H., Fulbright, R. K., Prohovnik, I., Lacadie, C. M., Rounsaville, B. J., Gore, J. C.: Functional magnetic resonance imaging of cocaine craving. *Am J Psychiatry* 158, 86-95 (2001)
7. Ávila Escribano, J.J., Pérez Madruga, A., Ólazabal Ulacia, J.C., López Fidalgo, J.: Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones* 16(4), 1-6 (2004)
8. Rosen, R.C.: Alcohol and drug effects on sexual response: Human experimental and clinical studies. *Annu Rev Sex Res* 2, 119-179 (1991)
9. Crenshaw, T.L., Goldberg, J. P.: Alcohol. *Sexual Pharmacology: Drugs That Affect Sexual Functioning* (pp. 151-170). New York, NY: W.W. Norton & Company. (1996)
10. Gay, G.R., Newmeyer, J.A., Perry, M., Johnson, G., Kurland, M.: Love and haught: The sensuous hippy revisited. *Drug/sex practices in San Francisco. J Psychoactive Drugs* 14, 111-123 (1982)

11. Goldstein, I.: Diagnosis of Erectile Dysfunction. *Sex Disabil* 22, 121-130 (2004)
12. Palha, A.P., Esteves, M.: A study of the sexuality of opiate addicts. *J Sex Marital Ther* 28, 427-437 (2002)
13. Peugh, J., Belenko, S.: Alcohol, drugs and sexual function: A review. *J Psychoactive Drugs* 33, 223-232 (2001)
14. Roerich, L., Kinder, B.N.: Alcohol expectancies and male sexuality: Review and implications for sex therapy. *J Sex Marital Ther* 17, 45-54 (2002)
15. Buffum, J., Moser, C., Smith, D.: « Street drugs and sexual function ». In J. Money, H. Musaph y J. M. A. Sitsen (ed.): *Handbook of Sexology, Vol.6, The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function* (pp. 462-477) New York: Elsevier Science Publishers B.V. (1988)
16. Money, J., Leal, J. y Gonzalez-Heydrich, J.: « Aphrodisiology: history, Folklore, Efficacy ». In J. Money, H. Musaph y J. M. A. Sitsen. (ed.), *Handbook of Sexology, Vol.6, The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function* (pp 499-515). New York : Elsevier Science Publishers B.V. (1988)
- 17 Johnson, S.D., Phelps, D.L., Cottler, L.B.: The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Arch Sex Behav* 33, 55-63 (2004)
18. Klassen, A.D., Wilsnack, S.C.: Sexual experience and drinking among women in a U.S. national survey. *Arch Sex Behav* 15, 363–392 (1986)
19. San Molina, L.: Disfunciones sexuales asociadas a trastorno por uso de sustancias. In. *Ars Médica* (Eds.), *Consenso de la SEP sobre patología dual* (pp. 162-165). Barcelona, España. (2003)
20. Weatherby, N., Shultz, J., Chitwood, D., McCoy, H., McCoy, C., Ludwig, D., Edlin, B.: Crack cocaine use and sexual activity in Miami, Florida. *J Psychoactive Drug* 24, 373–380 (1992)
21. Fecik, S. E.: Drug-induced Sexual Dysfunction. *Medical Update for Psychiatrist* 3, 176-181 (1998)

22. Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A. M., Kim, N.N.: Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urology* 62, 187-192 (2003)
23. Abel, E.L.: *Psychoactive drugs and sex*. New York : Plenum Press. (1985)
24. Gay, G.R., Newmeyer, J.A., Elion, R.A., Wieder, S.: The sensous hippie part: Drug/sex practice in the Haight-Ashbury. *Drug Forum* 6, 27-47 (1977)
25. Gay, G.R., Sheppard, C.W.: Sex-crazed dope fields-Myth or reality? *Drug Forum* 2, 125-140 (1973)
26. Gulliford, S.M.: Opioid-induced sexual dysfunction. *J Pharm Care Pain Symp Cntrl* 6, 67-74 (1998)
27. Vallejo-Medina, P., Pérez-García., M., Sierra, J.C.: Relación entre consumo de drogas y funcionamiento sexual. Poster session presented at VI Congreso de la Asociación Española de Psicología Clínica y Psicopatología, Huelva, Spain. (2008, November)
28. Montero, I., León, G.: A guide for naming research studies in Psychology. *Int J Clin Health Psychol* 7, 847-862 (2007)
29. Clayton, A.H., McGarvey, E.L., Clavet, G.J.: The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability and validity. *Psychopharmacol Bull* 33, 731-745 (1997)
30. Keller, A., McGarvey, E.L., Clayton, A.H.: Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14). *J Sex Marital Ther* 32, 43-52 (2006)
31. Bobes, J., González, M.P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M.T., Sarasa, P., Clayton, A.: Validation of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *J Sex Marital Ther* 26, 119-131 (2000)
32. Carretero-Dios, H., Pérez, C.: Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *Int J Clin Health Psychol* 7, 863-882 (2007)

33. O'Leary, M.P., Fowler, F.J., Lenderking, W.R., Barber, B., Sagnier, P.P., Guess, H.A., Barry, M.J.: A brief male sexual function inventory for urology. *Urology* 46, 697-706 (1995)
34. Bobes, J., González, M.P., Bascarán, M.T., Clayton, A., García, M., Rico-Villademoros, F., Banús, S.: Evaluating changes in sexual functioning in depressend patients: Sensitivity to change of the CSFQ. *J Sex Marital Ther* 28, 93-103 (2002)
35. Observatorio Español sobre Drogas (OED). Situación y tendencias de los problemas de drogas en España. Madrid: Ministerio de Sanidad y Consumo. (2007)
36. Observatorio Andaluz sobre Drogas y Adicciones (OADA). La población andaluza ante las drogas X. Conserjería para la igualdad y bienestar social. Sevilla: Junta Andalucía. (2007)
37. Ballesta, R., Lozano, Ó., Bilbao, I., González, F. Estudio de evolución del informe de Los Andaluces ante las Drogas (1987-2003). Sevilla: Junta de Andalucía. (2004)
38. Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., Sierra, J.C.: Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones* 21, 221-228 (2009)
39. López-Torrecillas, F., Godoy, J.F., Pérez-García, M., Godoy, D., Sánchez-Barrera, M.B.: Variables modulating stress and coping that discriminate drug consumers from low or nondrug consumers. *Addict Behav* 25, 161-165 (2000)
40. Hambleton, R.K.: Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. In J. Muñiz, (Ed.), *Psicometría* (pp. 203-238). Madrid: Universitas. (1996)
41. Carretero-Dios, H., Pérez, C.: Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *Int J Clin Health Psychol* 5, 521-551 (2005)
42. Nunnally, J.C., Bernstein, I.J.: *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill. (1995)
43. Kaplan, H.S.: *Disorders of sexual Desire*. New York, NY: Simon and Shuster. (1979)

44. Cocores, J.A., Miller, N.S., Pottash, A.C., Gold, M.S.: Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *Am J Drug Alcohol Abuse*, 14, 169-173 (1988)
45. Rowland, D.L., Strassberg, D.S., de Gouveia Brazao, C.A., Slob, A.K.. Ejaculatory latency and control in men with premature ejaculation: an analysis across sexual activities using multiple sources of information. *J Psychosom Res* 48, 69–77 (2000)
46. La Pera, G., Giannotti, C.F., Taggi, F., Macchia, T.: Prevalence of sexual disorders in those young males who later become drug abusers. *J Sex Marital Ther* 29, 149–156 (2003)
47. Lévy, J. J., Garnier, C.: Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues, santé et société* 5, 11-48 (2006)
48. O’Leary, M. P., Rhodes, T., Girman, C.J., Jacobson, D.J., Roberts, R.O., Lieber, M.M., Jacobsen, S.J.: Distribution of the Brief Male Sexual Inventory in community men. *Int J Impot Res* 15, 185-191 (2003)
49. Mykletun, A., Dahl, A.A., O’Leary, M.P., Fossa, S.D.: Assessment of male sexual function by the Brief Sexual Function Inventory. *BJU Int* 97, 316–323 (2006)

Artículo 2

**Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning
Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males**

Aceptado en *Journal of Sex & Marital Therapy* el 09/ 11/ 2011

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de impacto 2010 = 2,36

Cuartil 1 de la categoría “*Family Studies*” puesto 2^a de 40

Cuartil 1 de la categoría “*Psychology, Clinical*” puesto 24^a de 104

Referencia:

Vallejo-Medina, & Sierra, J. C. (in press). Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males. *Journal of Sex and Marital Therapy*.

**Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning
Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males**

Abstract

The aim of this study was to adapt and validate the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-short form (CSFQ-14) in a sample of drug-dependent males, achieving equivalence. A total of 301 drug-dependent males and 202 non-drug-dependent males participated in this study. The analysis of invariance revealed strong factor equivalence (RMSEA = .06; $\chi^2/DF = 2.66$ and $\Delta CFI = -.01$) for the four factor model (*Desire, Pleasure, Arousal, and Orgasm*). This model has shown the best fit indexes. No items showed Differential Item Functioning (ΔR^2 Nagelkerke $< .035$). Reliability ranged from $\alpha = 0.83$ in *Pleasure* to $\alpha = 0.61$ in *Orgasm*). A comparison between the scores of control and experimental subjects showed significant differences (CI = 99%) in all the dimensions. Thus, a worse sexual functioning has been observed in the drug consumer group. The adaptation of the CSFQ to drug-dependent individuals showed good psychometric properties.

Keywords: Changes in Sexual Functioning Questionnaire; CSFQ-14; Drug-dependent; Substance abuse; Sexual functioning

Introduction

Consumption of substances for sexual purposes is common (Calafat, Juan, Becoña, & Mantecón, 2008). In some cases, the use of cocaine or metamphetamines is so linked to sexuality that many users cannot separate consumption of the substance from sexual practice (Rawson, Washton, Domier, & Reiber, 2002). Several studies have pointed out that, in low doses and in the short term, drugs sometimes improve certain aspects of sexual functioning (Degenhardt & Topp, 2003; Emanuele & Emanuele, 1998; Kurtz, 2005; Lévy & Garnier, 2006; McKay, 2005; Peugh & Belenko, 2001). These beneficial effects sometimes lead individuals to start to consume a given substance (La Pera *et al.*, 2008) but they are short-lived. In fact, an increase in the dose or time of consumption leads to problems in sexual functioning (Aguilar *et al.*, 2008; Avila Escribano, Pérez Madruga, Olazabal Ulacia, & López Fidalgo, 2004; Bang-Ping, 2008, 2009; Johnson, Phelps, & Cottler, 2004; Peugh & Belenko, 2001; Rosen, 1991; Smith, 2007).

The CSFQ-14 is one of the instruments most widely used to assess sexual functioning. This questionnaire was developed by Keller, McGarvey, and Clayton (2006). Although the scale has shown good psychometric properties overall, no agreement has been reached yet on its dimensionality, which varies according to sex and the clinical sample. Many studies have used the original proposal by Clayton *et al.* (1997), which has 5 factors (*Pleasure, Desire/interest, Desire/frequency, Arousal, and Orgasm*) and has received little empirical support. Other possibilities considered include a three-dimensional structure (*Desire, Arousal, and Orgasm*) (Keller *et al.*, 2006) and even a four-dimensional structure (*Pleasure, Desire, Arousal, and Orgasm*) (Clayton, McGarvey & Clavet, 1997). In males, Keller *et al.* (2006) and Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, and Sierra (2010) found a factorization in which *Arousal* and *Orgasm* had loadings in the same scale.

In Spain the scale has been adapted and validated by Bobes, González, Rico-Villademoros, Bascarán, Sarasa, and Clayton (2000). The psychometric properties in this version were similar to the American. Furthermore, Vallejo-Medina *et al.* validated the CSFQ-14 in male drug users and reported good internal consistency reliability, a three-dimensional structure (*Pleasure, Desire, and Arousal-orgasm*), and adequate convergent validity with the Brief Sexual Function Inventory (O'Leary *et al.*, 1995; Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, & Sierra, 2009).

The present instrumental study (Carretero-Dios & Pérez, 2007; Montero & León, 2007) explored a number of psychometric properties of the adaptation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire to drug-dependent individuals (CSFQ-D). The first goal was to test the factor equivalence of the scale and the equivalence of item content between two samples: a drug-dependent sample and a non-drug-dependent sample. The next step was to provide validity and reliability indicators for the scale and analyze some psychometric properties of the items. The last step was to present data according to age and main substance used, comparing the scores of both groups.

Method

Participants

The sample was composed of 301 drug-dependent males and 202 non-drug-dependent males. Mean age was 35.59 years ($SD = 8.28$) in the drug-dependent group and 31.70 ($SD = 11.29$) in the control group. The difference was statistically significant, $t_{(497)} = -4.46, p < .001, d = 0.38$. As regards education, 20 controls and 130 drug users had primary education, 62 controls and 84 drug users had secondary education, 34 controls and 55 drug users had completed non-university higher education, and 83 controls and 23 drug users had university studies. Differences were significant: $\chi^2_{(3, N = 491)} = 109.20, p < .001, \eta = 0.44$).

All drug-dependent males were over 18 years old, had at least two weeks in withdrawal, could read and write and all were under psychological treatment while 19% were also subjected to pharmacological treatment. All of them were diagnosed as being drug-dependent and receiving treatment for substance abuse using DSM-IV criteria. A 22% self-report to have other illness different to the addiction. The evaluation was made by one researcher with experience in this field.

They were recruited by cluster sampling from the following institutions: ACLAD in A Coruña, UMAD in Santiago de Compostela, Proyecto Hombre Galicia (in the various provinces of Galicia) and Fundación Noray-Proyecto Hombre Alicante in Alicante, all in Spain. Normative subjects were recruited by convenience sampling. Table 1 shows the consumption characteristics of the drug-dependent group according to preferred substance.

Table 1
Consumption characteristics

	Substance of choice						
	Alcohol	Cocaine	Cocaine+Alcohol	Heroin	Speedball	Marijuana	Others ¹
Subjects	63	63	83	34	38	16	4
Age (SD)	43.03 (9.73)	1.77 (5.94)	32.55(7.02)	37.12 (5.19)	35.32 (5.67)	28.81 (7.45)	37.67(4.50)
Mean time of use ²	21.55 (8.85)	9.78 (5.45)	11.88 (5.92)	13.26 (6.45)	15.10 (7.16)	10.93 (6.20)	14.00 (5.05)
Mean daily consumption ³	290.95	.84	1.17	.83	.94	2.70	9.00
Abstinence time ²	.78 (1.19)	1.19(1.98)	.58 (0.45)	1.81 (3.24)	1.48 (1.47)	1.37 (1.63)	13.44 (19.97)

*Note.*¹ Methamphetamines and Benzodiazepines (always in units).

² Abstinence and mean time of use expressed in years.

³ Mean daily consumption in gr. per day.

Instruments

- Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D; Keller *et al.*, 2006; Vallejo-Medina *et al.*, 2010). Information about this instrument is provided in the introduction. Higher scores indicate better sexual functioning.
- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff *et al.*, 1997; Sierra, Vallejo-Medina, & Santos-Iglesias, 2011). This study used the *Initiation* and *Refusal* subscales of the adaptation for drug-dependent individuals by Vallejo-Medina and Sierra (2011). Each subscale is composed of 6 items with 5 Likert-type response categories (0 = *never*, 1 = *sometimes*, 2 = *about 50% of the time*, 3 = *usually*, and 4 = *always*). Santos-Iglesias and Sierra (2010) reported reliability ranging from 0.66 to 0.86. The adaptation for drug-dependent individuals also had good reliability and an equivalent dimensionality to that of the regular version. In the present study, the Cronbach's alpha of both *Initiation* and *Refusal* was .62.
- *Cuestionario Consumo Sustancias* (Questionnaire on Substance Use, CCS; Vallejo-Medina *et al.*, 2011). This 16-item questionnaire includes the diagnostic criteria of the DSM-IV-R in a short, simple and clear format. It is useful to diagnose problems of substance dependence, abuse and intoxication. Items are responded on a dichotomous (*Yes/No*) scale. Spearman's correlation with the diagnosis made by the various institutions (using EuropASI and personal interviews) was .85, $p > .001$. Reliability was .88 in the original study and .82 in the present study.

- Register of substance use. The following variables were assessed: preferred substance, amount of substance used, and frequency and duration of use. These data provide information on severity of use. Time of abstinence was also assessed (with self-reported methods or urine or blood tests, according to the procedure used in each institution). Finally, sociodemographic characteristics were also recorded.

Procedure

The validation of the CSFQ-14 by Vallejo-Medina *et al.* (2010) was the starting point. The questionnaire was adapted on the basis of suggestions made by the authors and our own experience in the area of sexuality with drug user patients. After following the authors' recommendation of eliminating items 10 and 14 (which assess pain), three new items were created to assess the pleasure dimension. This was done because there was only one item of this kind in the original version, and it did not represent the full construct of sexual pleasure (Vallejo-Medina *et al.*, 2010). In addition, the wording of the items was simplified, eliminating redundancies that made them difficult to understand. Finally, the sexual vocabulary was simplified, avoiding the use of technical jargon. For example, "to ejaculate" was replaced with "to come," "erection" was replaced with "hard-on," "graphic sexual material" was replaced with "porn," and so on. The new version of the questionnaire (see Appendix) was assessed by five experts in psychometry, whose agreement with the wording of the items exceeded 85%. Finally, comprehension of the items was assessed by five drug users and five university students, more than 85% of whom reported optimal comprehension.

Before answering the questionnaires, all drug-dependent participants gave their written informed consent. Participation was voluntary, anonymous and confidential. The assessment took 30 minutes. Participants had to be over 18 years of age, be free of the effect of substances for at least two weeks prior to the assessment, be literate, and be receiving treatment for a substance dependence disorder. Non-drug-user subjects responded after giving verbal informed consent and confirming they had not been diagnosed with substance dependence.

This work was reviewed and approved by an independent Ethical Board of our institution in accordance with 1975 Declaration of Helsinki, as revised in 1983 Ethic Committee for Clinical Research.

Data analysis.

Factor invariance was confirmed using Structural Equation Modeling (SEM) with AMOS. Estimates were made with the Generalized Least Squares (GLS) method. The fit of several models was assessed considering the following values as adequate: values greater than .85 for the AGFI, values between 1 and 3 for the χ^2/DF , and values lower than .08 for the RMSEA. After assessing model fit, invariance was tested in models with good fit. The following were considered signs of invariance: no increase in the AIC and $\Delta\chi^2/DF$ compared to the least restrictive model, and a CFI not reduced by more than .01 compared to the previous model (Cheung & Rensvold, 2002). SPSS was used to assess the presence of DIF, using multinomial logistic regression (Miller & Spray, 1993). If the contribution of Model 2 in itself is significant, the DIF is uniform; if the contribution of Model 3 is significant, the DIF is non-uniform. The measure was complemented with the Nagelkerke ΔR^2 , a measure of effect size. An increase in R^2 by less than .035 indicates negligible DIF; values between .035 and .070 show moderate DIF, and an increase greater than .070 shows high DIF (Jodoin & Gierl, 2001).

Results

The present study tested three of the factor models most used in the CSFQ: the model with three independent factors (*Desire, Arousal, and Orgasm*) (M3), the model with four independent factors (*Pleasure, Desire, Arousal, and Orgasm*) (M4), and the model with five independent factors (*Pleasure, Frequency/Desire, Interest/Desire, Arousal, and Orgasm*) (M5). As shown in Table 2, the four-factor model had the best fit indices in general and invariance indices in particular. M4 had better χ^2/DF indices than models 3 and 5. A similar trend was shown by the RMSEA, in which M4 and M5 obtained adequate indices. Only the AGFI supported a better fit of M3 compared to M4 and M5. As for indicators of invariance, $\Delta\chi^2/DF$ and AIC suggested greater invariance

in M4, although the ΔCFI showed the real level of invariance. Thus, the only model with strong invariance was the four-factor model.

Table 2.
Goodness of fit indices of invariance model

4 factors model (<i>Pleasure, Desire, Arousal y Orgasm</i>)									
	χ^2	DF	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	AFGI	CFI	ΔCFI	AIC
M4 _a : Configural invariance	488.91	180	2.71		.061	.811	.39		608.91
M4 _b : Same loadings on the factors	507.41	191	2.56	-.15	.060	.816	.38	-.01	605.41
M4 _c : Same structural covariance	518.70	195	2.66	.10	.060	.815	.37	-.01	608.70
M4 _d : Same error variance	664.92	210	3.16	.50	.069	.780	.11	-.26	724.92
5 factors model (<i>Pleasure, Frequency/Desire, Interest/Desire, Arousal y Orgasm</i>)									
	χ^2	DF	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	AFGI	CFI	ΔCFI	AIC
M5 _a : Configural invariance	519.59	186	2.79		.062	.806	.35		627.59
M5 _b : Same loadings on the factors	522.48	193	2.70	-.09	.055	.812	.35	.00	616.48
M5 _c : Same structural covariance	543.64	197	2.76	.06	.056	.808	.32	-.03	629.64
M5 _d : Same error variance	683.49	212	3.22	.46	.064	.776	.08	-.24	739.49
3 factors model (<i>Desire, Arousal y Orgasm</i>)									
	χ^2	DF	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	AFGI	CFI	ΔCFI	AIC
M3 _a : Configural invariance	297.32	88	3.37		.072	.824	.38		385.32
M3 _b : Same loadings on the factors	311.01	96	3.24	-.13	.070	.831	.36	-.02	383.01
M3 _c : Same structural covariance	314.89	99	3.18	-.06	.069	.834	.36	.00	380.90
M3 _d : Same error variance	386.07	110	3.51	.33	.074	.817	.18	-.18	430.07

Figure 1 shows the path diagram of the four-dimension model with the equivalences between the factor weights of the drug user group and the control group. All the items (except item 15) had similar weights in both groups.

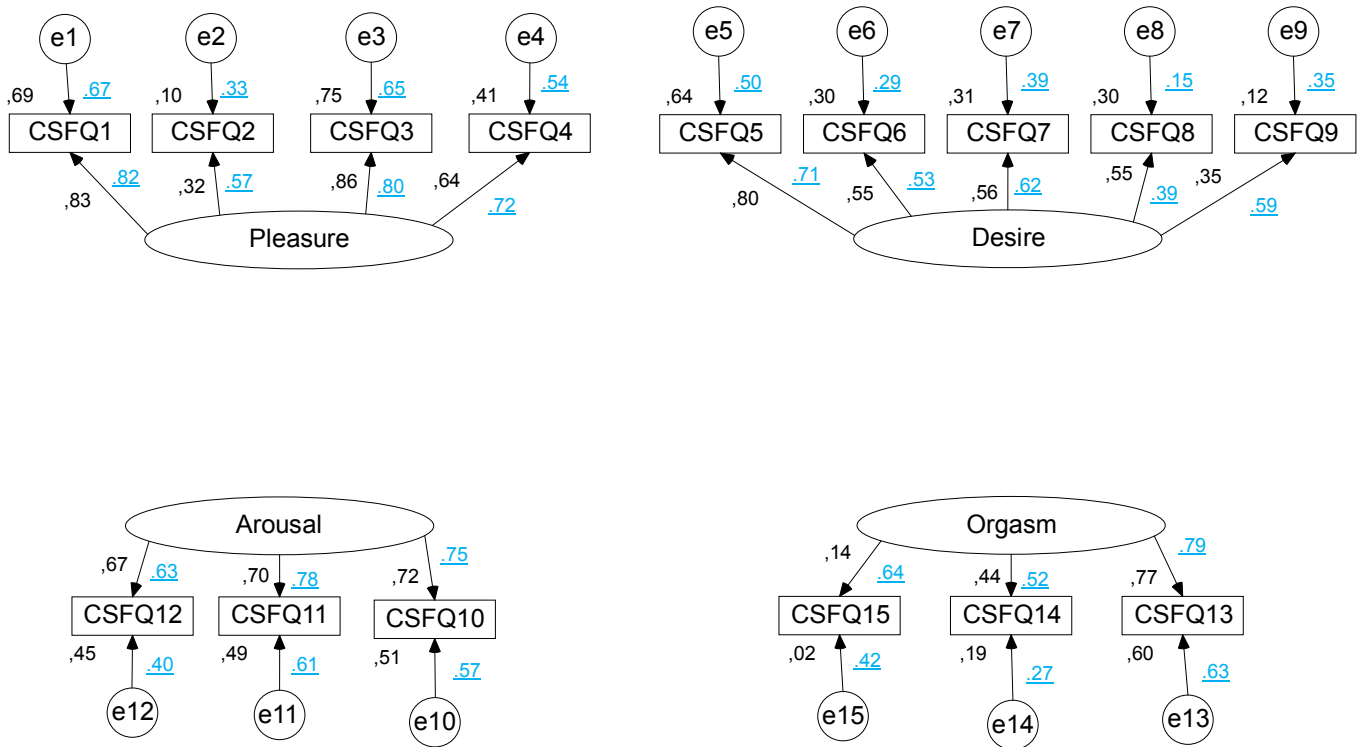


Figure 1. Standardized estimates of the unconstrained model for Control and [Experimental](#).

After confirming the factor equivalence of the CSFQ-D between drug-dependent and non-drug-dependent subjects, the presence of DIF was verified. As shown in Table 3, the DIF analysis performed in each scale did not show uniform or non-uniform DIF in any items. Therefore, there does not seem to be a bias in the interpretation of the items of the CSFQ-D. However, it should be noted that items 1, 6, and 15 scored highest in the Nagelkerke ΔR^2 , although their scores were lower than .035.

Table 3
Differential Item Functioning by subscales

	Item	Model 2			Model 3			DIF quantity
		$\chi^2_{(1)}$	<i>p</i>	ΔR^2 Nagelkerke	$\chi^2_{(1)}$	<i>p</i>	ΔR^2 Nagelkerke	
Pleasure	1	1.18	.27	.003	11.27	.00	.030	Negligible
	2	2.83	.09	.008	.14	.70	.000	Negligible
	3	0.05	.82	.000	3.84	.05	.011	Negligible
	4	6.75	.01	.018	2.78	.10	.007	Negligible
Desire	5	.00	.98	.000	3.66	.56	.010	Negligible
	6	8.73	.00	.023	10.99	.00	.029	Negligible
	7	.03	.86	.000	5.18	.02	.014	Negligible
	8	.12	.72	.001	2.07	.15	.005	Negligible
	9	8.17	.00	.022	.55	.45	.001	Negligible
Arousal	10	.14	.70	.001	.37	.53	.001	Negligible
	11	.14	.70	.001	.70	.40	.002	Negligible
	12	.46	.49	.002	1.86	.17	.005	Negligible
Orgasm	13	.51	.47	.001	4.76	.03	.013	Negligible
	14	5.39	.02	.014	5.83	.02	.015	Negligible
	15	11.15	.00	.029	2.57	.11	.007	Negligible

Note. Model 1 regression without DIF. The Model 2 is a grouping variable regression (uniform DIF) and to the Model 3 is added an interaction between the group score and the total test score (non-uniform DIF)

Pleasure: Model 1 = $\chi^2_{(1)} = 33.98$; *p* = .00 $R^2 = .092$.

Desire: Model 1 = $\chi^2_{(1)} = 17.44$; *p* = .00 $R^2 = .047$.

Arousal: Model 1 = $\chi^2_{(1)} = 15.17$; *p* = .00 $R^2 = .041$.

Orgasm: Model 1 = $\chi^2_{(1)} = 22.16$; *p* = .00 $R^2 = .061$.

After verifying the factor and metric equivalence of the scale, a few of its psychometric properties were analyzed. Table 4 shows that the mean score of each item was slightly higher in the control group than in the drug-dependent group. Standard deviations were close to 1, as recommended by Carretero-Dios and Pérez (2005). In the drug-dependent group, the corrected item-total correlation was always greater than .30 (Nunnally and Bernstein, 1995). The same was true for the control group, except for item 15, whose corrected-item-total correlation was .23. In addition, except for item 2, eliminating any of the items did not lead to an improvement in the final alpha of the subscale. Cronbach's alpha was acceptable for all the subscales except *Orgasm*, which had a low value in the sample of normal males ($\alpha = .45$).

Table 4
Psychometric properties of items

Scales	Items	Drugdependents					Normals				
		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>DI</i> ^c	α -item	α scale	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>DI</i> ^c	α -item	α scale
<i>Pleasure</i>	CSFQ-1	2.93	1.38	.72	.74		3.60	.99	.76	.73	
	CSFQ-2	3.88	.93	.46	.85	.83	4.27	.72	.42	.87	.82
	CSFQ-3	3.14	1.20	.77	.71		3.66	.93	.78	.73	
	CSFQ-4	3.08	1.15	.65	.77		3.40	.90	.69	.77	
CSFQ-5	3.35	1.13	.45	.71	3.62		.88	.45	.63		
<i>Desire</i>	CSFQ-6	4.12	.88	.51	.69		4.15	.63	.44	.65	
	CSFQ-7	4.06	.99	.60	.65	.73	4.30	.76	.48	.62	.68
	CSFQ-8	2.82	1.28	.50	.70		3.16	1.21	.52	.61	
	CSFQ-9	3.10	0.99	.47	.70		3.55	.97	.39	.66	
CSFQ-10	4.08	.94	.52	.69	4.34		.77	.43	.69		
<i>Arousal</i>	CSFQ-11	4.38	.87	.66	.54	.73	4.62	.62	.58	.51	.68
	CSFQ-12	4.32	1.04	.51	.71		4.54	.72	.50	.58	
<i>Orgasm</i>	CSFQ-13	3.76	.92	.42	.51		3.97	.69	.30	.34	
	CSFQ-14	3.57	1.27	.46	.47	.61	3.87	1.05	.37	.21	.45
	CSFQ-15	3.68	.85	.41	.53		4.08	.65	.23	.45	

Note. *DI*^c = Discrimination Index (corrected item-total correlation); *M* = Mean; *SD* = Standard Deviation; α -item = reliability if item eliminated; α = reliability.

Finally, the following data are presented as validity indicators: mean scores, standard deviations, differences in sexual functioning between the drug-dependent and the control group according to age groups, and correlations with the subscales of the Sexual Assertiveness Scale. As shown in Table 5, the scores of the drug-dependent group were always lower than those of the control group. Differences were significant (99% CI) in most cases and had a medium effect size. The Kruskal-Wallis test also revealed significant differences (95% CI) regarding preferred substance in *Desire* and *Arousal*: CSFQ *Desire*: $\chi^2_{(6)} = 12.93, p = .044$ and CSFQ *Arousal*: $\chi^2_{(6)} = 16.25, p = .012$. However, no differences were found in CSFQ *Pleasure*: $\chi^2_{(6)} = 7.59, p = .27$ or CSFQ *Orgasm*: $\chi^2_{(5)} = 6.41, p = .26$.

Table 5
Descriptive analysis by subscales and group differences

	18-30 years old					31-45 years old				
	Drug group	Non drug group	Differences			Drug group	Non drug group	Differences		
	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Pleasure	13.34 (4.09)	15.20 (2.78)	3.56	.000	.53	12.94 (3.71)	14.71 (2.80)	3.50	.000	.53
Desire	18.02 (3.42)	19.06 (3.02)	2.25	.025	.32	17.37 (3.85)	19.02 (2.62)	3.45	.000	.50
Arousal	13.02 (2.04)	13.82 (1.57)	3.00	.002	.43	12.87 (2.35)	13.68 (1.37)	3.06	.000	.42
Orgasm	11.26 (2.23)	11.93 (1.73)	2.38	.018	.33	11.06 (2.35)	12.39 (1.46)	4.83	.000	.67
	45-55 years old					Total				
	Drug group	Non drug group	Differences			Drug group	Non drug group	Differences		
	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M (DT)</i>	<i>M (DT)</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Pleasure	12.28 (3.20)	14.36 (3.15)	2.47	.016	.65	13.02 (3.78)	14.92 (2.90)	6.18	.000	.56
Desire	16.59 (3.31)	17.73 (3.07)	1.39	.169	.35	17.43 (3.70)	18.76 (3.02)	4.34	.000	.39
Arousal	11.88 (2.48)	12.42 (1.72)	1.02	.311	.25	12.77 (2.30)	13.50 (1.65)	4.07	.000	.36
Orgasm	10.24 (2.02)	11.44 (1.56)	2.57	.013	.66	11.01 (2.31)	11.92 (1.69)	4.95	.000	.45

Correlations between the CSFQ-D subscales and the *Initiation* subscale of the SAS were significant and low. The *Refusal* subscale only correlated in the drug-dependent group with the *Desire* subscale.

Discussion

According to the results obtained, the CSFQ-D was found to be reliable and valid in a male drug-dependent sample. The adaptation of the questionnaire showed strong equivalence between drug-dependent and non-drug-dependent subjects. All the items seem to discriminate correctly between clinical and non-clinical subjects, and the differences found point in the right direction, that is, they suggest worse functioning in drug-dependent males.

To the best of the authors' knowledge, the present study is the first to confirm the dimensionality of the CSFQ, which had not been consolidated and had basic problems until now. Previous studies (Bobes *et al.*, 2000; García-Portillo *et al.*, 2011; Keller *et al.*, 2006; Vallejo-Medina *et al.*, 2010) showed divergent data with the following shortcomings: either *Arousal* and *Orgasm* had loadings in the same factor or a divided construct was used (*Desire/frequency* and *Desire/interest*) – whose differentiation is not necessary on a theoretical level –, or there were problems with items 1 (which loaded alone on one factor) and 10 and 14 (which do not match the

syntactic definition of sexual functioning). The reason for such problems may be that the original study by Clayton *et al.* (1997) obtained the factorization of the scale from theoretical clusters and intercorrelations between them, which is not the best method to estimate a factor structure. Some of these problems were solved by eliminating items 10 and 14 and complementing the sexual *Pleasure* factor (on which only item 1 had loadings) with three new items. The factor structure obtained not only showed adequate fit indices in the unconstrained model, both in drug-dependent and non-drug-dependent males; this adaptation of the questionnaire also showed strong equivalence between both samples. Of all the models tested, the four-factor model was the only one that reached this level of invariance and allowed equivalent comparisons between the factor means (Dimitrov, 2010).

Apart from the fact that the questionnaire showed factor equivalence, the absence of DIF also strengthens the idea of a questionnaire with equivalent content. Thus, it is possible to state that, at least in the sample used in this study, non-drug-dependent and drug-dependent subjects had the same probability of choosing a given response to any item, without their decision being influenced by belonging to either group (Hidalgo, Gómez & Padilla, 2005). Therefore, the absence of DIF along with factor equivalence make it possible to use the CSFQ-D as an instrument to compare sexual functioning between drug-dependent males and non-drug-dependent males.

After confirming the dimensionality of the scale and verifying the absence of bias in the wording of the items, a few psychometric properties of the items and the scale were analyzed. Standard deviations (close to 1), corrected item-total correlations (greater than .30), and a Cronbach's alpha that did not increase if items were eliminated were good indicators. In addition, the Cronbach's alpha obtained in both samples was acceptable, except for the scale *Orgasm* (especially in normal subjects), in which it was low. It is difficult to compare reliability coefficients with those reported by other studies, since different dimensionalities have been used. However, all the dimensions had good reliability overall, except *Orgasm*, which had a reliability of .45 in the present study (although only in non-drug-dependent subjects) and in the studies by Clayton *et al.* (1997) and Keller *et al.* (2006). All the values obtained in this study suggest that item 15 (item 13 in the original version) "*How intense are your orgasms?*" is the most problematic. This item may have a more subjective interpretation and vary between

subjects, although focus groups or cognitive interviews would be necessary to confirm this.

External validity indicators were also adequate. Worse sexual functioning was observed even in drug-dependent males with about one year of abstinence (see Table 1). These results contradict those of Cocores, Miller, Pottash, and Gold (1988), who concluded that sexual functioning problems spontaneously disappear after three weeks of abstinence, or those of Rojas-García and Sierra (2011), who pointed out that there are no differences in levels of sexual desire between drug-dependent subjects during abstinence and subjects with no history of substance use. Although the direct physiological effects derived from substance use may disappear after three weeks, the conditioning caused by associating sexual practice and sexual problems may not disappear so quickly. Moreover, drug-dependent subjects showed worse sexual functioning, similarly to the findings of Bang-Ping, (2009), Palha and Esteves (2002, 2008), or Vallejo-Medina *et al.*, (2010). Finally, significant and low correlations were found between the *SAS-Initiation* and the CSFQ-D subscales. Initiation sexual assertiveness is related to sexual functioning (Morokoff *et al.*, 1997; Santos-Iglesias and Sierra, 2010; Sierra *et al.*, 2011). The fact that significant, inverse, and low correlations were found between *Desire* and *Refusal* is also consistent. Thus, lower sexual desire seems to be related to more frequent refusal of sexual relations.

Conclusions, Limitations, and Future Areas of Research

The CSFQ-D seems to be a good instrument to assess sexual functioning in drug-dependent males. Its psychometric properties guarantee a quality assessment and its equivalence makes it possible to compare the scores of non-drug-dependent and drug-dependent subjects. The differences in the age and educational level of the two samples might affect the interpretation of the results. However, such small differences should be of little importance, given that it is a psychometric study. In addition, some significant differences were found in sexual functioning according to preferred substance. Future studies should correct this and study each substance separately. We would remain prudent in interpreting the external validity. This is only intended to make a trend; there are many other variables that may be affecting our results (psychiatric comorbidity, somatic illness, abstinence, pharmacological treatment...). Studies with a more clinical nature should take into account issues such as these. Finally, the sampling

method used was non-probabilistic, hence the observations cannot be generalized to the entire population. In the future, it would be necessary to include numerical tables in the test so that a more accurate assessment can be made. It would also be interesting to assess how abstinence from drugs affects sexual functioning, that is, to determine the actual recovery curve and assess the influence of other variables such as anxiety, depression, personal relations, medication, or disease.

References

- Aguilar De Arcos, F., Verdejo García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., & Pérez García, M. (2008). Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a drogas. *Adicciones*, *20*, 117-124.
- Ávila Escribano, J. J., Pérez Madruga, A., Ólazabal Ulacia, J. C., & López Fidalgo, J. (2004). Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones*, *16*, 1-6.
- Bang-Ping, J. (2008). Erectile dysfunction associated with psychoactive substances. *Chonnam Medical Journal*, *44*, 117-124. doi: 10.4068/cmj.2008.44.3.117
- Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *Journal of Sexual Medicine*, *6*, 1072-1080. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00707.x
- Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P., & Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, *26*, 119-131. doi: 10.1080/009262300278524
- Calafat, A., Juan, M., Becoña, E., & Mantecón, A. (2008). Qué drogas se prefieren para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones*, *20*, 37-48.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *5*, 521-551.
- Carretero-Dios, H., & 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.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clayton, A. H., McGarvey, E. L., & Clavet, G. J. (1997). The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability and validity. *Psychopharmacology Bulletin*, *33*, 731-745.

- Cocores, J. A., Miller, N. S., Pottash, A. C., & Gold, M. S. (1988). Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse, 14*, 169-173.
- Degenhardt, L., & Topp, L. (2003). Cristal meth use among polydrug users in Sydney's dance partysubculture: Characteristics, use patterns and associated harms. *International Journal of Drug Policy, 14*, 17-24. doi:10.1016/S0955-3959(02)00200-1
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 43*, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Emanuele, M. A., & Emanuele, N. V. (1998). Alcohol's effects on male reproduction. *Alcohol Health Research World, 22*, 195-201.
- Garcia-Portilla, M. P., Saiz, P. A., Fonseca, E., Al-Halabi, S., Bobes-Bascaran, M. T., Arrojo, M., Benabarre, A., Goikolea, J. M., Sánchez, E., Sarramea, F., & Bobes, J. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in patients with severe mental disorders. *The Journal of Sexual Medicine, 8*, 1371–1382. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02043.x
- Hidalgo, M. D., Gómez, J., & Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema, 17*, 509-515.
- Jodoin, M. G., & Gierl, M. J. (2001). Evaluating type I error and power rates using an effect size measure with the logistic regression procedure for DIF detection. *Applied Measurement in Education, 14*, 329–349. doi:10.1207/S15324818AME1404_2
- Johnson, S. D., Phelps, D. L., & Cottler, L. B. (2004). The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Archives of Sexual Behavior, 33*, 55-63. doi:10.1023/B:ASEB.0000007462.97961.5a
- Keller, A., McGarvey, E. L., & Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14).

- Journal of Sex & Marital Therapy*, 32, 43–52. doi: 10.1080/00926230500232909
- Kurtz, S. P. (2005). Post-circuit blues: Motivations and consequences of crystal meth use among gay men in Miami. *AIDS and Behavior*, 9, 63-72. doi: 10.1007/s10461-005-1682-3
- La Pera, G., Carderi, A., Marianantoni, Z., Peris, F., Lentini, M., & Taggi, F. (2008). Sexual dysfunction prior to first drug use among former drug addicts and its possible causal meaning on drug addiction: preliminary results. *The Journal of Sexual Medicine*, 5, 164-172. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00571.x
- Lévy, J. J., & Garnier, C. (2006). Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues, Santé et Société*, 5, 11-48.
- McKay, A. (2005). Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 47-56.
- Miller, T. R., & Spray, J. A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measurement*, 30,107-122. doi:10.1111/j.1745-3984.1993.tb01069.x
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R., & Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804. doi:10.1037/0022-3514.73.4.790
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- O'Leary, M. P., Fowler, F. J., Lenderking, W. R., Barber, B., Sagnier, P. P., Guess, H. A., & Barry, M. J. (1995). A brief male sexual function inventory for urology. *Urology*, 46, 697-706. doi: 10.1016/S0090-4295(99)80304-5
- Palha, A. P., & Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 28, 427–437. doi: 10.1080/00926230290001547

- Palha, A. P., & Esteves, M. (2008). Drugs of abuse and sexual functioning. *Advances in Psychosomatic Medicine*, 29, 131-149. doi: 10.1159/000126628
- Peugh, J., & Belenko, S. (2001). Alcohol, drugs and sexual function: A review. *Journal of Psychoactive Drugs*, 33, 223-232.
- Rawson, R. A., Washton, A., Domier, C. P., & Reiber, C. (2002). Drugs and sexual effects: role of drug type and gender. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 22, 103-108. doi: 10.1016/S0740-5472(01)00215-X
- Rojas-García, A., & Sierra, J. C. (2011). Análisis del deseo sexual en una muestra de drogodependientes en periodo de abstinencia. *Trastornos Adictivos*, 13, 64-70.
- Rosen, R. C. (1991). Alcohol and drug effects on sexual response: Human experimental and clinical studies. *Annual Review of Sex Research*, 2, 119-179.
- Santos-Iglesias, P., & Sierra, J. (2010). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.
- Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P., & Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales Psicología*, 27, 17-26.
- Smith, S. (2007). Drugs that cause sexual dysfunction. *Psychiatry*, 6, 111-114. doi:10.1016/j.mppsy.2006.12.004
- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2009). Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones*, 21, 221-228.
- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2010). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. *Sexuality and Disability*, 28, 105-118. doi:10.1007/s11195-010-9146-8
- Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2011). *Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users*. Manuscript under revision.

Vallejo-Medina, P., Sierra, J. C., Araujo Gallego, M., Casete Fernández, L., Diaz Castro, E., Fraga Rodríguez, R. M., et al. (2011, april). Desarrollo y validación de una escala breve de diagnóstico de trastornos por uso de sustancias. El Cuestionario de Consumo de Sustancias (CSS). Paper presented in XXXVIII Jornadas Nacionales de Socidrogalcohol. Madrid, España.

ESTUDIO 2

Artículo 3

**Propiedades psicométricas de la versión española de la *Sexual Assertiveness Scale*
(SAS)**

Publicado en *Anales de Psicología* en 2011

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de impacto 2010 = 1,34

Cuartil 2 de la categoría “*Psychology, Multidisciplinary*” puesto 47^a de 120

Referencia:

Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P. y Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS). *Anales de Psicología*.27, 17-26.

Propiedades psicométricas de la versión española de la *Sexual Assertiveness Scale*

(SAS)

Resumen

La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos saludables. La Sexual Assertiveness Scale (SAS) es una escala de 18 ítems que evalúa tres dimensiones: Inicio, Rechazo y Prevención Embarazo-ETS (E-ETS). En este estudio 853 personas contestaron la SAS, junto a una batería de instrumentos afines. La puntuación media de los ítems ha sido similar a la media teórica del cuestionario, siendo además las desviaciones típicas cercanas a uno. Casi todos los ítems han mostrado un índice de discriminación por encima de .30 y un aporte apropiado a la fiabilidad de la escala. El análisis factorial exploratorio ha mostrado tres dimensiones idénticas a las obtenidas en el estudio original que explican un 48% de la varianza (Inicio $\omega = .80$; Rechazo $\omega = .76$ y E-ETS $\omega = .85$). Esta estructura ha sido confirmada mediante un modelo de ecuaciones estructurales observándose un buen ajuste. Se discute la validez concurrente al observar correlaciones significativas entre las subescalas del SAS con otros constructos afines.

Palabras clave: Asertividad sexual; SAS; estudio instrumental; validez; fiabilidad.

Abstract

The construct of sexual assertiveness has been developed to further the understanding of the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sex and negotiate pregnancy and sexually transmitted diseases prevention, and consequently, explore healthy behaviours. Sexual Assertiveness Scale (SAS), which is an 18 items questionnaire that consists of three factors measuring Initiation, Refusal, and Pregnancy Sexually Transmitted Disease prevention (P-STD) assertiveness. In this study, 853 people answered to the SAS together with others scales. The mean of the items has been similar to the theoretical average of the questionnaire. Moreover, the standard deviation has been close to one. Most of the items have showed a discrimination index higher than .30. No alpha increase has been observed if any item were deleted. Exploratory factor analysis showed three dimensions (48% variance) which replicate the original

solution identically (Initiation $\omega = .80$; Refusal $\omega = .76$ and P-STD $\omega = .85$). The scale dimension has been confirmed by using a Structural Equation Modeling and found a good fit index. Significant correlations have been observed between SAS and other related constructs.

Key words: Sexual assertiveness; SAS; instrumental study; validity; reliability.

Introducción

Asertividad General y Asertividad Sexual

La asertividad general es una habilidad social que permite comunicar nuestros sentimientos, preferencias, necesidades u opiniones a otra persona, sin menospreciarla, forzarla o usarla (Dee Galasi, 1977). Gidycz, Hanson y Layman (1995) o Greene y Navarro (1998) argumentan que la asertividad es específica de cada situación; de hecho, Zamboni, Crawford y Williams (2000) señalan que los sujetos asertivos y comunicativos en su día a día no tienen porque serlo en el ámbito sexual. Se sugiere, por tanto, evaluar la asertividad en situaciones sexuales específicas, empleando para ello el constructo concreto de asertividad sexual (Livingston, Testa y VanZile-Tamsen, 2007). La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables; se basa en el derecho humano a la autonomía, que asume que las personas tienen derecho a elegir sobre su propia experiencia y actividad sexual (Morokoff, Quina, Harlow, Whitmire, Grimley, Gibson et al., 1997).

Funcionamiento Sexual, Victimización Sexual y Conductas Sexuales de Riesgo

El estudio de la asertividad sexual puede organizarse en tres grandes áreas: funcionamiento sexual, victimización sexual y conductas sexuales de riesgo (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). Dentro del funcionamiento sexual, probablemente, sea la satisfacción sexual la más perjudicada por la ausencia de asertividad sexual debido a la incapacidad de la persona para comunicar asertivamente sus preferencias sexuales, gustos y sensaciones. De hecho, varios estudios relacionan la satisfacción sexual con la asertividad sexual (Haavio-Mannila y Kontula, 1997; Hurlbert, 1991) y con la capacidad orgásmica (Cotten-Houston y Wheeler, 1983; Hurlbert, 1991; Kuriansky, Sharpe y O'Connor, 1982; Nelson, 1974). Se han encontrado también correlatos entre el deseo sexual y la asertividad sexual (Hurlbert, 1991; Hurlbert, Singh, Menendez, Fertel, Fernández y Salgado, 2005). La capacidad para rechazar una relación sexual sería el núcleo de la segunda área: la victimización sexual. Existen diversos estudios que relacionan la coerción y el abuso sexual con una baja asertividad sexual (Livingston et

al., 2007; Morokoff et al., 1997; Rickert, Sanghvi y Wiemann; 2002; Testa, VanZile-Tamsen y Livingston, 2007). De hecho, la carencia de asertividad sexual actuaría como un factor de vulnerabilidad en las mujeres que han sufrido abusos (Greene y Navarro, 1998; Rickert et al., 2002; Rosenbaum y O'Leary, 1981; Sierra, Ortega, Santos y Gutiérrez, 2007; Stoner, Norris, George, Morrison, Zawacki, Davis et al., 2008; Testa y Dermen, 1999; Testa et al., 2007). Se ha demostrado también como el entrenamiento en asertividad sexual puede proteger a las mujeres ante la violencia sexual (Macy, Nurius y Norris, 2006; Somlai, Kelly, McAuliffe, Gudmundson, Murphy, Sikkema et al., 1998). La última área de interés serían las conductas sexuales de riesgo. Hay que tener en cuenta que la mera habilidad para iniciar y mantener una conversación sobre sexualidad no está relacionada con la capacidad de negociación del uso del preservativo (Robles, Moreno, Frías, Rodríguez, Barroso, Díaz et al., 2006). Es la propia asertividad sexual asociada a la prevención de embarazos y enfermedades de transmisión sexual (E-ETS) la que predice su uso, aunque solo en mujeres (Raj, Silverman y Amaro, 2004; Quina, Harlow, Morokoff, Burkholder y Deiter, 2000; Robles et al., 2006; Štulhofer, Graham, Božičević, Kufirin y Ajduković, 2007), ya que en hombres sólo se ha encontrado esta relación con respecto al uso del condón femenino (Lameiras-Fernández, Núñez-Mangana, Rodríguez-Castro, Bretón-López y Agudelo, 2007; Lameiras-Fernández, Carrera-Fernández, Failde-Garrido, Ricoy-Lorenzo, López-Castedo y Núñez-Mangana, 2010). En esta misma línea, Auslander, Perfect, Succop y Rosenthal, (2007) encontraron, en mujeres, una relación negativa entre asertividad sexual de E-ETS y la promiscuidad sexual.

Evaluación de la Asertividad Sexual

Existen diversos instrumentos para evaluar la asertividad sexual, siendo los más empleados el Hurlbert Index of Sexual Assertiveness (HISA; Hurlbert, 1991), el Safer Sex Assertiveness (SSA; Wingood y Diclemente, 1998), una subescala del Sexual Awareness Questionnaire (Snell, Fisher y Miller, 1991) o la Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997). La SAS se creó siguiendo la propia definición, tanto semántica como sintáctica (Carretero-Dios y Pérez, 2005), del constructo definido por Morokoff et al. (1997). Se recoge de esta forma un amplio contenido de componentes de la asertividad sexual: inicio de relaciones sexuales deseadas, rechazo de las relaciones no deseadas, y la prevención de embarazos y enfermedades de transmisión sexual.

Asimismo, el cuestionario, tanto si es administrado globalmente como si se emplea alguna de las sub-escalas de forma aislada, ha mostrado buenas propiedades psicométricas.

La SAS está compuesta por 18 ítems que recogen los tres componentes que definen sintácticamente el constructo de asertividad sexual. La primera subescala (Inicio; ítems 1-6) evalúa la frecuencia con la que una persona comienza una relación sexual y si lo hace de forma deseada; la segunda (Rechazo; ítems 7-12) mide el frecuencia en que una persona es capaz de evitar, tanto una relación sexual, como una práctica sexual no deseada; la última dimensión (Embarazo y enfermedades de transmisión sexual; ítems 13-18) evalúa la frecuencia con la que una persona insiste en el uso de métodos anticonceptivos de barrera de látex con su pareja. Todos los ítems se puntúan sobre una escala de respuesta tipo Likert que oscila entre 0 (Nunca) y 4 (Siempre). La mitad de los ítems están redactados de forma inversa (3, 4, 6, 8, 10, 11, 13, 14 y 16). Puntuaciones elevadas indican mayor asertividad sexual.

Las propiedades psicométricas en mujeres han sido descritas por Morokoff et al. (1997). Se partió de un banco de 112 ítems que se redujeron a 18 tras un proceso de filtrado. El análisis factorial exploratorio mostró tres dimensiones (Inicio, Rechazo y E-ETS). A continuación se confirmó la estructura factorial mediante un modelo de ecuaciones estructurales, certificando además que la administración de una sola subescala, de forma aislada, no afectaría sus características psicométricas. En este estudio se informa del alfa de Cronbach en cinco muestras independientes de mujeres (tres compuestas por estudiantes universitarias, una de mujeres con conductas sexuales de riesgo y una última resultado del seguimiento de las estudiantes universitarias y las mujeres con conductas de riesgo), obteniéndose los siguientes valores: .82, .76, .77, .77 y .82 para Inicio; .78, .80, .71, .74 y .80 en Rechazo; y .82, .80, .85, .82 y .80 en E-ETS; para el total de la escala se alcanzaron coeficientes de .79, .77, .75, .82 y .84, respectivamente. También se evaluó la fiabilidad test-retest en tres momentos (inicio, a los seis meses y al año), encontrándose correlaciones entre cada subescala consigo misma en los diferentes momentos, en ningún caso inferiores a .59. Por último se examinó la validez concurrente, encontrándose relaciones entre la asertividad sexual y la duración y satisfacción de la relación, la victimización sexual, la experiencia sexual y las conductas preventivas de ETS. Otros estudios han informado de un alfa de Cronbach que oscila entre .66 y .86 (Jacobs y Thomlison, 2009; Jenkins, 2008; Livingston et al.,

2007; Mosack, Weeks, Sylla y Abbott, 2005; Noar, Morokoff y Harlow, 2002; Noar, Morokoff y Redding, 2002; Parks, Hsieh, Collins, King y Levonyan-Radloff, 2009; Quina et al. 2000; Stoner et al., 2008; Testa et al., 2007; Yoder, Perry y Saal, 2007). La subescala E-ETS ha mostrado ser sensible a la hora de evaluar cambios en la asertividad sexual en función de la etapa de cambio para el uso del condón en la que se encuentra una persona, tanto en mujeres con conductas sexuales de riesgo como en población normal (Noar, Morokoff y Redding, 2002).

Propósito del Estudio

El objetivo del presente estudio instrumental (Carretero-Dios y Pérez, 2007; Montero y León, 2007) fue examinar algunas propiedades psicométricas de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) en una muestra española. Para ello se analizaron las propiedades métricas de los ítems que componen la escala, sometiéndose a examen su estructura factorial mediante análisis factorial exploratorio (AFE), que fue contrastada mediante análisis factorial confirmatorio (AFC). Por último, una vez confirmada la estructura, se analizó la fiabilidad de consistencia interna, así como diversos indicadores de validez de sus medidas. Para las pruebas de validez concurrente se analizaron las correlaciones del SAS con el Hurlbert Index of Sexual Assertiveness (HISA; Hurlbert, 1991; Santos-Iglesias y Sierra, 2010b), el Cuestionario de Aserción en la Pareja (ASPA; Carrasco, 1998), la versión española abreviada de la Escala de Ajuste Diádico (EAD-13; Santos-Iglesias, Vallejo-Medina y Sierra, 2009) y la Escala de Habilidades Sociales (EHS; Gismero, 2002). En este sentido, esperamos: a) que las puntuaciones del SAS correlacionen positivamente con las del HISA; b) que las puntuaciones en el SAS correlacionen de forma negativa con las subescalas Agresión, Sumisión y Agresión pasiva del ASPA, y de forma positiva con la subescala Aserción, dado que los miembros de la pareja que abusan y dominan a sus compañeros hacen gala de un estilo comunicativo agresivo (Infante, Chandler y Rudd, 1989); c) que se produzca una correlación positiva entre satisfacción marital y asertividad sexual (Greene y Faulkner, 2005; Hurlbert, 1991; Morokoff et al., 1997); y d) que las puntuaciones de la SAS correlacionen de forma positiva con las de la EHS, dado que las habilidades sociales están relacionadas con la asertividad sexual (Hammond y Oei, 1982; Quina et al., 2000; Salazar, DiClemente, Wingood, Crosby, Harrington, Davies et al., 2004).

Método

Participantes

La muestra compuesta por 853 personas (400 varones y 453 mujeres) fue seleccionada de forma incidental, tratando de compensarla en cuanto al sexo de los participantes y que estuvieran representadas diferentes edades y niveles educativos. Los requisitos de inclusión en el estudio eran ser mayor de edad, estar involucrado en una relación de pareja heterosexual desde al menos seis meses y mantener actividad sexual dentro de esa relación. El rango de edad osciló entre 18 y 71 años ($M = 30.83$; $DT = 9.58$) (Figura 1), siendo la edad media de los varones muy similar a la de las mujeres: 32.09 ($DT = 10.03$) y 29.73 ($DT = 9.03$), respectivamente. Respecto al nivel educativo, un 9.60% había cursado estudios básicos de primaria, el 24.7% cursó secundaria y un 65.7% tenían estudios universitarios. Con el objetivo de explorar y confirmar la estructura factorial de la escala, la muestra se dividió de forma aleatoria en: submuestra 1 formada por 300 sujetos (147 varones y 153 mujeres) y submuestra 2 integrada por 491 sujetos (272 mujeres y 219 varones), no existiendo diferencias significativas entre ambas ni en sexo $\chi^2(1, N = 791) = 1.44, p = .23$, ni en edad $t(789) = 3.03, p = .76$, ni en nivel educativo $\chi^2(3, N = 784) = 2.84, p = .41$.

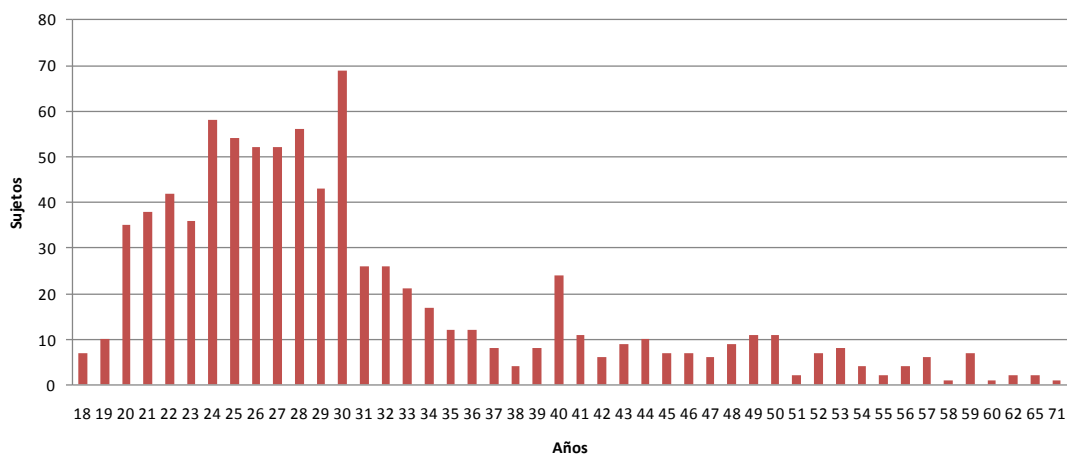


Figura 1: Frecuencia de las edades.

Instrumentos

- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997). La información sobre esta escala aparece en la introducción. En este estudio una mayor puntuación supone más asertividad sexual. Véase el Anexo.

- Hurlbert Index of Sexual Assertiveness (HISA; Hurlbert, 1991). Se empleó la versión española de Santos-Iglesias y Sierra (2010b) constituida por 19 ítems contestados en una escala de respuesta tipo Likert de 0 (Nunca) a 4 (Siempre). Los ítems se distribuyen en dos dimensiones (Inicio y Ausencia de timidez/Rechazo), ambas con una fiabilidad de consistencia interna de .83, presentando además buenos indicadores de validez, tanto externa como de constructo. En el presente estudio, el alfa de Cronbach fue .78 para Inicio y .80 para Ausencia de timidez/Rechazo. Una mayor puntuación es indicativa de mayor asertividad sexual en ambas dimensiones.

- Cuestionario de Aserción en la Pareja (Carrasco, 1998). Compuesto por 40 ítems que se responden en una escala tipo Likert de 1 (Casi nunca) a 6 (Casi siempre). Los ítems se corresponden con diferentes estilos comunicativos dentro de la pareja: Aserción, Agresión, Sumisión y Agresión pasiva. El estudio original informa de una buena fiabilidad, con valores de consistencia interna comprendidos entre .75 y .90, así como de una adecuada validez. En el presente estudio el coeficiente alfa de Cronbach osciló entre .77 y .85. Puntuaciones elevadas reflejan mejor comunicación.

- Versión abreviada de la Escala de Ajuste Diádico (Santos-Iglesias et al., 2009). Se trata de una versión breve del cuestionario original desarrollado por Spanier en 1976. Esta versión reducida la componen 13 ítems que ofrecen una puntuación global en ajuste diádico y en tres subescalas: Consenso, Satisfacción y Cohesión. Se responde sobre una escala tipo Likert de cinco y seis opciones de respuesta. Se informa de una adecuada fiabilidad de consistencia interna para la escala global ($\alpha = .83$) e igual a .73, .70 y .63 para las tres subescalas, respectivamente (Santos-Iglesias et al., 2009). En el presente estudio la fiabilidad alcanzó el valor .81 para la escala global y .74, .70 y .61 en las tres subescalas, respectivamente. Una mayor puntuación indica mayor ajuste.

- Escala de Habilidades Sociales (Gismero, 2002). Compuesta por 33 ítems con un formato de respuesta tipo Likert desde 1 (No me identifico en absoluto) a 4 (Muy de acuerdo y me sentiría así o actuaría así en la mayoría de los casos). Proporciona una puntuación global sobre habilidades sociales. La fiabilidad es igual a .80 y los

indicadores de validez son adecuados. En el presente estudio la fiabilidad de consistencia interna alcanzó un valor igual a .89. Mayores puntuaciones indican más habilidades sociales.

Procedimiento

En primer lugar, se procedió a la adaptación lingüística del cuestionario empleándose para ello la traducción hacia delante (Hambleton, 1996). Primero se tradujeron los ítems al castellano, dicha traducción se entregó, junto al original en inglés, a un experto bilingüe que recomendó una serie de cambios. Se modificó el original con los cambios sugeridos, culminando de este modo el proceso de traducción. A continuación se envió el cuestionario a cuatro jueces expertos en sexualidad, quienes juzgaron la adecuación y comprensión de los ítems proponiendo, si fuese necesaria, una redacción alternativa. El siguiente paso consistió en calcular el porcentaje de acuerdo, revisándose según las recomendaciones de los expertos aquellos ítems que no alcanzaron el 85% de acuerdo. La batería final se entregó a 20 personas de la población general quienes juzgaron nuevamente la comprensión de los ítems, señalando aquellos que no entendían. Nuevamente se revisaron los ítems que contaban con un consenso inferior al 85%, obteniéndose de esta forma la versión final del instrumento que aparece en el Anexo.

La batería de instrumentos se aplicaba de forma individual o en pequeños grupos (en este caso la evaluación se hacía en un aula o sala). Se entregaba a cada participante un cuadernillo con los cuestionarios y una hoja de respuestas. A todos los participantes se les proporcionaban las mismas instrucciones, incidiendo en el carácter voluntario, anónimo y confidencial de la investigación, otorgando todos los participantes su consentimiento informado verbal antes de comenzar a contestar. El tiempo medio para completar el cuadernillo fue de 30 minutos.

Análisis estadísticos.

Se empleó el SPSS 15.0 para obtener algunas de las propiedades métricas de los ítems. Mediante el programa Factor 7.02 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006) se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) en la submuestra 1. La extracción del número de factores se realizó mediante análisis paralelo (AP). 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). La fiabilidad de cada subescala se ha obtenido mediante el omega, un indicador menos sesgado que el alfa de Cronbach para escalas de respuesta categórica (Elosua y Zumbo, 2008). Se empleó el programa AMOS 7.0 para confirmar el análisis factorial (AFC) en la submuestra 2. Dadas las características de la distribución muestral, se ha empleado el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) (Paszek, 2007; Ximénez y García, 2005). Los índices considerados para evaluar el ajuste de los modelos han sido el ratio ji-cuadrado entre los grados de libertad (χ^2/gl), el Goodness of Fit Index (GFI; Jöreskog y Sörbom, 1984; Tanaka y Huba, 1985), el Adjusted Goodness of Fit (AFGI) y el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA; Browne y Cudeck, 1989; Steiger, 1990). Para el ratio (χ^2/gl) se consideran valores entre 1 y 3 índices de buen ajuste, para el GFI y el AFGI se considerarán valores por encima de .90 y .85 respectivamente como adecuados. El RMSEA es considerado el mejor indicador del ajuste global (Marsh, Balla y Hau, 1996). Para este indicador valores inferiores a .05 son considerados óptimos, si bien, Browne y Cudeck (1993) consideran que valores entre .05 y .08 indicarían un ajuste aceptable, mientras que valores por encima de .10 indicarían un ajuste deficiente.

Resultados

Análisis de Items y Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Los resultados muestran que todas las opciones de respuesta son elegidas en todos los ítems. La media de respuesta de los ítems se sitúa .47 puntos por encima de la media teórica del cuestionario y las desviaciones típicas oscilan entre .96 y 1.65 por lo que podemos suponer una adecuada variabilidad de puntuaciones. Excepto los ítems 3 ($r_{it}^c = .28$) y 5 ($r_{it}^c = .22$) todas las correlaciones ítem-total corregidas superaron el valor .30 (Nunnally y Bernstein, 1995). Pese a que se observa que la eliminación de estos ítems no mejoraría el alfa global de la escala (.82), se estudiará más adelante la conveniencia de eliminarlos o no en función del poder discriminante dentro de la subescala a la que pertenezcan (véase la Tabla 1).

Tabla 1: Media (*M*), Desviación Típica (*DT*), Correlación ítem-total corregida (r_{it}^c) y alfa de Cronbach si el ítem es eliminado (α_{-i}).

Ítems	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}^c	α_{-i}
SAS 1	2.80	1.20	.36	.81
SAS 2	2.51	1.29	.32	.82
SAS 3	2.65	1.11	.28	.82
SAS 4	2.37	1.11	.42	.81
SAS 5	2.06	1.34	.22	.82
SAS 6	2.55	.96	.31	.82
SAS 7	2.70	1.22	.43	.81
SAS 8	2.57	1.39	.36	.81
SAS 9	1.42	1.43	.36	.81
SAS 10	2.78	1.24	.41	.81
SAS 11	1.89	1.53	.48	.81
SAS 12	1.97	1.49	.47	.81
SAS 13	3.18	1.22	.47	.81
SAS 14	3.20	1.25	.47	.81
SAS 15	2.57	1.52	.37	.81
SAS 16	2.73	1.47	.54	.80
SAS 17	2.51	1.53	.52	.80
SAS 18	2.02	1.65	.51	.80
Total	44.47	12.12	-	.82

El índice de adecuación muestral ($KMO = .77$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{153} = 1.874,3; p < .001$) indicaron la idoneidad de los datos para realizar el análisis factorial. Debido a que la distribución muestral no es normal, se ha empleado el Unweighted Least Squares (ULS) como método de extracción. El método de rotación oblicua empleado ha sido Oblimin Direct, ya que para la distribución y el tamaño muestral de este estudio es más adecuado que el Direct Quartimin empleado por Morokoff et al. (1997). El Análisis Paralelo (AP) establece cuatro factores. Tres de ellos recogen al completo la factorización original y un cuarto parece ser un artefacto estadístico (Carmines y Zeller, 1979; Marsh, 1996; Morales, 2000), ya que recoge la influencia de los ítems redactados negativamente del factor Rechazo y E-ETS (ítems 8,

10, 11, 13, 14 y 16). De hecho existe una elevada correlación entre este cuarto factor y el de Rechazo ($r = .69$; $p < .001$) y el de E-ETS ($r = .70$; $p < .001$), la cual según Carmines y Zeller (1979) reflejaría dicho artefacto estadístico. Por tanto, se ha repetido el análisis factorial preestableciendo el número de factores a tres (véase la Tabla 2). De esta forma se obtienen tres factores con una adecuada fiabilidad: Inicio ($\omega = .80$), Rechazo ($\omega = .76$) y E-ETS ($\omega = .85$) que explican un 48% de la varianza. De este modo se replica, a la espera de la confirmación, la factorización encontrada por Morokoff et al. (1997).

Tabla 2: Matriz de componentes rotados, comunalidades (h^2), % varianza explicada, eigenvalue y omega.

Ítems	Inicio	Rechazo	E-ETS	h^2
SAS 1	.35			.19
SAS 2	.65			.40
SAS 3	.71			.48
SAS 4	.78			.64
SAS 5	.34			.12
SAS 6	.38			.22
SAS 7		.56		.35
SAS 8		.60		.34
SAS 9		.49		.24
SAS 10		.60		.35
SAS 11		.58		.38
SAS 12		.57		.36
SAS 13			.56	.38
SAS 14			.53	.36
SAS 15			.75	.50
SAS 16			.61	.47
SAS17			.74	.55
SAS18			.77	.63
% varianza	9	25	14	48
Eigenvalue	1.71	4.62	2.43	
Omega	.80	.76	.85	

Nota.- Las cargas factoriales inferiores a .30 fueron eliminadas.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Se han contrastado tres modelos distintos:

- Modelo unifactorial (modelo A) que contemplaría la asertividad sexual como un todo global.
- Modelo de tres factores relacionados (modelo B), en donde se pone a prueba el modelo original de Morokoff et al. (1997); se trataría del modelo encontrado a su vez en el AFE del presente estudio.
- Modelo de tres factores (al igual que el modelo B), pero independientes (modelo C).

En la Tabla 3 se puede observar los índices de ajuste de los tres modelos contrastados. La unidimensionalidad (modelo A) de la escala queda rechazada, pues ninguno de los índices empleados supera el umbral requerido. Según se observa, el modelo de tres factores relacionados (modelo B) ajusta mejor que el modelo de tres factores independientes (modelo C), siendo sólo el $AGFI_B = .884$ inferior al requisito mínimo preestablecido. No obstante, hay que tener en cuenta que el modelo B está más saturado que el C, por lo que una mejora sustancial en el ajuste sería esperable. Será, por tanto, el ratio χ^2/gl un estimador menos sesgado ante el número de saturaciones, quien finalmente posicione el modelo B como el que mejor ajusta de todos los contrastados, ya que es el único con un ratio χ^2/gl inferior a 3, dos décimas por encima del modelo de factores independientes, y así queda recogido en el *path diagram* de la solución factorial confirmada (véase la Figura 2), donde se observa nuevamente algunos problemas con el ítem 5, el cual tiene una saturación estandarizada de .21 con el factor Inicio. Asimismo, se ha covariado el error del ítem 5 con el del ítem 2 como han sugerido los índices de modificación, ya que ambos ítems cuentan con una redacción muy similar (ítem 5: “Le indico a mi pareja que me estimule los genitales con su boca cuando así lo deseo”; ítem 2: “Le indico a mi pareja que me toque los genitales cuando así lo deseo”).

Tabla 3: Índices de ajuste de los modelos contrastados.

Modelos	χ^2	gl	p	χ^2/gl	GFI	AGFI	RMSEA
1 factor (A)	642.98	134	.00	4.79	.854	.814	.088
3 factores relacionados (B)	390.38	131	.00	2.98	.911	.884	.064
3 factores (C)	430.63	134	.00	3.20	.902	.875	.067

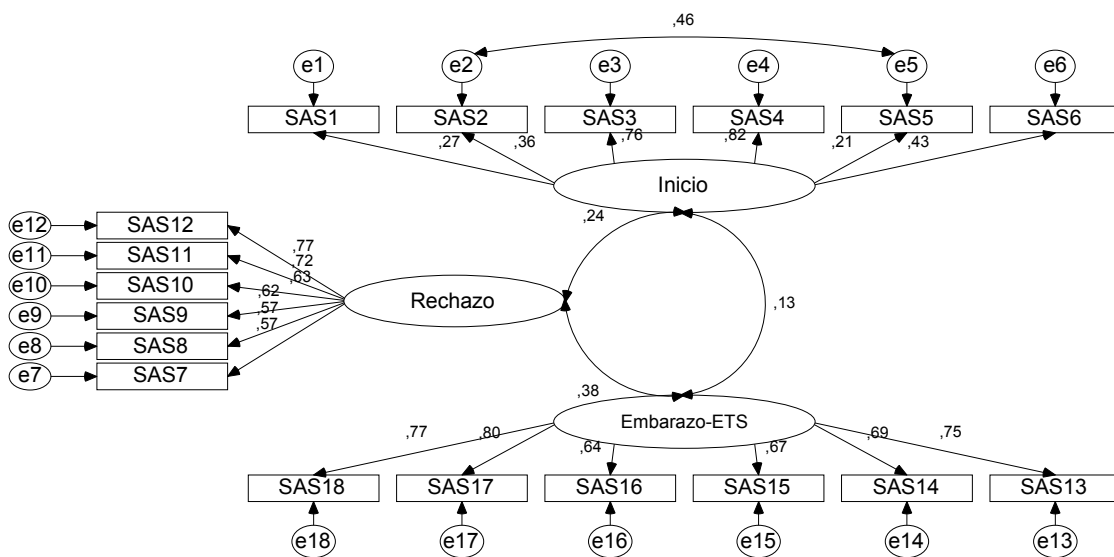


Figura 2: Path Diagram del SAS con tres factores relacionados.

Una vez confirmada la estructura factorial, se revisaron las propiedades métricas de cada escala. Todos los ítems tenían una r_{it}^c superior a .30 en su respectiva subescala y en ningún caso la eliminación de alguno de ellos supondría una mejora en la fiabilidad de la propia subescala. Por tanto, se ha decidido mantener los ítems 3 y 5 -que estaban pendientes de revisión-, pues su eliminación no mejoraría la capacidad psicométrica de su escala. En la Tabla 4 se puede observar las medias, desviaciones típicas y rango de las diferentes subescalas en función del sexo y la edad.

Tabla 4: Media, Desviación típica y rango de las subescalas del SAS en función del sexo y la edad

Sexo	Hombres (n = 366)			Mujeres (n = 425)		
	Media	DT	rango	Media	DT	rango
SAS Inicio	14.48	4.04	3-24	14.92	4.80	0-24
SAS Rechazo	11.95	5.24	0-24	15.13	5.49	0-24
SAS E-ETS	15.18	6.39	0-24	18.25	5.90	0-24

Edad	18-35 años (n = 620)			36-49 años (n = 120)			50-71 años (n = 51)		
	Media	DT	rango	Media	DT	rango	Media	DT	rango
SAS Inicio	14.78	4.48	0-24	15.34	4.30	5-24	12.59	4.16	0-22
SAS Rechazo	13.86	5.60	0-24	14.02	5.61	1-24	10.49	4.63	0-24
SAS E-ETS	17.40	6.24	0-24	15.93	6.04	3-24	12.00	5.64	0-24

Validez Concurrente

Se comprobó la validez concurrente mediante correlaciones de Pearson entre las subescalas del SAS y las de los otros autoinformes empleados. Tal como se puede apreciar en la Tabla 5, la subescala Inicio presentó correlaciones positivas con las subescalas del HISA, ASPA Aserción, subescalas del EAD-13 y EHS (oscilando entre .16 y .50) y negativas con las subescalas Agresión, Sumisión y Agresión pasiva del ASPA (entre -.09 y -.29). Por su parte, la subescala Rechazo correlaciona de manera positiva con Ausencia de timidez/Rechazo del HISA, ASPA Aserción, EAD-13 Satisfacción y EHS (coeficientes entre .09 y .27), y de forma negativa con ASPA Agresión, ASPA Sumisión y ASPA Agresión pasiva (entre -.10 y -.30). En cuanto a la subescala E-ETS el comportamiento de sus correlaciones es similar a las de Inicio, aunque con valores mucho más moderados.

Tabla 5: Correlaciones entre las subescalas del SAS y los factores del HISA, ASPA, EAD y el total de la EHS.

Subescalas	Inicio	Rechazo	E-ETS
HISA Inicio	.50**	.06	.10**
HISA Ausencia timidez/Rechazo	.40**	.23**	.16**
ASPA Aserción	.33**	.27**	.25**
ASPA Agresión	-.09**	-.10**	-.11**
ASPA Sumisión	-.29**	-.30**	-.28**
ASPA Agresión pasiva	-.20**	-.11**	-.11**
EAD-13 Consenso	.16**	.06	.14**
EAD-13 Satisfacción	.16**	.09*	.17**
EAD-13 Cohesión	.18**	.02	.11**
EHS	.34**	.14**	.07*

* $p < .05$; ** $p < .01$.

Discusión

En este estudio se han revisado las propiedades psicométricas de la SAS en una muestra de hombres y mujeres españoles. Resulta de suma importancia contar con instrumentos válidos y fiables para evaluar componentes de la salud sexual, como por ejemplo la asertividad sexual (Sierra, Santos, Gutiérrez-Quintanilla, Gómez, y Maeso, 2008). En este estudio se han adaptado y validado las tres dimensiones de la asertividad sexual: Inicio, Rechazo y Embarazo-ETS. Estas escalas pueden emplearse por separado para evaluar funcionamiento sexual, victimización sexual y el uso de métodos anticonceptivos y prevención de ETS, respectivamente.

A nivel general se han obtenido unos indicadores adecuados, similares a los descritos por Morokoff et al. (1997). Tal como recomiendan Carretero-Dios y Pérez (2005), la media de las puntuaciones de los ítems del cuestionario es muy similar a la media teórica, siendo sus desviaciones típicas cercanas a 1. Las propiedades psicométricas de los ítems son adecuadas, sólo los ítems 3 y 5 tienen una correlación ítem-total corregida inferior a .30; no obstante, se ha descartado su eliminación, pues ambos refuerzan las propiedades psicométricas de su correspondiente escala. El AFE ha mostrado un artefacto estadístico, ya que los ítems redactados negativamente de las subescalas Rechazo y E-ETS saturaban en su correspondiente subescala y, además, en un cuarto factor que recoge la connotación negativa de la redacción. Una vez aclarado este problema, la extracción preestableciendo el número de factores a tres y empleando la rotación Oblimin Direct, ha replicado la estructura factorial hallada por Morokoff et al. (1997), la cual ha explicado un 48% de la varianza. Esta estructura ha sido confirmada mediante análisis factorial confirmatorio, de forma que el modelo de tres factores (Inicio, Rechazo y E-ETS) relacionados entre sí, ha sido el que mejor ha ajustado de entre los que se han sometido a prueba.

La fiabilidad de las subescalas es adecuada, encontrándose coeficientes para cada una de ellas muy similares a los hallados en otros estudios (Jacobs y Thomlison, 2009; Jenkins, 2008; Livingston et al., 2007; Mosack et al., 2005; Noar, Morokoff y Harlow, 2002; Noar, Morokoff y Redding, 2002; Quina et al. 2000; Stoner et al., 2008; Testa et al., 2007; Yoder et al., 2007). Al igual que en Morokoff et al. (1997), la subescala con mayor índice de fiabilidad ha sido E-ETS ($\omega = .85$), seguida por Inicio ($\omega = .80$) y Rechazo ($\omega = .76$).

En el análisis de la validez concurrente se han confirmado la mayor parte de las hipótesis de partida. Debemos señalar que las puntuaciones del HISA y del SAS han sido transformadas en sentido positivo, por lo que mayor puntuación indica mayor asertividad sexual. En cuanto a las correlaciones del SAS con el HISA, SAS Inicio ha correlacionado de forma elevada con HISA Inicio y de forma moderada con HISA Ausencia de timidez/Rechazo; SAS Rechazo mantiene una correlación baja, aunque positiva como se esperaba, con HISA Ausencia timidez/Rechazo, lo mismo que ocurre con la subescala SAS E-ETS. Parece por tanto confirmarse una relación lógica y esperada entre las subescalas del SAS y del HISA. Las bajas correlaciones de la subescala E-ETS pudieran estar indicando la ausencia de un contenido homólogo en el HISA. En cuanto a las correlaciones con el ASPA, como se esperaba, las tres subescalas del SAS han correlacionado de forma positiva con ASPA Aserción, y de forma negativa con ASPA Agresión, ASPA Sumisión y ASPA Agresión pasiva, aunque los coeficientes de correlación obtenidos son más bien bajos. Los resultados apuntan en la dirección de lo observado por otros autores (Apt y Hurlbert, 1993; Testa et al., 2007). Las bajas correlaciones con Agresión podrían explicarse por el hecho de que el SAS tiene ítems redactados de forma positiva (comunicación asertiva) y de forma negativa (comunicación pasiva), no encontrándose en ningún caso ítems alusivos a un estilo de comunicación agresivo. Por otro lado, se han observado correlaciones en el sentido esperado, aunque bajas, entre las subescalas del EAD-13 y las subescalas Inicio y E-ETS del SAS, lo que confirmaría que las personas con mayor asertividad sexual están más satisfechas y cohesionadas en su relación de pareja, tomando además las decisiones de forma más consensuada (Epstein, 1981; Greene y Faulkner, 2005; Hurlbert, 1991; Morokoff et al., 1997; Smolen, Spiegel, Bakker-Rabdan, Bakker y Martin, 1985). Por último, las habilidades sociales generales correlacionan con SAS Inicio de forma moderada, poniéndose de manifiesto la relación entre las habilidades sociales y la capacidad percibida para iniciar una relación sexual (Hammond y Oei, 1982; Quina et al., 2000; Salazar et al., 2004). Esta relación es más baja en el caso de la subescala Rechazo donde posiblemente exista una gran influencia de los estereotipos de género (Kiefer, Sanchez, Kalinka e Ybarra, 2006; Sánchez, Kiefer e Ybarra, 2006) y presiones sociales (Walker, 1997) que eclipsen el efecto de las habilidades sociales. También parece ser que las habilidades sociales solo explican una pequeña parte del uso de métodos anticonceptivos, los cuales se ven influenciados por otras muchas variables, como la autoestima (Boden y Horwood, 2006), la autoeficacia (O'Leary, Jemmott y

Jemmott, 2008), el riesgo percibido (Lameiras, Rodríguez y Dafonte, 2002) o el consumo de alcohol (Antón Ruiz y Espada, 2009; Stoner et al., 2008), entre otras.

En definitiva, se puede concluir que la adaptación española de la SAS representa la asertividad sexual tal como la definieron Morokoff et al. (1997). El cuestionario se muestra estable en dos países con culturas diferentes. Se trata además de un cuestionario fiable, con una dimensionalidad que replica el contenido teórico y unos indicadores de consistencia interna así como de validez concurrente adecuados. No obstante, pese a que los resultados parecen indicar una buena bondad psicométrica del SAS en hombres y mujeres españoles, es necesario reseñar que los datos encontrados difícilmente podrían enmarcarse como conclusiones definitivas. Otros estudios con objetivos más ambiciosos serían interesantes; por ejemplo, calcular la invarianza factorial de hombres y mujeres, con el objetivo de replicar la equivalencia de la dimensionalidad de la escala en estas dos muestras. También resultaría de sumo interés la obtención de baremos con el fin de poder detectar las carencias en asertividad sexual, planteando diferentes intervenciones en función de las necesidades. Por último, sería de gran relevancia, una vez confirmada la validez y fiabilidad de la escala en población normal, adaptar y validar la escala en poblaciones clínicas o con conductas sexuales de riesgo.

Referencias

- Antón Ruiz, F.A. y Espada, J.P. (2009). Consumo de sustancias y conductas sexuales de riesgo para la transmisión del VIH en una muestra de estudiantes universitarios. *Anales de Psicología*, 25, 344-350.
- Apt, C. y Hurlbert, D.F. (1993). The sexuality of women in physically abusive marriages: A comparative study. *Journal of Family Violence*, 8, 57-69.
- Auslander, B.A., Perfect, M.M., Succop, P.A. y Rosenthal, S.L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: Initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric y Adolescent Gynecology*, 20, 157-162.
- Boden, J.M. y Horwood, L.J. (2006). Self-esteem, risky sexual behavior, and pregnancy in a New Zealand birth cohort. *Archives of Sexual Behavior*, 35, 549-560.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 445-55.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Carmines, E.G. y Zeller, R.A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Carrasco, M.J. (1998). *ASPA. Cuestionario de Aserción en la Pareja*. Madrid: TEA
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- 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.
- Cotten-Houston, A.L. y Wheeler, K.A. (1983). Preorgasmic group treatment: Assertiveness, marital adjustment and sexual function in women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 9, 296-302.

- Dee Galasi, R (1977). *Assert Yourself! How to Be Your Own Person*. Nueva York: The Human Sciences Press.
- Elosua, P. y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20, 896-901.
- Epstein, N. (1981). Assertiveness training in marital treatment. En G.P. Sholevar (Ed.), *The handbook of marriage and marital therapy* (pp. 287-302). Nueva York: Spectrum.
- Gidycz, C.A., Hanson, K. y Layman, M.J. (1995). A prospective analysis of the relationships among sexual assault experiences an extension of previous findings. *Psychology of Women Quarterly*, 19, 5-29.
- Gismero, E. (2002). *EHS. Escala de Habilidades Sociales*. Madrid: TEA.
- Greene, K. y Faulkner, S.L. (2005). Gender, belief in the sexual double standard, and sexual talk in heterosexual dating relationships. *Sex Roles*, 53, 239-251.
- Greene, D.M. y Navarro, R.L. (1998). Situation-specific assertiveness in the epidemiology of sexual victimization among university women. *Psychology of Women Quarterly*, 22, 589-604.
- Haavio-Mannila, E. y Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 26, 399-419.
- Hambleton, R.K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (Ed.), *Psicometría* (pp. 203-238). Madrid: Universitas.
- Hammond, P.D. y Oei, T.P.S. (1982). Social skills training and cognitive restructuring with sexual unassertiveness in women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 8, 297-304.
- Hurlbert, D.F. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: A comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190.
- Hurlbert, D.F., Singh, D., Menendez, D.A., Fertel, E.R., Fernández, F. y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and

- psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Infante, D.A., Chandler, T.A. y Rudd, J.E. (1989). Test of an argumentative skill deficiency model of interspousal violence. *Communication Monographs*, 56, 163-177.
- Jacobs, R.J. y Thomlison, B. (2009). Self-silencing and age as risk factors for sexually acquired HIV in midlife and older women. *Journal of Aging Health*, 21, 102-128.
- Jenkins, C.C. (2008). Are young adult college attending African American women protecting themselves from HIV/AIDS? A study of sexual assertiveness characteristics *Dissertation Abstracts International*, 69/02, 152.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1984). *LISREL-VI user's guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Kiefer, A.K., Sanchez, D.T., Kalinka, C.J. e Ybarra, O. (2006). How women's nonconscious association of sex with submission relates to their arousal y orgasm ability. *Sex Roles*, 55, 83-94.
- Kuriansky, J.B. Sharpe, L. y O'Connor, D. (1982). The treatment of anorgasmia: Long-term effectiveness of a short term behavioral group therapy. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 8, 29-43.
- Lameiras, M., Rodríguez, Y. y Dafonte, S. (2002). Evolución de la percepción de riesgo de la transmisión heterosexual del VIH en universitarios/as españoles/as. *Psicothema*, 14, 255-261.
- Lameiras-Fernández, M., Carrera-Fernández, M.V., Faílde-Garrido, J.M., Ricoy-Lorenzo, M.C., López-Castedo, A. y Núñez-Mangana, A.M. (2010). Promocionando el uso del preservativo femenino: un estudio cualitativo en parejas heterosexuales españolas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 309-326.
- Lameiras-Fernández, M., Núñez-Mangana, A., Rodríguez-Castro, Y., Bretón-López, J. y Agudelo, D. (2007). Conocimiento y viabilidad de uso del preservativo femenino en jóvenes universitarios españoles. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 207-216.

- Livingston, J.A., Testa, M. y VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women, 13*, 298-313.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods, 38*, 88-91.
- Macy, R.J., Nurius, P.S. y Norris, J. (2006). Responding in their best interests: Contextualizing women's coping with acquaintance sexual aggression. *Violence Against Women, 12*, 478-500.
- Marsh, H.W. (1996). Positive y negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology, 70*, 810-819.
- Marsh, H.W., Balla, J.R. y Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical processes. En G.A. Maroulides y R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling techniques* (pp.115-353). Hillsdale, N.J: Erlbaum.
- 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.
- Morales, P. (2000). *Medición de actitudes en Psicología y Educación: construcción de escalas y problemas metodológicos*. Madrid: Universidad Pontificia de Comillas.
- Morokoff, P.J., Quina, K., Harlow, L.L., Whitmire, L., Grimley, D.M., Gibson, P.R., et al. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*, 790-804.
- Mosack, K.E., Weeks, M.R., Sylla, L.N. y Abbott, M. (2005). High-risk women's willingness to try a simulated vaginal microbicide: Results from a pilot study. *Women & health, 42*, 71-88.
- Nelson, A. (1974). *Personality Attributes of Female Orgasmic Consistency (or, Romance Makes You Frigid)*. Tesis de maestría no publicada. Universidad de California, Berkeley, California.
- Noar, S.M., Morokoff, P.J. y Harlow, L.L. (2002). Condom negotiation in heterosexually active men and women: Development and validation of a condom influence strategy questionnaire. *Psychology & Health, 17*, 711-735.

- Noar, S.M., Morokoff, P.J. y Redding, C.A. (2002). Sexual assertiveness in heterosexually active men: A test of three samples. *AIDS Education and Prevention, 14*, 330-342.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- O'Leary, A., Jemmott, L.S. y Jemmott, J.B. (2008). Mediation analysis of an effective sexual risk-reduction intervention for women: the importance of self-efficacy. *Health Psychology, 27*, 180-184.
- Parks, K.A., Hsieh, Y.P., Collins, R.L., King, L.P. y Levonyan-Radloff, K. (2009). Predictors of risky sexual behavior with new and regular partners in a sample of women bar drinkers. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs, 70*, 197-205.
- Paszek, E. (2007). *Estimation*. Recuperado el 6 de noviembre de 2008, de <http://cnx.org/content/m13524/1.2/>
- Quina, K., Harlow, L.L., Morokoff, P.J., Burkholder, G. y Deiter, P.J. (2000). Sexual communication in relationships: When words speak louder than actions. *Sex Roles, 42*, 523-549.
- Raj, A., Silverman, J.G. y Amaro, H. (2004). Abused women report greater male partner risk y gender-based risk for HIV: Findings from a community-based study with Hispanic women. *AIDS Care, 16*, 519-529.
- Rickert, V.I., Sanghvi, R. y Wiemann, C.M. (2002). Is lack of sexual assertiveness among adolescent and young adult women a cause for concern? *Perspectives on Sexual and Reproductive Health, 34*, 178-183.
- Robles, S., Moreno, D., Frías, B., Rodríguez, M., Barroso, R., Díaz, E., *et al.* (2006). Entrenamiento conductual en habilidades de comunicación sexual en la pareja y uso correcto del condón. *Anales de Psicología, 22*, 60-71.
- Rosenbaum, A. y O'Leary, K.D. (1981). Marital violence: Characteristics of abusive couples. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 49*, 63-71.
- Salazar, L.F., DiClemente, R.J., Wingood, G.M., Crosby, R.A., Harrington, K., Davies, S., *et al.* (2004). Self-concept and adolescents' refusal of unprotected sex: A test of mediating mechanisms among African American girls. *Prevention Science, 5*, 137-149.

- Sanchez, D.T., Kiefer, A. e Ybarra, O. (2006). Sexual submissiveness in women: Costs for autonomy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 512-524.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J.C (2010a). El papel de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J.C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 107, 39-57.
- Santos-Iglesias, P., Vallejo-Medina, P. y Sierra, J.C. (2009). Desarrollo y validación de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en población española. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 501-517.
- Sierra, J.C., Ortega, V., Santos, P. y Gutiérrez, J.R. (2007). Estructura factorial, consistencia interna e indicadores de validez de la versión española del Index of Spouse Abuse. *Boletín de Psicología*, 91, 83-96.
- Sierra, J.C., Santos, P., Gutiérrez-Quintanilla, J.R., Gómez, P. y Maeso, M.D. (2008). Un estudio psicométrico del Hurlbert Index of Sexual Assertiveness en mujeres hispanas. *Terapia Psicológica*, 26, 117-123.
- Smolen, R.C., Spiegel, D.A., Bakker-Rabdan, M.K., Bakker, C.B. y Martin, C. (1985). A situational analysis of the relationship between spouse-specific assertiveness and marital adjustment. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 7, 397-410.
- Snell, W.E., Fisher, T.D. y Miller, R.S. (1991). Development of the Sexual Awareness Questionnaire: Components, reliability, and validity. *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 4, 65-92.
- Somlai, A.M., Kelly, J.A., McAuliffe, T.L., Gudmundson, J.L., Murphy, D.A., Sikkema, K.J., et al. (1998). Role play assessments of sexual assertiveness skills: Relationships with HIV/AIDS sexual risk behavior practices. *AIDS and Behavior*, 2, 319-328.
- Spanier, G.B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-38.

- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation y modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Stoner, S.A., Norris, J., George, W.H., Morrison, D.M., Zawacki, T., Davis, K.C., *et al.* (2008). Women's condom use assertiveness y sexual risk-taking: Effects of alcohol intoxication and adult victimization. *Addictive Behaviors*, 33, 1167-1176.
- Štulhofer, A., Graham, C., Božičević, I., Kufrin, K. y Ajduković, D. (2007). An assessment of HIV/STI vulnerability and related sexual risk-taking in a nationally representative sample of young Croatian adults. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 209-225.
- Tanaka, J.S. y Huba, G.J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical y Statistical Psychology*, 38, 197-201.
- Testa, M. y Dermen, K.H. (1999). The differential correlates of sexual coercion and rape. *Journal of Interpersonal Violence*, 14, 548-561.
- Testa, M., VanZile-Tamsen, C. y Livingston, J.A. (2007). Prospective prediction of women's sexual victimization by intimate and nonintimate male perpetrators. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 52-60.
- 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.
- Walker, S.J. (1997). When “no” becomes “yes”: Why girls and women consent to unwanted sex. *Applied and Preventive Psychology*, 6, 157-166.
- Wingood, G.M. y DiClemente, R.J. (1998). Partner influences y gender-related factors associated with noncondom use among young adult African American women. *American Journal of Community Psychology*, 26, 29-51.
- Ximénez, M.C. y García, A.G. (2005). Comparación de los métodos de estimación de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados no ponderados en el análisis factorial confirmatorio mediante simulación Monte Carlo. *Psicothema*, 17, 528-535.

Yoder, J.D., Perry, R.L. y Saal, E.I. (2007). What Good is a Feminist Identity?: Women's Feminist Identification and Role Expectations for Intimate and Sexual Relationships. *Sex Roles*, 57, 365–372.

Zamboni, B.D., Crawford, I. y Williams, P.G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention*, 12, 492-504.

Artículo 4

**Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale
(SAS) por sexo**

Publicado en *Psicothema* en 2012

Revista indexada en el *Journal Citation Reports*

Factor de impacto 2010 = 0,94

Cuartil 3 de la categoría “*Psychology, Multidisciplinary*” puesto 70^a de 120

Referencia:

Sierra, J. C., Santos-Iglesias, P. y Vallejo-Medina, P. (2012). Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo. *Psicothema*, 24, 316-322.

Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo

Resumen

La asertividad sexual se refiere a la habilidad con la que una persona inicia la actividad sexual, rechaza la actividad sexual no deseada y emplea métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables. La Sexual Assertiveness Scale (SAS) evalúa estas tres dimensiones. El propósito del presente estudio es evaluar la equivalencia de la escala mediante Modelos de Ecuaciones Estructurales y Funcionamiento Diferencial del Ítem entre hombres y mujeres. También se proveerá de baremos a la prueba. Un total de 4.034 participantes de 21 provincias españolas participaron en este estudio. Se empleó un muestreo por cuotas. Los resultados indican una equivalencia factorial estricta para la Sexual Assertiveness Scale entre sexos. Un ítem ha mostrado Funcionamiento Diferencial del Ítem, pero éste no parece afectar a la escala, por tanto no existe un sesgo notable en la escala al comparar entre sexos. Los baremos muestran puntuaciones similares entre hombres y mujeres en asertividad-inicio y mayores para las mujeres en asertividad-rechazo, y asertividad-uso de métodos anticonceptivos y prevención de embarazo. La escala puede ser usada en hombres y mujeres con garantías psicométricas suficientes.

Palabras clave: asertividad sexual, Sexual Assertiveness Scale, equivalencia, baremos.

Abstract

Sexual assertiveness means the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sexual activity, and use contraceptive methods to avoid Sexual Transmitted Diseases, developing healthy sexual behaviors. The Sexual Assertiveness Scale (SAS) assesses these three dimensions. The purpose of this study is to evaluate using Structural Equation Modelling and Differential Item Functioning the equivalence of the scale between men and women. Standard scores will be also provided. A total of 4,034 participants from 21 Spanish provinces took part in the study. Quota sampling method was used. Results indicate a strict equivalent dimensionality of the Sexual Assertiveness Scale across sex. One item flagged Differential Item Functioning, although it does not affect the scale. Therefore there is no significant bias in the scale when comparing across sex. Standard scores show similar Initiation assertiveness scores for men and women, and higher scores on Refusal and Sexual Transmitted Disease Prevention for

women. This scale can be used on men and women with sufficient psychometric guarantees.

Keywords: sexual assertiveness, Sexual Assertiveness Scale, equivalence, percentile scoring scale.

Introducción

La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables (Morokoff et al., 1997). La asertividad es un constructo específico de cada situación. De hecho, una persona socialmente asertiva no tiene por qué serlo en contextos sexuales (Santos-Iglesias y Sierra, 2010b; Sierra, Vallejo-Medina y Santos-Iglesias, 2011; Zamboni, Crawford y Williams, 2000). Por tanto, es recomendable evaluar el constructo concreto de asertividad sexual empleando para ello instrumentos específicos (Livingston, Testa y VanZile-Tamsen, 2007). Contar además con instrumentos equivalentes entre grupos poblacionales (por ejemplo, hombres y mujeres) cuando el deseo es comparar el constructo en estas poblaciones es importante para minimizar el sesgo de la evaluación. Puesto que los niveles de asertividad sexual de hombres y mujeres han sido ampliamente comparados (Haavio-Mannila y Kontula, 1997; Morokoff et al., 2009; Pierce y Hurlbert, 1999; Rosenthal, Moore y Flynn, 1991; Štulhofer, Graham, Božicevic, Kufirin y Ajdukovic, 2007) resulta necesario contar con un instrumento que evalúe asertividad sexual que se muestre equivalente para ambos sexos, más aún cuando bien es sabido que este constructo está implicado en diferentes áreas de la salud sexual: funcionamiento sexual (Hurlbert et al., 2005; Ménard y Offman, 2009), la victimización sexual (Katz, May, Sörensen y DelTosta, 2010; Kearns y Calhoun, 2010; Livingston et al., 2007; Ortega, Sánchez, Ortega-Rivera, Nocentini y Menesini, 2010; Sierra, Monge, Santos-Iglesias, Bermúdez y Salinas, 2011) y las conductas sexuales de riesgo (Auslander, Perfect, Succop y Rosenthal, 2007; Bermúdez, Castro, Madrid y Buela-Casal, 2010; Rickert, Sanghvi y Wiemann, 2002; Roberts y Kennedy, 2006; Schick, Zucker y Bay-Cheng, 2008). Por tanto, una escala de asertividad sexual equivalente para ambos sexos ayudaría a interpretar correctamente el peso que la asertividad sexual tiene sobre el funcionamiento sexual, la victimización sexual y las conductas sexuales de riesgo, en hombres y en mujeres.

La Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997) es un instrumento breve y autoadministrable formado por 18 ítems con 5 categorías de respuesta de tipo Likert (0 = *nunca*; 4 = *siempre*) agrupados en tres dimensiones que corresponden con la definición semántica del constructo: *Inicio* (ítems 1-6, evalúa la frecuencia con la que se inicia una relación sexual y que ésta se desarrolle de la forma deseada), *Rechazo* (ítems 7-12, evalúa la frecuencia con la que una persona se niega a tener una relación o

práctica sexual no deseada) y *Prevención de Embarazos y Enfermedades de Transmisión Sexual y (E-ETS)* (ítems 13-18, evalúa la insistencia en el uso de métodos anticonceptivos de barrera de látex con la pareja). La mitad de los ítems están redactados de forma inversa. En la revisión de Santos-Iglesias y Sierra (2010a) se indica una consistencia interna de las subescalas que osciló entre 0,66 y 0,86. También se ha observado una buena fiabilidad test-retest (entre 0,60 y 0,78 a los 6 meses, y entre 0,59 y 0,69 al año), así como una estructura factorial estable. En España, tanto las validaciones en población normal de la escala (Sierra et al., 2011) como la adaptación a población drogodependiente (Vallejo-Medina y Sierra, 2011) han mostrado adecuadas propiedades psicométricas.

El objetivo del presente estudio instrumental (Montero y León, 2007) es analizar la equivalencia factorial (mediante el cálculo de invarianza bajo el procedimiento *Mean and Covariance Structures Analysis*, MACS) y la equivalencia métrica (empleando Funcionamiento Diferencial del Ítem, DIF) de la escala entre hombres y mujeres. Por último, se presentarán los baremos de la escala diferenciados por sexo y edad, y se explorarán las diferencias por sexo en asertividad sexual.

Método

Participantes

La muestra estaba compuesta por 4.034 individuos heterosexuales. Todos ellos mantenían una relación de pareja estable (de al menos 6 meses de duración). De ellos, 1.901 (47,10%) son varones y 2.133 (52,90%) mujeres. Sus edades oscilaban entre 18 y 87 años siendo la media 40,28 ($DT = 13,58$), no encontrándose diferencias significativas por sexo $t(4019) = -0,14$; $p = 0,98$), siendo la edad media de los hombres 40,28 años ($DT = 13,40$) y 40,29 ($DT = 13,74$) la de las mujeres. Respecto al nivel académico, 93 participantes (2,3%, 45 hombres y 48 mujeres) informaron no tener estudios, 769 (19,10%, 335 hombres y 429 mujeres) tenían estudios primarios, 1.132 (28,10%, 579 hombres y 552 mujeres) acabaron los estudios de secundaria y 2.027 (50,20%, 935 hombres y 1085 mujeres) tenían estudios superiores. Las diferencias en el nivel educativo por sexo no resultaron significativas a un nivel de confianza del 99%.

Los participantes fueron seleccionados entre la población general española de 21 provincias mediante muestreo no probabilístico por cuotas: grupo de edad (18-34, 35-49 y más de 50 años), sexo (hombres y mujeres) y tamaño de población de residencia (menos y más de 50.000 habitantes). Se reclutaron en centros de salud, centros clínicos,

hospitales, centros sociocomunitarios y de animación sociocultural, centros de atención a la tercera edad, centros de la Cruz Roja, universidades, centros de voluntariado, asociaciones de vecinos, etc.

Instrumentos

- Cuestionario sociodemográfico que recogía información acerca del sexo, edad, pareja sexual, actividad sexual, zona geográfica de residencia y nivel de estudios.
- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997; Sierra et al., 2011). La información sobre la escala se ha incluido en la introducción. En el presente estudio se ha encontrado un coeficiente de fiabilidad omega (Elosua y Zumbo, 2008) de 0,77 en *Inicio*, 0,77 en *Rechazo* y 0,89 en *E-ETS*. A mayor puntuación más asertividad sexual.

Procedimiento

El proceso de evaluación se realizó en distintos centros. Un equipo de psicólogos entrenados para tal fin llevó a cabo la evaluación, facilitando las mismas instrucciones y aclarando las dudas a los participantes. Estos últimos no recibieron incentivo de ningún tipo (salvo los estudiantes universitarios evaluados en la Universidad de Alicante, Universidad de Murcia y la Universidad de Vigo en donde la participación suponía el incremento de una décima en la calificación de una asignatura). A todos los participantes se les entregaron los dos cuestionarios junto a otros que no son objeto de este estudio en un sobre, el cual devolvían en mano y cerrado una vez contestados; asegurándoles el anonimato y la confidencialidad de sus respuestas. La evaluación duraba aproximadamente 45 minutos. Se empleó el consentimiento informado verbal. La participación fue voluntaria. El 15,56% de los participantes presentaron alguna omisión en sus respuestas, siendo estos casos eliminados para los análisis estadísticos.

Análisis de datos.

Se dice que una escala es invariante cuando las relaciones entre ítems y constructo son idénticas para los grupos que se comparan; de esta forma se confirmaría que las puntuaciones no se ven sesgadas por la existencia de distintos patrones de relaciones entre los constructos y los ítems (Lubke, Dolan, Kelderman y Mellenberg, 2003). Mediante EQS 6.1 se realizó el cálculo la Invarianza Factorial (IF) de forma

progresiva bajo el procedimiento *Mean and Covariance Structures Analysis* (MACS), siguiendo la línea de Byrne et al. (2009), el cual permite evaluar invarianza de forma fuerte frente al *Covariances Structures Analysis* (COVS) que solo permite, según Meredith (1993), una evaluación débil de la IF; en Byrne y Stewart (2006) se puede ampliar información al respecto. La evaluación progresiva de la IF (Byrne, 2008; Elosua, 2005) se realizará en cuatro pasos: 1) invarianza configural (se evaluará la invarianza sin restricciones en el modelo); 2) invarianza métrica o débil (se restringirán los pesos factoriales, evaluando la equivalencia del peso de cada ítem respecto a su factor perteneciente); 3) invarianza fuerte (se restringirán los interceptos); y 4) invarianza estricta (se restringirán las varianzas y covarianzas de los errores). Los índices de ajuste global empleados fueron el *Root Mean Square Error Aproximation* (RMSEA; Hu y Bentler, 1999) y su intervalo confidencial, y el *Comparative Fit Index* (CFI; Bentler, 1990). Valores inferiores a 0,06 para el RMSEA (Browne y Cudeck, 1993) y mayores a 0,95 para el CFI serán considerados de buen ajuste. Además, el CFI será el principal indicador empleado para evaluar la IF; se considerará indicio de invarianza que el CFI no disminuya más de 0,01 con respecto al modelo anterior (Cheung y Rensvold, 2002). El CFI se complementará con el criterio de información de Akaike (AIC; Akaike, 1974). Un incremento considerable en este indicador será indicador de ausencia de IF. El test de Mardia (Mardia, 1974) ha sido empleado para evaluar la normalidad multivariada de los datos, valores inferiores a 5,00 serán indicativos de normalidad. El método de estimación empleado ha sido máxima verosimilitud (ML) robusta. Puesto que las alternativas de respuesta son categóricas se ha empleado la matriz de correlaciones policóricas (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011).

Como complemento a la IF se ha realizado análisis de Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF). El DIF es un sesgo consistente en que participantes con el mismo nivel en la característica evaluada tienen una probabilidad diferente de escoger una determinada respuesta en un determinado ítem, en función del grupo al que pertenecen (Hidalgo, Gómez y Padilla; 2005). Se empleó el SPSS para evaluar la presencia de DIF, mediante regresión logística multinomial (Miller y Spray, 1993). Esta técnica permite detectar DIF uniforme y no uniforme en ítems politómicos (Hidalgo y López-Pina, 2004).

Si la aportación del Modelo 2, por sí misma, es significativa (99%), nos encontraremos ante un DIF de tipo uniforme; si la aportación del Modelo 3 es

significativa (99%), el DIF será de tipo no uniforme. Ante un tamaño muestral elevado es de esperar la aparición de relaciones significativas, por tanto el informe de DIF se complementará con una medida del tamaño de efecto que medirá la magnitud del DIF: el ΔR^2 Nagelkerke ($R^2 < 0,035 =$ DIF despreciable; $0,035 < R^2 < 0,070 =$ DIF moderado; $R^2 > 0,070 =$ DIF alto [Jodoin y Gierl, 2001]). También se implementará un proceso de purificación por etapas para los ítems que hayan mostrado DIF moderado o alto. Para ello se realizará una nueva regresión eliminando del total de la escala los ítems con DIF. De esta forma podremos observar si la presencia del DIF estaba atenuando, agravando o encubriendo la presencia de más DIF. Para acabar, se ha utilizado un modelo de probabilidad acumulativa, con el fin de observar en qué categoría de la escala de respuesta se encuentra el DIF (Mellenbergh, 1995).

Resultados

Equivalencia factorial de la escala (invarianza factorial)

El test de Mardia (65,77) indica no normalidad multivariada de los datos, por lo que, tal y como ha sido descrito, se ha empleado un método de estimación robusto: Máxima Verosimilitud (ML). Se ha puesto a prueba el modelo español que mejor ajuste ha proporcionado al SAS hasta la fecha: tres factores relacionados (*Inicio*, *Rechazo* y *E-ETS*) con covarianza entre los errores de los ítems 2 y 5. Evaluando la equivalencia configural de este modelo se aprecia un mal ajuste del mismo: *Santorra-Bentler Scaled Chi-Square* ($S-B\chi^2$) = 2839,89, $gl = 262$, $p = 0,00$, $RMSEA = 0,07$, $CFI = 0,91$. Dado que un buen ajuste del modelo configural es necesario para comenzar a evaluar la IF, se han consultado los índices de modificación (*Lagrange Multiplier Test*) que sugieren covariar los errores de los ítems redactados de forma inversa, entre ellos y solo dentro del factor correspondiente: (*Inicio*: 3, 4, 6; *Rechazo*: 7, 8, 10; *E-ETS*: 13, 14, 16), de forma que se ha puesto el nuevo modelo a prueba; los resultados pueden observarse en la Tabla 1.

Tabla 1

Índices de bondad de ajuste de los modelos de invarianza por sexo.

	S-B χ^2	gl	RMSEA (IC 90%)	AIC	CFI
Invarianza configural	1055,37**	210	0,049 (0,046-0,052)	635,11	0,958
Invarianza débil	1091,58**	213	0,049 (0,046-0,052)	665,58	0,957
Invarianza fuerte	1281,57**	228	0,052(0,049-0,055)	825,57	0,948
Invarianza estricta	1515,83**	237	0,056(0,054-0,059)	1041,83	0,939

Nota. S-B χ^2 : Santorra-Bentler Scaled Chi-Square; gl: grados de libertad; RMSEA (IC 90%): Root Mean-Square error of approximation (entre paréntesis su intervalo confianza al 90%); AIC: Criterio de Información Akaike; CFI: Comparative Fit Index; ** $p < 0,01$.

El nuevo modelo puesto a prueba muestra un excelente ajuste en el modelo configural, por tanto se procederá a evaluar un nivel débil de invarianza. El ajuste general para este segundo modelo es también óptimo y, como se puede observar, el CFI no se reduce prácticamente y el AIC solo aumenta levemente; por tanto, este modelo cumple la IF débil. A continuación damos otro paso en la evaluación progresiva de la IF y ponemos a prueba el modelo de invarianza fuerte. Este modelo también muestra adecuados índices de ajuste y un CFI que se reduce en 0,009; si bien es cierto que el AIC aumenta considerablemente, consideramos que el estancamiento del CFI es suficiente para otorgar la invarianza fuerte. Por último, este modelo también parece cumplir una invarianza factorial estrictamente equivalente entre hombres y mujeres pues, aunque el CFI se aleja ligeramente de 0,95, y el AIC aumenta considerablemente, el ajuste general puede considerarse adecuado y el CFI no se reduce en más de 0,01. Por tanto, se ha alcanzado el máximo nivel de invarianza al que se ha sometido el modelo.

Equivalencia Métrica de la Escala (Funcionamiento Diferencial del Ítem)

A continuación, se implementó otro procedimiento para confirmar la equidad de la escala: análisis del Funcionamiento Diferencial del Ítem. Los resultados de la regresión logística multinomial parecen confirmar la tendencia encontrada en los análisis anteriores. Al observar la Tabla 2, se aprecia como la presencia de DIF es casi anecdótica. Solo el ítem 1, al comparar entre sexos, muestra DIF moderado, no uniforme. Al realizar la purificación del total, no aparece nuevo DIF y el propio DIF del ítem 1 se reduce (Modelo 2: $\chi^2_{(1)} = 3,02$, $p = 0,082$, $\Delta R^2 = 0,001$; Modelo 3: $\chi^2_{(1)} =$

73,95, $p < 0,01$, $\Delta R^2 = 0,027$). Tampoco aparece DIF de consideración al comparar por categorías de respuesta de Mellenberg.

Tabla 2

Funcionamiento Diferencia del Ítem en sexo.

	Ítem	Modelo 2			Modelo 3		
		$\chi^2_{(1)}$	P	ΔR^2	$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2
Inicio	1	8,27	0,00	0,003	98,24	0,00	0,035
	2	28,52	0,00	0,010	46,94	0,00	0,017
	3	5,28	0,02	0,002	49,20	0,00	0,017
	4	0,00	0,94	0,000	44,36	0,00	0,016
	5	19,22	0,00	0,007	35,47	0,00	0,012
	6	33,42	0,00	0,012	57,22	0,00	0,020
Rechazo	7	0,16	0,68	0,000	3,87	0,05	0,001
	8	51,35	0,00	0,016	7,80	0,01	0,003
	9	2,27	0,13	0,001	27,88	0,00	0,008
	10	11,91	0,00	0,004	18,39	0,00	0,006
	11	36,94	0,00	0,012	6,43	0,01	0,002
	12	5,52	0,02	0,002	38,23	0,00	0,012
E-ETS	13	1,88	0,17	0,001	12,04	0,00	0,004
	14	4,67	0,03	0,002	18,33	0,00	0,006
	15	66,71	0,00	0,023	14,08	0,00	0,005
	16	24,20	0,00	0,009	11,64	0,00	0,004
	17	0,00	0,99	0,000	2,17	0,14	0,001
	18	6,13	0,01	0,002	2,82	0,09	0,001

Nota: se destaca en negrita la presencia de DIF; ΔR^2 : tamaño de efecto.

Baremos

Observando los histogramas de las puntuaciones, junto con la asimetría y la curtosis se aprecia la normalidad de la distribución muestral con valores cercanos a \pm

0,50. Los baremos se han obtenido, por tanto, empleando las puntuaciones directas sin ninguna transformación previa. Véanse las Tablas 3 y 4.

Salvo en la dimensión *Inicio* en 18-34 años $t(1289) = -0,39, p = 0,69$ y en 35-49 años $t(1289) = 0,43, p = 0,66$ en la que no se han encontrado diferencias significativas en función del sexo, en el resto sí existen diferencias significativas. En concreto: 1) en 18-34 años en la dimensión *Rechazo* $t(1390) = -16,51, p = 0,00, d = 0,88$; *E-ETS* $t(1389) = -11,05, p = 0,00, d = 0,59$; 2) en 35-49 años en *Rechazo* $t(1287) = -11,63, p = 0,00, d = 0,64$; *E-ETS* $t(1269) = -10,16, p = 0,00, d = 0,57$; y 3) en 50-88 años en *Inicio* $t(1099) = 9,49, p = 0,00, d = 0,57$; *Rechazo* $t(1097) = 11,76, p = 0,00, d = 0,70$; y *E-ETS* $t(1048) = -7,83, p = 0,00, d = 0,52$.

Tabla 3
Baremos de la SAS para varones por rango de edad.

	Varones								
	18-34			35-49			50-88		
	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS
<i>M</i>	14,67	12,15	14,79	14,34	11,45	12,41	13,57	10,11	9,79
<i>DT</i>	4,36	5,70	7,16	4,45	5,40	7,12	4,34	5,30	7,02
Mín	1	0	0	1	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
<i>N</i>	658	658	658	587	587	581	512	511	490
Perdidos	6	6	6	53	53	59	83	84	105
Percentiles									
1	4	0	0	4	0	0	1	0	0
5	7	3	2	7	2	0	6	1	0
15	10	6	7	10	6	4	9	4	1
25	12	8	10	11	8	8	11	7	4
35	13	10	12	13	10	10	12	8	6
45	14	11	13	14	11	12	13	10	8
50	15	12	14	14	12	12	14	10	10
55	15	12	16	15	12	12	14	11	11
65	16	14	19	16	13	14	15	12	12
75	18	16	22	18	14	18	16	13	13
85	19	19	24	19	17	23	18	15	17
95	22	23	24	22	22	24	20	20	24
99	24	24	24	24	24	24	24	24	24

Nota: *M*: Media; *DT*: Desviación Típica; Mín y Máx: Mínimo y Máximo; *N*: tamaño muestral; E-ETS (Enfermedades de Transmisión Sexual y prevención de Embarazos)

Tabla 4

Baremos de la SAS para mujeres por rango de edad.

	Mujeres								
	18-34			35-49			50-88		
	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS
<i>M</i>	14,76	16,93	18,79	14,22	14,82	16,49	10,72	13,69	13,33
<i>DT</i>	4,82	5,10	6,32	5,20	4,99	7,08	5,48	4,78	7,55
Mín	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
<i>N</i>	736	735	734	702	703	691	589	588	560
Perdidos	2	3	4	8	7	19	87	88	116
Percentiles									
1	3	5	1	2	4	0	0	3	0
5	6	8	7	5	7	3	1	6	0
15	9	11	12	9	10	9	5	9	4
25	11	13	14	11	11	12	7	11	8
35	13	15	17	12	12	12	8	12	12
45	15	16	20	13	13	15	10	12	12
50	15	17	22	14	14	17	11	13	12
55	16	18	23	15	15	19	12	13	12
65	17	20	24	17	16	23	13	15	16
75	18	21	24	18	19	24	15	17	20
85	20	23	24	20	20	24	16	19	24
95	22	24	24	22	24	24	20	23	24
99	24	24	24	24	24	24	22	24	24

Nota: *M*: Media; *DT*: Desviación Típica; Mín y Máx: Mínimo y Máximo; *N*: tamaño muestral; E-ETS (Enfermedades de Transmisión Sexual y prevención de Embarazos)

Discusión y conclusiones

En este estudio se planteó como objetivo demostrar la equivalencia de la SAS entre hombres y mujeres. Para ello se implementaron dos procedimientos distintos: el cálculo de la IF progresiva bajo el procedimiento MACS y el análisis de la presencia de DIF. La IF ha mostrado una invarianza estrictamente equivalente de la SAS entre ambos sexos para el modelo de tres factores con los errores de los ítems redactados de forma negativa, covariados dentro de la subescala. Alcanzar un nivel de invarianza estricta, no solo permite comparar las medias de los ítems y factores de cada grupo con un sesgo mínimo, sino que permite afirmar que la medida es igual de precisa en ambos grupos (Dimitrov, 2010). Estos resultados además son coherentes con los obtenidos mediante DIF, en donde solo el ítem 1 (“Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo”) ha mostrado DIF (de tipo no uniforme) entre sexos. Pese a que el DIF no llega a ser muy intenso, su presencia podría indicar que todavía existe un ligero sesgo en la población española, heredado de los roles tradicionales de género (Gutiérrez-Quintanilla, Rojas-García y Sierra, 2010; Legido-Marín y Sierra, 2010; Morokoff et al., 2009; Sierra, Rojas, Ortega y Martín Ortiz, 2007). No obstante, la cantidad de DIF es casi despreciable y no es necesario tomar medidas con este ítem. Por tanto, no parece existir sesgo importante al aplicar la escala a hombres y mujeres.

Una vez que se ha probado una equivalencia factorial estricta y la equivalencia métrica de la SAS entre sexos, se han presentado los baremos para la escala. Como se puede observar en las Tablas 3 y 4, la asertividad sexual referida a iniciar relaciones sexuales en los varones apenas se modifica con la edad, disminuye un solo punto. Una tendencia similar se encuentra en las mujeres, quienes mantienen las puntuaciones parecidas entre los 18 y 49 años pero bajan 4 puntos (casi una desviación típica) al superar los 49 años, solo en el último rango de edad se encuentran diferencias significativas entre hombres y mujeres. Esto podría deberse a que por encima de los 50 años nos encontramos con una cohorte que ha sido educada en función de los roles tradicionales de género (Morokoff et al., 2009), donde las mujeres juegan un rol pasivo y esperan a que sea el varón quien inicie la relación (Metts y Spitzberg, 1996; Muehlenhard y McCoy, 1991). Pudiera ser que la presencia de DIF en el ítem 1 (“Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo”) indique la presencia residual de estos roles tradicionales en nuestra sociedad. No obstante y a grandes rasgos, los resultados observados en el presente estudio se acercan a los encontrados en estudios recientes (Morokoff et al., 2009; Sierra et al., 2011; Štulhofer et al., 2007), los cuales se distancian de los roles tradicionales de género. Otra hipótesis que no se puede obviar, sería

considerar una influencia de la menopausia, aunque esto no ha sido probado. Respecto a la subescala *Rechazo* las mujeres puntúan significativamente más en asertividad sexual de rechazo que los hombres de su misma edad. Otros estudios también apuntan en esta dirección; así Štulhofer et al. (2007) señalan que las mujeres tienen mayor asertividad de rechazo que los hombres. Estos resultados sí apuntan directamente hacia los roles tradicionales, donde se considera a la mujer la restrictora del sexo (Simon y Gagnon, 2003). Por último, en todos los rangos de edad se han observado diferencias significativas a favor de las mujeres en E-ETS. Ellas muestran más asertividad sexual de E-ETS, pese a que tradicionalmente el condón ha sido asociado al control masculino y que las mujeres que lo llevan hayan sido asociadas con baja moralidad (Ramos, Díaz, Saldívar y Martínez, 1999). Es posible que nos encontremos también en esta escala con un cambio con respecto a ideas tradicionales y que sean las mujeres –que tienen mayor riesgo de contagio de VIH- las que más asertividad sexual de E-ETS tengan.

Como conclusión, la invarianza estricta alcanzada junto con la presencia mínima de DIF al comparar hombres y mujeres permite contrastar las medias de los factores entre sexos de forma precisa. Además, la obtención de los baremos permitirá una evaluación más precisa de la asertividad sexual. No obstante, el estudio presenta ciertas limitaciones, pues a pesar de contar con un tamaño muestral elevado, éste no es representativo de la población española, no pudiendo por tanto generalizarse los resultados.

Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at statistical model identification. *Transactions on Automatic Control*, *19*, 716-723. doi: 10.1109/TAC.1974.1100705
- Auslander, B. A., Perfect, M. M., Succop, P. A., y Rosenthal, S. L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, *20*, 157-62. doi:10.1016/j.jpag.2007.03.093
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Bermúdez, M.P., Castro, A., Madrid, J., y Buela-Casal, G. (2010). Análisis de la conducta sexual de adolescentes autóctonos e inmigrantes latinoamericanos en España. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *10*, 89-103.
- Browne, M. W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, *20*, 872-882.
- Byrne, B. M., Oakland, T., Leong, F. T., van de Vijver, F. J., Hambleton, R., Cheung, F. M., y Bartram, D. (2009). A critical analysis of cross-cultural research and testing practices: Implications for improved education and training in psychology. *Training and Education in Professional Psychology*, *3*, 29-105. doi: 10.1037/a0014516
- Byrne, B. M., y Stewart, S. M. (2006). The MACS approach to testing for multigroup invariance of a second-order structure: A walk through the process. *Structural Equation Modeling*, *13*, 287-321. doi: 10.1207/s15328007sem1302_7
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *43*, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459

- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema, 17*, 356-362.
- Elosua, P., y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema, 20*, 896-901.
- Gutiérrez-Quintanilla, J. R., Rojas-García, A., y Sierra, J. C. (2010). Comparación transcultural de la doble moral sexual entre estudiantes universitarios salvadoreños y españoles. *Revista Salvadoreña de Psicología, 1*, 31-51.
- Haavio-Mannila, E., y Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior, 26*, 399-419. doi: 10.1023/A:1024591318836
- Hidalgo, M. D., Gómez, J., y Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema, 17*, 509-515.
- Hidalgo, M. D., y López-Pina, J. A. (2004). Differential Item Functioning detection and effect size: A comparison between logistic regression and Mantel-Haenszel procedures. *Educational and Psychological Measurement, 64*, 903-915. doi: 10.1177/0013164403261769
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Hurlbert, D., Singh, D., Menéndez, D., Fertel, E., Fernandez, F., y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality, 14*, 15-30.
- Jodoin, M. G., y Gierl, M. J. (2001). Evaluating type I error and power rates using an effect size measure with the logistic regression procedure for DIF detection. *Applied Measurement in Education, 14*, 329-349. doi: 10.1207/S15324818AME1404_2
- Katz, J., May, P., Sörensen, S., y DelTosta, J. (2010). Sexual revictimization during women's first year of college: Self-Blame and Sexual Refusal Assertiveness as Possible Mechanisms. *Journal of Interpersonal Violence, 25*, 2113-2126. doi: 10.1177/0886260509354515
- Kearns, M. C., y Calhoun, K. S. (2010). Sexual revictimization and interpersonal

- effectiveness. *Violence and Victims*, 25, 504-517. doi: 10.1891/0886-6708.25.4.504
- Legido-Marín, S., y Sierra, J. C. (2010). Evaluación de conductas sexuales agresivas en estudiantes universitarios españoles: propiedades psicométricas del Aggressive Sexual Behavior Inventory. *Boletín de Psicología*, 98, 23-40.
- Livingston, J. A., Testa, M., y VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, 13, 298-313. doi: 10.1177/1077801206297339
- Lubke, G. H., Dolan, C. V., Kelderman H., y Mellenberg, G. J. (2003). On the relationship between sources of within- and between-group differences and measurement invariance in the common factor model. *Intelligence*, 31, 543-566. doi:10.1016/S0160-2896(03)00051-5
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya*, 36, 115-128.
- Mellenbergh, G. J. (1995). Conceptual notes on models for discrete polytomous item responses. *Applied Psychological Measurement*, 19, 91-100. doi: 10.1177/014662169501900110
- Ménard, A., y Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 18, 35-45.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543. doi : 10.1007/BF02294825
- Metts, S., y Spitzberg, B. H. (1996). Sexual communication in interpersonal contexts: A script-based approach. In B. R. Burleson (Ed.), *Communication Yearbook 19* (pp. 49–91). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Miller, T. R., y Spray, J. A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measurement*, 30, 107-122. doi: 10.1111/j.1745-3984.1993.tb01069.x
- 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.
- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R., y

- Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804.
- Morokoff, P. J., Redding, C. A., Harlow, L. L., Cho, S., Rossi, J. S., Meier, K. S., ... Brown-Peterside, P. (2009). Associations of sexual victimization, depression, and sexual assertiveness with unprotected sex: A test of the multifaceted model of HIV risk across gender. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 14, 30-54. doi: 10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x
- Muehlenhard, C. L., y McCoy, M. L. (1991). Double standard/double blind: The sexual double standard and women's communication about sex. *Psychology of Women Quarterly*, 15, 447-461. doi: 10.1111/j.1471-6402.1991.tb00420.x
- Ortega, R., Sánchez, V., Ortega-Rivera, J., Nocentini, A., y Menesini, E. (2010). Peer sexual harassment in adolescent girls: A cross-national study (Spain-Italy). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 245-264.
- Pierce, A. P., y Hurlbert, D. F. (1999). Test-retest reliability of the Hurlbert Index of Sexual Assertiveness. *Perceptual and Motor Skills*, 88, 31-34.
- Ramos, L., Díaz, R., Saldívar, G., y Martínez, Y. (1999). Creencias sobre el origen del SIDA en estudiantes universitarios. En R. Díaz y K. Torres (eds.) *Juventud y Sida: una visión psicosocial*. México DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rickert, V., Sanghvi, R., y Wiemann, C. (2002). Is lack of sexual assertiveness among adolescent and young adult women a cause for concern? *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 34, 178-183. doi: 10.1363/3417802
- Roberts, S. T., y Kennedy, B. L. (2006). Why are young college women not using condoms? Their perceived risk, drug use, and developmental vulnerability may provide important clues to sexual risk. *Archives of psychiatric nursing*, 20, 32-40. doi: 10.1016/j.apnu.2005.08.008
- Rosenthal, D., Moore, S., y Flynn, I. (1991). Adolescent self-efficacy, self-esteem and sexual risk-taking. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, 1, 77-88. doi: 10.1002/casp.2450010203
- Santos-Iglesias, P., y Sierra, J. C. (2010a). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.

- Santos-Iglesias, P., y Sierra, J. C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 107, 39-57. doi: 10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57
- Schick, V. R., Zucker, A. N., y Bay-Cheng, L. Y. (2008). Safer, better sex through feminism: The role of feminist ideology in women's sexual well-being. *Psychology of Women Quarterly*, 32, 225-232. doi: 10.1111/j.1471-6402.2008.00431.x
- Sierra, J.C., Monge, F. S., Santos-Iglesias, P., Bermúdez, M.P., y Salinas, J.M. (2011). Validation of a reduced Spanish version of the Index of Spouse Abuse. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11, 363-383.
- Sierra, J. C., Rojas, A., Ortega, V., y Martín Ortiz, J. D. (2007). Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 7, 41-46.
- Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P., y Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales de Psicología*, 27, 17-26.
- Simon, W., y Gagnon, J. H. (2003). Sexual scripts: Origins, influences and changes. *Qualitative Sociology*, 26, 491-497. doi: 10.1023/B:QUAS.0000005053.99846.e5
- Štulhofer, A., Graham, C., Božicevic, I., Kufrin, K., y Ajdukovic, D. (2007). An assessment of HIV/STI vulnerability and related sexual risk-taking in a nationally representative sample of young croatian adults. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 209-225. doi: 10.141400/30.1007/s10508-007-9234-8
- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. doi: 10.1037/a0023353
- Vallejo-Medina, P., y Sierra, J. C. (2011). *Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users*. Manuscrito sometido a revisión.
- Zamboni, B. D., Crawford, I., y Williams, P. G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention*, 12, 492-504.

Artículo 5

Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users

Artículo sometido a publicación en *Archives of Sexual Behavior*

Referencia:

Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2011). Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users. Manuscrito sometido a publicación.

Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users

Abstract

The aim of the present study was to adapt and validate the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users. The SAS assesses frequency of initiation of wanted sexual experience (Initiation), frequency of refusal of unwanted sexual experience (Refusal), and frequency of condom insistence (Sexually Transmitted Diseases-Prevention; STD-P). A sample of 326 male drug users and 322 non-clinical males was selected by cluster sampling and convenience sampling, respectively. Participants completed the SAS, the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), the *Cuestionario de Consumo de Sustancias* (Questionnaire on Substance Use), and an interview on substance use. Results show that the scale has good psychometric properties and adequate internal consistency reliability (Initiation = .66, Refusal = .74 and STD-P = .79). Evaluation of the invariance shows strong factorial equivalence between both samples. A high and moderate effect of Differential Item Functioning was only found in items 1 and 14. It is strongly recommended not to use item 1 if the goal is to compare the scores of both groups or the comparison will be biased. Correlations obtained between the CSFQ-14 and the safe sex ratio with the SAS subscales were significant and indicate good concurrent validity. Scores of male drug users were similar to those of non-clinical males, except in the STD-P assertiveness subscale, where the scores of drug users were lower. However, this result should be interpreted with caution. Therefore, the adaptation of the SAS to drug users provides enough guarantees for reliable and valid use in both clinical practice and research, although care should be taken with item 1.

Key words: Sexual assertiveness; drug users; SAS; validation; sexuality; drugs;

Sexual assertiveness refers to people's ability to initiate sexual activity, reject unwanted sexual activity, and use contraceptive methods, developing healthy sexual behaviors. It is based on the human right to self-determination, which assumes that people have the right to make decisions about their own sexual experience and activity (Morokoff *et al.*, 1997). It is a central component of human sexuality (Sierra, Santos, Gutiérrez-Quintanilla, Gómez, & Maeso, 2008) and can be associated with three of its major areas: sexual functioning, sexual victimization, and risky sexual behaviors (Santos-Iglesias & Sierra, 2010a). Sexual assertiveness is closely related to sexual functioning and has been associated with sexual satisfaction (Haavio-Mannila & Kontula, 1997; Hurlbert, 1991; MacNeil & Byers, 1997; Ménard & Offman, 2009), sexual desire (Hurlbert, 1991; Hurlbert *et al.*, 2005), orgasmic ability (Cotten-Houston & Wheeler, 1983; Hurlbert, 1991; Hurlbert, Apt, & Rabehl, 1993; Kuriansky, Sharpe, & O'Connor, 1982), and marital satisfaction (Santos-Iglesias, Vallejo-Medina & Sierra, 2009). However, no studies have explored the influence of sexual assertiveness on the sexual functioning of drug users, even though the latter is seriously damaged by heavy and/or long-term use of alcohol (Ávila Escribano, Pérez Madruga, Olazábal Ulacia, & Fidalgo, 2004; Johnson, Phelps, & Cottler, 2004), cocaine (Johnson *et al.*, 2004; Munarriz, Hwang, Goldstein, Traish, & Kim, 2003), heroin (Aguilar De Arcos *et al.*, 2008; Palha & Esteves, 2002), amphetamines and methamphetamines (Mckay, 2005; Schilder, Lampinen, Miller, & Hogg, 2005), benzodiazepines (Crenshaw & Goldberg, 1996; Fecik, 1998), and marihuana (Crenshaw & Goldberg, 1996; Johnson *et al.*, 2004). Therefore, sexual assertiveness may play an important role in the sexual functioning of drug users. However, to date, no empirical studies have observed this relationship.

Little research has focused on the effect of sexual assertiveness on male sexual victimization (Santos-Iglesias & Sierra, 2010a). Morokoff *et al.* (2009) found that sexual assertiveness is a mediator between risky sexual practices and sexual victimization in males. It has been pointed out that low sexual assertiveness can be both a consequence of victimization and a risk factor for experiencing it (Livingston, Testa, & VanZile-Tamsen, 2007). In male drug users, few studies have assessed the probability of having unwanted sex. Shacham and Cottler (2010) reported that 8.60% of male drug users have had unwanted sex. Moreover, 52.75% of cocaine and methamphetamine users admit having taken part in sexual practices that were uncommon to them because they were under the influence of the drug (Shacham &

Cottler, 2010). Clinical practice reveals that they later regret participating in many such practices.

Sexual assertiveness also influences risky sexual behaviors. Many studies have identified sexual assertiveness as an important predictor of risky sexual behaviors (DiClemente & Wingood, 1995; Noar, Carlyle, & Cole, 2006; Noar, Morokoff, & Redding, 2002; Schooler, Ward, Merriwether, & Caruthers, 2005; Zablotsky & Kennedy, 2003; Zamboni, Crawford, & Williams, 2000). Sexual assertiveness has been related both with intention to use a condom (Baele, Dusseldorp, & Maes, 2001; Roberts & Kennedy, 2006) and actual condom use (Auslander, Perfect, Succop, & Rosenthal, 2007; Baele *et al.*, 2001; Crowell, 2004; Morokoff *et al.*, 2009; Raj, Silverman, & Amaro, 2004). People with low sexual assertiveness have a greater number of sexual partners (Auslander *et al.*, 2007) and higher chances of having risky sexual partners (Dolcini & Catania, 2000). There is a clear relationship between sexual assertiveness and sexually transmitted diseases/human immunodeficiency virus (STDs/HIV). Bertens, Eiling, van Den Borne, and Schaalma (2009) and Di Noia and Schinke (2007) observed how interventions aimed to prevent infection from STDs/HIV also led to improvements in sexual assertiveness. Programs designed to increase sexual assertiveness through role playing and behavioral rehearsal reduce the number of risky sexual behaviors (DiClemente & Wingood, 1995; Lawrance & Byers, 1995; Sikkema, Winett, & Lombard, 1995; Weinhardt, Carey, Carey, & Verdecias, 1998). Studies on STDs/HIV usually focus on high-risk groups such as men who have sex with other men or male parenteral drug users. However, the prevalence of STDs/HIV is increasing in heterosexual males who use non-injection drugs (Bellis *et al.*, 2008; Booth, Kwiatkowski, & Chitwood, 2000; Raj, Saitz, Cheng, & Winter, 2007). These men are less likely to use a condom and have safe sex than men who have sex with other men (Ross & Williams, 2001). Although the use of contraceptive methods in drug users has been widely studied, very few studies approach it from the perspective of sexual assertiveness. In a study with female social drinkers who were given a small amount of alcohol, Stoner *et al.* (2008) observed that occasional alcohol consumption did not seem to have a direct effect on sexual assertiveness but the latter may modulate the effect of alcohol on condom insistence. In another study with methamphetamine consumers in Thailand, a peer education STD prevention program was applied. The program includes elements of sexual assertiveness such as video communication and role play applied to

sex. Subjects who participated in the program reduced their consumption of methamphetamines and moderately increased condom use up to 12 months after the end of the program (Sherman *et al.*, 2009).

Greene and Navarro (1998) consider that assertiveness is specific to each situation. In fact, it has been observed that people who are assertive in their daily lives are not necessarily sexually assertive (Zamboni *et al.*, 2000). Therefore, it has been suggested that assertiveness in a sexual context should be evaluated using the specific construct of sexual assertiveness (Livingston *et al.*, 2007). In Spain, two sexual assertiveness scales have recently been validated: the Hurlbert Index of Sexual Assertiveness (HISA; Hurlbert, 1991; Santos-Iglesias & Sierra, 2010b) and the Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff *et al.*, 1997; Sierra, Vallejo-Medina & Santos-Iglesias, 2011). Although they are both short self-reports with good psychometric properties, it was decided to adapt and validate the SAS in a drug user population because its scale dealing with pregnancy prevention and condom use was considered very relevant for this population.

The SAS was created following the semantic and syntactic definition (Carretero-Dios & Pérez, 2005) of the construct defined by Morokoff *et al.* (1997). It is a questionnaire composed of 18 items clustered into three dimensions: 1) Initiation (items 1-6), which assesses how often the person initiates a sexual relation and whether sex is wanted or not; this dimension is linked to sexual functioning; 2) Refusal (items 7-12), which assesses how often the person refuses an unwanted sexual relation or unwanted sexual practices; this dimension is linked to sexual victimization; and 3) Pregnancy/STD prevention (STD-P; items 13-18), which assesses how often the person insists on use of latex barrier contraceptives with a sexual partner; this dimension is linked to risky sexual behaviors. The Spanish version of the SAS has shown good psychometric properties in both men and women. The total reliability index of the scale was .82; in the subscales, the index was .80 for Initiation, .76 for Refusal, and .85 for STD-P. The original dimensionality of the scale has been replicated with both exploratory and confirmatory factor analyses (Sierra *et al.*, 2011) and has proved to be equivalent between men and women (Sierra, Santos-Iglesias, & Vallejo-Medina, in press). The SAS has good criterion validity and has shown moderate to high correlations with the HISA, the *Cuestionario de Aserción en la Pareja* (Questionnaire on assertion in couples, ASPA; Carrasco, 1998), and the *Escala de Habilidades Sociales*

(Social skills scale, EHS; Gismero, 2002). The American version has also shown a stable factor structure (Morokoff *et al.*, 1997), reliability indices ranging between .66 and .86 (Santos-Iglesias & Sierra, 2010a), and good test-retest reliability (Morokoff *et al.*, 1997).

It is complex to explore the sexuality of special populations. Drug users are an idiosyncratic population with certain common characteristics. A number of measures were taken to overcome the difficulty of assessing the sexuality of such patients. For example, it was considered essential to use questionnaires adapted to the knowledge and language of drug users. In other words, the study used clear and simple questionnaires to ensure participants could understand the content without having to seek clarification about the questions. This was aimed at minimizing interference with the privacy of responses and thus obtain more reliable results. Moreover, ensuring participants understand all the terms reduces the chances that they will misinterpret the questions and give a wrong answer. However, modifying the questionnaire without verifying the equivalence between its forms would be a serious error. Reliable and unbiased comparison between the forms of a questionnaire can only be achieved by ensuring their factorial and content equivalence. Therefore, the purpose of the present instrumental study (Carretero-Dios & Pérez, 2007; Montero & León, 2007) was to explore a number of psychometric properties of the drug users adaptation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of Spanish male drug users. To this end, the following activities were planned: analyzing the metric properties of the items in the scale, assessing the factorial invariance of the scale between a sample of male drug users and a sample of non-clinical males, and testing for item bias using Differential Item Functioning (DIF); after this, analyzing the internal consistency and concurrent validity of the scale using the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short Form (CSFQ-14; Keller, McGarvey, & Clayton, 2006) as well as various indicators of the validity of its measures; finally, presenting the data according to age and main substance used, comparing the drug user group with the non-clinical group.

Method

Participants

The sample was composed of 326 male drug users aged between 18 and 64 years ($M = 35.52$; $SD = 8.54$) and 322 non-clinical males aged between 18 and 73 years ($M = 37.18$; $SD = 12.82$). Among the participants, 133 non-clinical subjects and 136 drug users had primary education; 89 non-clinical subjects and 91 drug users had secondary education; 69 non-clinical subjects and 63 drug users had completed a cycle of higher education; finally, 31 non-clinical subjects and 26 drug users had university studies. No significant differences were found between both groups regarding age $t(644) = 1.93$; $p = .06$ or educational level $\chi^2(3, N = 628) = .71$; $p = .87$. All male drug users were over 18 years old, had at least two weeks of withdrawal, could read and write, and were under psychological treatment. They were all diagnosed as drug-dependent and were receiving treatment for substance abuse using DSM-IV criteria. The evaluation was performed by one researcher with experience in this area. They were recruited by cluster sampling in the following drug treatment centers: ACLAD in A Coruña, AMAD in Santiago de Compostela, Proyecto Hombre Galicia in the different provinces of Galicia and Fundación Noray-Proyecto Hombre Alicante, all in Spain. Table 1 shows the consumption characteristics of the drug user group according to the preferred substance.

Table 1.
Characteristics of consumption

	Drug of choice							Total
	Alcohol	Cocaine	Cocaine+Alcohol	Heroine	Speedball	Marihuana	Others ¹	
Subjects	68	70	88	37	39	20	4	326
Age (<i>SD</i>)	43.24 (10.04)	31.77 (5.94)	33.06(7.03)	36.76(5.71)	34.79(5.65)	29.77(8.05)	37.67(4.50)	35.52(8.55)
Mean quantity consumed ²	239353	3201	5084	3974	5137	10160	41557	-
Mean time of use ³	21.89	10.03	11.88	13.41	14.97	10.55	14.00	-
Mean daily consumption ⁴	29.96	.87	1.17	.81	.94	2.64	8.13	-
Abstinence time ³	.79	.75	.58	1.51	2.24	1.02	13.44	1.15
Disease	26.98%	15.00%	22.50%	54.05%	44.83%	30.70%	33.33%	27.40%
Marital status								
Single	43.5%	63.3%	61.3%	75.7%	72.4%	84.6%	66.7%	64.10%
Married	20.6%	0.2%	16.3%	13.5%	17.2%	15.4%	0%	17.20%
Divorced	30.2%	16.6%	18.8%	10.8%	10.3%	0%	33.3%	18.1%
Widower	1.6%	0%	1.3%	0%	0%	0%	0%	.60%

Note.

¹ Methamphetamines and Benzodiazepines (always in units)

² Total mean quantity consumed throughout life history in g (except Others, where it is expressed in units)

³ Abstinence and mean time of use expressed in years

⁴ Mean daily consumption in g per day

The non-clinical sample was recruited by convenience sampling from adult training centers, community centers, training courses for jobseekers and universities. Given that the main objective was to compare the equivalence of the scale between drug users and non-clinical samples, drug use was not considered to be an exclusion criterion.

In Spain, only 10 % of people who seek rehabilitation assistance for drug addiction are women (OADA, 2010). The need of big sample sizes for running this analysis allow us just to work with male sample. Nevertheless, it would equally be interesting to explore sexual assertiveness in female drug users.

Instruments

- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff *et al.*, 1997; Sierra *et al.*, 2011). Its 18 items assess three dimensions (Initiation, Refusal, and STD-P) and are responded on a scale ranging from 0 (never) to 4 (always). Higher scores indicate greater sexual assertiveness. More information is available in the introduction.
- Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-14; Clayton, McGarvey, & Clavet, 1997; Keller *et al.*, 2006; Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, & Sierra, 2010). It is composed of 14 items that assess sexual functioning using a Likert-type scale with 5 response options. The psychometric properties of the English version (Clayton *et al.*, 1997; Keller *et al.*, 2006) and the Spanish version (Bobes *et al.*, 2000) are adequate. The questionnaire has been validated in a sample of drug users (Vallejo-Medina *et al.*, 2010), where three dimensions have been isolated: Desire, Pleasure, and Arousal-orgasm, and has shown adequate internal consistency reliability. These subscales assess part of the construct of sexual functioning described by Masters and Johnson (1966). In the present study, the Cronbach's alpha of the subscales ranged between .74 and .77. Higher scores indicate better sexual functioning.
- *Cuestionario de Consumo de Sustancias* (Questionnaire on Substance Use, CCS), developed for the present study. It is composed of 16 items that briefly reflect the DSM-IV-R diagnostic criteria. It is useful to diagnose problems of

dependence, abuse, and intoxication. Items are responded on a dichotomous (yes/no) scale. Spearman's correlation with the diagnosis made by the institutions themselves using EuropASI and personal interviews was .85. Reliability was calculated using the omega (ω) index because the scale was dichotomous (Elosua & Zumbo, 2008; McDonald, 1999). The reliability value was .88.

- Questionnaire on sociodemographic data and consumption record. Participants were asked about the amount of substance they consumed, the frequency and duration of consumption, and time of abstinence. The questionnaire also recorded age, educational level, disease, marital status, and other sociodemographic variables.

Procedure

The wording of the version of the SAS validated in Spain by Sierra *et al.* (2011) was adapted to a population of drug users, simplifying the language and using more colloquial terms. The new version was reviewed by five experts in Psychometry, who checked that the rewording of the items was correct. Approval of the items was greater than 85% in all cases. Next, five college students and five drug users were asked to evaluate the clarity of the items. Again, consensus was greater than 85% for all the items. Twenty subjects were excluded from the analyses because they had recently consumed drugs; another five were excluded because they did not fulfill the DSM-IV-R substance dependence criteria. The questionnaires were compiled into two different booklets. The booklet containing the adaptation of the SAS for drug users was administered to the drug user sample; the booklet containing the original version of the SAS was administered to the non-clinical sample. Prior informed consent was obtained from participants before administering the questionnaires. Participation was anonymous and voluntary. The entire evaluation took about 30 minutes.

Statistical analyses.

Analyses have been carried out to assess factorial invariance. There is factorial invariance when the relationships between items and the construct are identical among several groups. This confirms that the differences in the measures found are not biased

by the existence of different relationship patterns (Lubke, Dolan, Kelderman, & Mellenberg, 2003). Factorial invariance with SEM was assessed using AMOS. The indices used to assess global fit were the χ^2/DF , RMSEA (Hu & Bentler, 1999), and AFGI. Values considered to indicate good fit were the following: values between 1 and 3 for the χ^2/DF , greater than .85 for the AFGI, and lower than .08 for the RMSEA (Browne & Cudeck, 1993). The CFI (Bentler, 1990), AIC (Akaike, 1974), and $\Delta\chi^2/DF$ were used as indicators of factorial invariance. A lack of increase of the AIC and $\Delta\chi^2/DF$ compared to the least restrictive model was considered as evidence of invariance. The same consideration applied if the CFI did not increase by more than .01 compared to the previous model (Cheung & Rensvold, 2002). Invariance was evaluated progressively, as other authors have done (see Byrne, 2008; Elosua, 2005; Ford, Diamond, Kelder, Sterling & McAlister, 2009). Configural invariance was evaluated first (without restrictions in the model); next, the measurement weights were restricted, assessing the equivalence of the weight of each item compared to its corresponding factor; the following step was to limit the structural covariances of the factors, therefore assessing the equivalence of the covariances; finally, the residual measurements were restricted, assessing the equivalence of the errors. The estimation method used was the Generalized Least Squares (GLS), which adjusts well to the sample distribution obtained.

There is Differential Item Functioning (DIF) when subjects with the same level in the characteristic assessed (sexual assertiveness in this case) have a different probability to choose a given response in a certain item depending on the group they belong to (non-clinical participants or drug users in this study) (Hidalgo, Gómez, & Padilla; 2005). This may be due to cultural and/or language differences between groups, inadequate design, method or techniques used in preparing the questionnaire, or an incorrect interpretation of the result (Hambleton, 2005). DIF analyses were performed using multinomial logistic regression (Miller & Spray, 1993) with the SPSS statistical package. This technique makes it possible to detect uniform and non-uniform DIF in polytomous items (Hidalgo & López-Pina, 2004). If the contribution of Model 2 itself is significant, DIF is uniform; if the contribution of Model 3 is significant, DIF is non-uniform. On this occasion, the DIF diagnosis must be confirmed using a measure of effect size: the ΔR^2 Nagelkerke. Following the classification made by Jodoin and Gierl (2001), DIF is negligible when the increase in R^2 is lower than .035, moderate when it

falls between .035 and .070, and high when the increase is greater than .070. Next, a purification process in stages is performed for items showing moderate or high DIF. This involves performing a new regression eliminating the items with DIF from the total of the scale. This shows whether the presence of DIF attenuated, increased, or concealed the presence of more DIF, and makes it possible to assess DIF without its own bias in the measure. Finally, a cumulative probability model (Mellenbergh, 1995) was used to observe in which category of the response scale DIF was concentrated. The Mellenbergh categories were complemented with a partial odds-ratio measure.

As in the Spanish validation of the SAS (Sierra *et al.*, 2011), omega was used as an indicator of reliability, since it is less biased than Cronbach's alpha for categorical response scales (Elosua & Zumbo, 2008; McDonald, 1999). This was done using Factor software (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). The remaining analyses were performed using SPSS software.

Results

Factorial Equivalence of the Scale (Factorial Invariance)

Based on the dimensionality of the scale found in the Spanish validation of the SAS (Sierra *et al.*, 2011), the invariance of a three-factor model was tested, with the related factors and a covariation between the errors of items 2 and 5 (Related model; Rm). Moreover, given the existence of low correlations between the factors, invariance was tested on a three-dimensional model with independent factors and without covariations between the errors of the items (Independent model; Im). As shown in Table 2, both models showed adequate indices for configural invariance. As can be seen, the goodness-of-fit indices of Rm₀ were slightly better than those of Im₀. When the first restrictions were added and the invariance was evaluated with the same loadings on the factors, the trend obtained was the same as in the evaluation of the configural invariance. This showed adequate fit indices, as well as a lack of increase of the CFI and the AIC compared to the least restrictive model; therefore, the evaluation continued. On this occasion, when the structural covariances were limited, it was observed that, although fit indices remained adequate in the RMSEA, χ^2/DF and AFGI, the CFI decreased by .001 in both models and the AIC increased in the Im₂. However, the CFI did not reach a decrease of .01 (Cheung & Rensvold, 2002), so the assumption of invariance was maintained until the error variance was restricted. In this last stage, the Im₃ obtained a decrease of the CFI greater than .01 and an increase of the AIC

compared to the Im₂. Therefore, and in spite of having adequate fit indices (RMSEA = .049, AFGI = .841 and $\chi^2/DF = 2.31$), the independent model could not be considered invariant to a strong level, therefore reaching a level of invariance up to the structural covariances. As for the related model, all the fit indices slightly improved and the CFI and AIC decreased when the error variance was set. Therefore, the original SAS model with related factors and covariance between e2 and e5 already confirmed by Sierra *et al.* (2011) in a community population seems to be equivalent to a strong level in a sample of male drug users. The reader can visualize the results more graphically in the path diagram with the standardized weights of both forms shown in Figure 1.

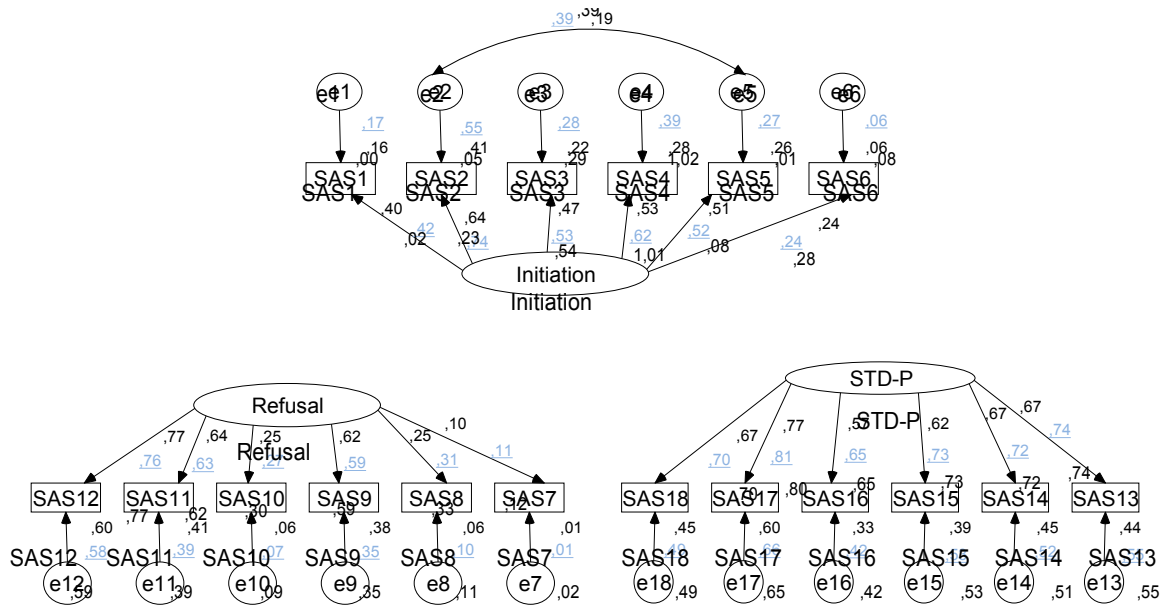


Figure 1. Standardized estimates of the unconstrained model for [Non-clinical](#) and Drug-users group

Table 2.
Goodness of fit indices of the invariance model

	Independent factors model							
	χ^2	DF	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	AFGI	CFI	AIC
Im ₀ : Configural invariance	663.64	285	2.33		.049	.840	.506	777.64
Im ₁ : Same loadings on the factors	663.64	285	2.33	.00	.049	.840	.506	777.64
Im ₂ : Same structural covariance	667.37	288	2.32	-.01	.049	.840	.505	775.37
Im ₃ : Same error variance	705.42	306	2.31	-.01	.049	.841	.479	777.42
	Related factors and a covariation between the errors of items 2 and 5 model							
	χ^2	DF	χ^2/DF	$\Delta\chi^2/DF$	RMSEA	AFGI	CFI	AIC
Rm ₀ : Configural invariance	611.87	277	2.21		.047	.848	.563	741.87
Rm ₁ : Same loadings on the factors	611.87	277	2.20	-.01	.047	.848	.563	741.87
Rm ₂ : Same structural covariance	614.31	280	2.19	-.01	.047	.849	.564	747.57
Rm ₃ : Same error variance	650.59	298	2.18	-.01	.046	.850	.540	745.15

Metric equivalence of the scale (Differential Item Functioning)

As shown in Table 3, only two out of the 18 items of the questionnaire showed DIF. In the Initiation subscale, item 1 displayed moderate uniform DIF. After the purification procedure (eliminating the bias of the item in the subscale total score), the bias of the item was shown to conceal even greater DIF. This DIF seemed to affect virtually all the response categories, although using Mellenbergh's categories, the DIF was reduced to a moderate level (see Table 4). No item displayed DIF in the Refusal subscale. In the STD-Prevention subscale, moderate uniform DIF was observed in item 14. After the purification procedure, the DIF of item 14 was shown not to conceal another item with DIF and the moderate degree of DIF was maintained. The location of DIF on the response scale (see Table 4) shows how DIF decreased to a negligible level when working in categories.

Table 3.
Initial (Stage 1) and purified (Stage 2) Differential Item
Functioning by subscale

	STAGE 1									STAGE 2						
	Item	Model 2			Model 3			DIF quantity	Model 2			Model 3			DIF quantity	
		$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke	$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke		$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke	$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke		
Initiation	1	28.65	.00	.062	.34	.56	.000	Moderate	35.26	.00	.076	.34	.56	.000	High	
	2	4.35	.037	.010	1.41	.23	.003	Negligible	11.99	.001	.026	1.71	.19	.004	Negligible	
	3	7.16	.007	.016	.65	.41	.001	Negligible	3.37	.066	.007	1.58	.28	.004	Negligible	
	4	.319	.57	.001	.03	.845	.000	Negligible	.21	.64	.000	.28	.59	.001	Negligible	
	5	1.10	.29	.003	.41	.051	.001	Negligible	.006	.93	.000	.35	.55	.001	Negligible	
	6	10.52	.00	.023	3.39	.06	.008	Negligible	6.53	.011	.014	4.66	.031	.010	Negligible	
Refusal	7	5.68	.017	.013	.007	.93	.000	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
	8	10.75	.001	.024	.86	.35	.002	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
	9	3.73	.053	.009	.081	.775	.000	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
	10	.75	.380	.002	.011	.917	.000	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
	11	13.27	.000	.030	.015	.90	.000	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
	12	2.03	.15	.005	.29	.58	.000	Negligible	-	-	-	-	-	-	-	
STD-P	13	6.32	.012	.014	.49	.481	.001	Negligible	8.49	.00	.018	.61	.805	.001	Negligible	
	14	20.39	.000	.045	.009	.924	.000	Moderate	16.7	.000	.037	.001	.972	.000	Moderate	
	15	.92	.337	.002	2.50	.113	.006	Negligible	.12	.915	.000	1.54	.214	.003	Negligible	
	16	1.56	.211	.003	1.42	.232	.004	Negligible	.45	.831	.000	1.05	.304	.002	Negligible	
	17	6.02	.014	.013	.03	.856	.001	Negligible	2.44	.118	.005	.001	.981	.000	Negligible	
	18	7.69	.006	.017	.052	.469	.001	Negligible	3.87	.049	.008	.13	.71	.001	Negligible	

Note. STAGE 1 = Initial regression; STAGE 2 = Purified regression. Model 1 is regression without DIF. Model 2 is regression with the grouping variable (uniform DIF). Model 3 includes the interaction between group score and overall test score (non-uniform DIF).

Initiation: STAGE 1: Model 1 = $\chi^2(1) = 8.81$; p = .003 R² = .019. STAGE 2 Model 1 = $\chi^2(1) = 2.20$; p = .13 R² = .005; Refusal: STAGE 1: Model 1 = $\chi^2(1) = 1.14$; p = .23 R² = .003.

STD-P: STAGE 1: Model 1 = $\chi^2(1) = 3.02$; p = .08 R² = .007. STAGE 2 Model 1 = $\chi^2(1) = 6.55$; p = .01 R² = .015

Table 4.
Differential Item Functioning depending on Mellenbergh categories of items 1 and 14

		Model 2					Model 3			
		$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke	Odds-ratio	DIF quantity	$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke	DIF quantity
Item 1	0-1111	8.08	.004	.018	-	Negligible	.29	.860	.000	Negligible
	00-111	18.70	.000	.041	.44	Moderate	.00	.966	.000	Negligible
	000-11	28.76	.000	.062	.40	Moderate	.71	.399	.002	Negligible
	0000-1	17.21	.000	.037	.41	Moderate	.22	.636	.001	Negligible
		Model 2					Model 3			
		$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke			$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2 Nagelkerke	
Item 14	0-1111	1.67	.196	.004	-	Negligible	6.25	.012	.015	Negligible
	00-111	4.50	.034	.011	-	Negligible	9.15	.002	.021	Negligible
	000-11	10.33	.001	.024	-	Negligible	14.29	.000	.033	Negligible
	0000-1	2.10	.146	.005	-	Negligible	10.72	.001	.025	Negligible

Note. Item 1: Model 1 = $\chi^2_1 = 2.20$; $p = .13$; $R^2 = .005$; Item 14: Model 1 = $\chi^2_1 = 3.02$; $p = .08$; $R^2 = .007$.

Psychometric properties of the items

All the response options were chosen at least once. The mean of each item was close to the theoretical mean (2.5) but slightly lower in the drug user group, as expected. Standard deviations were close to 1. All the subscales showed an adequate reliability index. In the sample of drug users, the corrected Discrimination Index (DI) obtained was lower than .30 (minimum value recommended by Nunnally & Bernstein, 1995) in items 1 and 7. However, eliminating such items would not increase the reliability of their respective subscales. In the non-clinical sample, items 1, 6 and 7 had a low DI; again, the reliability of the subscales would not improve if any of these items were eliminated (see Table 5).

Table 5.
Psychometric properties of items

Scale	Items	Drug users					Non-clinical group				
		<i>M</i>	<i>SD</i>	DI ^c	ω -item	ω scale	<i>M</i>	<i>SD</i>	DI ^c	ω -item	ω scale
Initiation	SAS1	2.09	1.16	.23	.66		2.67	1.11	.27	.63	
	SAS2	1.88	1.42	.48	.56		2.28	1.33	.47	.54	
	SAS3	2.52	1.21	.36	.62		2.47	1.20	.33	.61	
	SAS4	2.19	1.27	.34	.62	.66	2.33	1.18	.40	.58	.66
	SAS5	1.73	1.37	.37	.61		1.84	1.38	.30	.63	
	SAS6	2.45	1.15	.35	.62		2.33	1.09	.22	.65	
Refusal	SAS7	2.63	1.30	.26	.74		2.48	1.33	.27	.69	
	SAS8	2.47	1.53	.34	.71		2.25	1.54	.45	.62	
	SAS9	.78	1.12	.37	.70		1.01	1.28	.35	.66	
	SAS10	2.37	1.44	.41	.67	.74	2.37	1.40	.40	.64	.69
	SAS11	1.05	1.28	.30	.72		1.46	1.43	.35	.66	
	SAS12	1.25	1.34	.42	.67		1.46	1.43	.47	.61	
STD-P	SAS13	2.66	1.52	.48	.77		2.58	1.55	.57	.82	
	SAS14	2.74	1.49	.48	.77		2.46	1.56	.54	.82	
	SAS15	1.86	1.58	.48	.77		2.11	1.55	.63	.81	
	SAS16	1.90	1.63	.55	.75	.79	2.19	1.58	.64	.80	.84
	SAS17	1.44	1.56	.58	.74		1.82	1.57	.65	.80	
	SAS18	1.03	1.48	.58	.74		1.43	1.61	.57	.82	

Note. DI^c = Discrimination Index (corrected item-total correlation); *M* = Mean; *SD* = Standard Deviation; ω -item = reliability if item eliminated; ω = reliability

External validity

Table 6 shows the correlations between the subscales of the SAS and different variables. Significant but low correlations were found between the Initiation subscale and sexual desire and arousal-orgasm. Low correlations were observed between the subscales of the SAS themselves. Finally, a significant moderate to high correlation was found between STD-P and the safe sex ratio (resulting from dividing the number of sexual partners with whom a condom was used in the last year by the total number of sexual partners in the last year).

Table 6.

Correlations of factors of the SAS with one another and with the CSFQ-D subscales and the safe-sex ratio

	Initiation	Refusal	STD-P	Pleasure	Desire	Arousal -orgasm	Safe -sex ratio
Initiation	1						
Refusal	-.02	1					
STD-P	-.16**	.24**	1				
Pleasure	.12	.03	-.08	1			
Desire	.18**	-.13*	-.05	.27**	1		
Arousal-orgasm	.14*	.09	-.02	.49**	.56**	1	
Safe-sex ratio	-.05	.03	.42**	-.07	-.13*	-.08	1

Note. ** $p < .01$; * $p < .05$

Descriptive analyses for each scale

Table 7 shows the means and standard deviations for each scale, as well as the differences between the group of substance users and the non-clinical group. Significant differences were found in the Initiation and STD-P subscales in the 18-34 year-old group and in Initiation in the over 50 year-old group. No significant differences were found in any subscales depending on the main substance consumed (Initiation $F_{(7, 274)} = 1.73$; $p = .10$; Refusal $F_{(7, 269)} = 1.15$; $p = .33$; STD-P $F_{(7, 269)} = 1.50$; $p = .16$).

Table 7.
Descriptive analysis by subscales and group differences

	18-34 years old					35-49 years old				
	Drug users (n=154)		Non-clinical group (n=152)		Differences	Drug users (n=130)		Non-clinical group(n=99)		Differences
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
Initiation	10.73	4.10	11.53	3.80	$t(293)=1,72$; sig=.08	11.01	3.99	11.19	3.69	$t(220)=.33$; sig=.73
Refusal	10.52	5.07	11.44	5.16	$t(294)=1,53$; sig=.12	10.51	4.40	11.18	4.86	$t(218)=1.05$; sig=.29
STD-P	12.08	6.64	14.14	6.67	$t(291)=2,64$; sig<.01 ES= .30	11.12	6.07	11.51	6.64	$t(218)=0.44$; sig=.65
	50-73 years old					Total				
	Drug users (n=17)		Non-clinical group (n=71)		Differences	Drug users (n=301)		Non-clinical group (n=322)		Differences
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
Initiation	8.76	3.85	10.72	3.79	$t(80)=1.70$; sig=.09	10.77	4.06	11.25	3.76	$t(599)=1.48$; sig = .13
Refusal	11.10	2.77	9.90	5.16	$t(75)=-.72$; sig=.47	10.54	4.70	11.03	5.09	$t(592)=1.19$; sig=.23
STD-P	11.40	4.53	10.43	7.20	$t(69)=-.41$; sig<.68	11.63	6.38	12.59	6.93	$t(584)=1.73$; sig=.08

Note. ES= Effect Size (Cohen's d)

Discussion

The dimensionality of the SAS seems to be the same in non-clinical and drug user males. A few differences were found in the relationship between factors, with different levels of invariance in the independent and the related model. Yet, this does not imply a real practical problem. As highlighted in other studies (Auslander *et al.*, 2007; Morokoff *et al.*, 1997; Sierra *et al.*, 2011), the subscales of the SAS behave independently, except for Refusal and STD-P, which are moderately related to each other; the present study found similar results. In any case, the level of invariance found is sufficient to interpret the forms as being equivalent. Thus, the dimensionality of the scale is virtually identical in the sample of non-clinical males and that of drug users.

After ruling out a possible bias in the dimensionality of the scale, the existence of bias in item functioning was assessed. Results show that no items in the Refusal subscale exhibited noticeable DIF. However, moderate uniform DIF was found in item 14 (in the STD-P subscale). To analyze the cause of the bias, the content of the item in each form should be observed:

Item 14, non-clinical form: “*Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón o barrera de látex, incluso aunque yo no quiera*” [I have sex without using a condom or latex barrier if my partner insists, even if I don't want to].

Item 14, drug user form: “*Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón aunque yo quiera usarlo*” [I have sex without using a condom if my partner insists, even if I want to use it].

We believe that the DIF is due to the complexity with which the item is drafted (the syntax of the sentence is quite complex in Spanish and includes a negative phrase). Although the sentence was simplified in the drug user form, it appears that either the existing bias was not completely eliminated or the simplification of the item created the bias. In any case, as shown by the data, DIF was quite low – almost negligible – and dispersed when analyzed using Mellenberg's categories. Therefore, although DIF was found, probably due to the complex wording of the item, its effect is not expected to affect the results significantly. Finally, high uniform DIF was observed in item 1 of the Initiation subscale. The content of this item applied to both groups “*Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo*” [I begin sex with my partner if I

want to]. The wording of this item, written in simple syntax, was the same for both samples. The partial odds-ratio of Mellenbergh's categories shows that non-clinical subjects have almost .50 greater probability of obtaining high scores than drug users. Given that drug users have a greater number of casual partners and fewer steady partners than the non-clinical population (Baseman, 1999), it is logical to think about a different understanding of the item. That is, non-clinical subjects may understand the item as beginning a sexual relation with their partner, whereas a drug user may understand this item as beginning a first sexual relation with a partner. Yet, focus groups or cognitive interviews would be needed to confirm this point. The strong presence of DIF in item 1 implies that its score should be omitted if the objective of the study is to compare both samples. Therefore, we strongly recommend skipping item 1 if the goal is to compare a non-clinical sample with a drug user sample.

The distribution of the scores in the scale is adequate. All the responses were used at least once and the mean score of the items and the standard deviation are acceptable (Carretero-Dios & Pérez, 2005). Although some items had a discrimination index (DI) lower than .30, the reliability of the scale is strengthened by the presence of these items. Only item 1 had a low DI, both in the non-clinical sample and the drug user sample. Reliability indices of the scale were adequate; low reliability compared to the original Spanish scale ($\omega = .80$) was only observed in the Initiation subscale ($\omega = .66$) (Sierra *et al.*, 2011). The subscales Refusal ($\omega = .74$) and STD-P ($\omega = .79$) obtained similar indicators to those of the non-clinical Spanish version ($\omega = .76$ and $\omega = .85$, respectively). In short, reliability fell within the range observed by Santos-Iglesias and Sierra (2010a) in the SAS (from .66 to .86).

The questionnaire showed good convergent validity in the non-clinical Spanish population (Sierra *et al.*, 2011); as expected, positive and significant correlations of the Initiation subscale with desire and arousal-orgasm were found in the sample of drug users. The Refusal subscale showed a significant negative correlation with desire. Despite being low, these correlations pointed in the right direction. First, a correlation was observed between Initiation and sexual functioning (Hurlbert *et al.*, 2005; Ménard & Offman, 2009); second, an individual with high sexual desire may use the refusal component of sexual assertiveness more rarely, although no previous studies have observed this relationship. The STD-Prevention subscale showed a significant moderate to high and correlation with the safe sex ratio. Other studies have obtained similar

results; indeed, Morokoff *et al.*, (2009) pointed out a .39 correlation between STD-P and the safe sex ratio; the same study found results where STD-P also correlated consistently with frequency of condom use and condom stage of change.

The sample of young people showed significant and low differences in STD-P in the direction expected. It is not surprising to find few differences, given that the drug users had not consumed drugs for one year and four months on average. Besides, the results shown here were not aimed at comparing scores between both groups, given that the non-clinical group was not a control group. Therefore, group differences should not be interpreted as a clinical reality. Instead, they show a trend that should be replicated in a study with a more clinical approach. Results may be different in samples with more recent drug use and/or with a real control group. However, it is interesting to highlight a number of results that may indicate the existence of sexual assertiveness problems.

On the one hand, the fact that young drug users have less sexual assertiveness regarding STD-P than non-users is cause for concern. It should be highlighted that sexual assertiveness is a good predictor of both intention to use a condom (Baele *et al.*, 2001; Roberts & Kennedy, 2006) and actual condom use (Auslander *et al.*, 2007; Rickert, Sanghvi, & Wiemann, 2002; Schick, Zucker, & Bay-Cheng, 2008; Zamboni *et al.*, 2000). Drug users have a high risk of contracting sexually transmitted diseases (Bellis *et al.*, 2008; Booth *et al.*, 2000; Raj *et al.*, 2007) and are less likely to use a condom and have safe sex (Hendershot, Magnan, & Bryan, 2010; Quinn & Fromme, 2010; Reynolds *et al.*, 2010; Ross & Williams, 2001). Therefore, it is of great importance to deal with sexual assertiveness in therapy, since, along with quitting drugs, it can promote condom use (Sherman *et al.*, 2009). On the other hand, no differences were observed in the Initiation or Refusal subscale, possibly because low initiation or refusal assertiveness only occurs in the population that is under the effect of the drug (Shacham & Cottler, 2010). Therefore, future studies should explore this dimension focusing on a shorter time of abstinence (1 or 2 months). Finally, the types of substances consumed do not seem to affect sexual assertiveness differently.

Conclusions and limitations

Overall, adequate psychometric properties were observed in the present study. Obtaining a strict level of invariance not only makes it possible to compare the means of items and factors of each group with a minimum bias; it also confirms that the measure is equally accurate in both groups (Dimitrov, 2010). Yet, although factorial equivalence

was found between both forms, the strong DIF found in item 1 shows the presence of bias in this item. Therefore, this item should be eliminated when the purpose of the evaluation is to compare groups of drug users and non-drug users. This will maximize the chances of performing an unbiased analysis.

Use of a non-clinical sample was ideal to compare the equivalence of the scale, given that it was the sample used in the Spanish validation; however, this type of sample has limitations when the aim is to make more clinical comparisons. Thus, the results obtained in this study should not be used to assess impairment of the sexual assertiveness of these patients. Now that an equivalent instrument is available, future studies should use a control group (where substance use has been excluded) to verify whether sexual assertiveness is really impaired.

The present study has several limitations. Its results cannot be generalized because the sampling method was non-probabilistic. In addition, most of the information obtained on the characteristics of drug use was self-reported, a method that also has its limitations. Finally, there are virtually no studies on the sexual assertiveness of drug user patients. It is therefore difficult to find a specific theoretical framework for this study. Nevertheless, we believe the best way to explore an area is to start by developing fully validated questionnaires that minimize the bias of measures used with the target population.

References

- Aguilar De Arcos, F., Verdejo García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., & Pérez García, M. (2008). Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a drogas. *Adicciones*, *20*, 117-124.
- Akaike, H. (1974). A new look at statistical model identification. *Transactions on Automatic Control*, *19*, 716-723. doi:10.1109/TAC.1974.1100705
- Auslander, B. A., Perfect, M. M., Succop, P. A., & Rosenthal, S. L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, *20*, 157-62. doi:10.1016/j.jpag.2007.03.093
- Ávila Escribano, J. J., Pérez Madruga, A., Olazábal Ulacia, J., & Fidalgo, L. (2004). Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones*, *16*, 277-283.
- Baele, J., Dusseldorp, E., & Maes, S. (2001). Condom use self-efficacy: Effect on intended and actual condom use in adolescents. *Journal of Adolescent Health*, *28*, 421-431. doi:10.1016/S1054-139X(00)00215-9
- Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *Journal of Sexual Medicine*, *6*, 1072-1080. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00707.x
- Baseman, J. (1999). Sale of sex for drugs and drugs for sex: An economic context of sexual risk behavior for STDs. *Sexually Transmitted Diseases*, *26*, 444-449.
- Bellis, M. A., Hughes, K., Calafat, A., Juan, M., Ramon, A., Rodriguez, J. A., ... Phillips-Howard, P. (2008). Sexual uses of alcohol and drugs and the associated health risks: a cross sectional study of young people in nine European cities. *BMC Public Health*, *8*, 155-166. doi:10.1186/1471-2458-8-155
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Bertens, M. G., Eiling, E. M., Van Den Borne, B., & Schaalma, H. P. (2009). Uma Tori! Evaluation of an STI/HIV-prevention intervention for Afro-Caribbean women in the Netherlands. *Patient Education and Counseling*, *75*, 77-83. doi:10.1016/j.pec.2008.09.002

- Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P., & Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, *26*, 119-131. doi:10.1080/009262300278524
- Booth, R. E., Kwiatkowski, C. F., & Chitwood, D. D. (2000). Sex related HIV risk behaviors: Differential risks among injection drug users, crack smokers, and injection drug users who smoke crack. *Drug and Alcohol Dependence*, *58*, 219-226. doi:10.1016/S0376-716(99)00094-0
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, *20*, 872-882.
- Carrasco, M. J. (1998). *ASP.A. Cuestionario de Aserción en la Pareja*. Madrid: TEA.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *5*, 521-551.
- Carretero-Dios, H., & 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.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clayton, A., McGarvey, E., & Clavet, G. (1997). The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability, and validity. *Psychopharmacology Bulletin*, *33*, 731-745.
- Cotten-Houston, A., & Wheeler, K. (1983). Preorgasmic group treatment: Assertiveness, marital adjustment and sexual function in women. *Journal of Sex and Marital Therapy*, *9*, 296-302. doi:10.1080/00926238308410916
- Crenshaw, T. L., & Goldberg, J. P. (1996). *Alcohol. Sexual Pharmacology: Drugs That Affect Sexual Functioning*. New York, NY: Norton.

- Crowell, T. L. (2004). Seropositive individuals' willingness to communicate, self-efficacy, and assertiveness prior to HIV infection. *Journal of Health Communication, 9*, 395-424. doi:10.1080/10810730490504125
- DeLamater, J., & Karraker, A. (2009). Sexual functioning in older adults. *Current Psychiatry Reports, 11*, 6-11. doi:10.1007/s11920-009-0002-4
- DiClemente, R. J., & Wingood, G. M. (1995). A randomized controlled trial of an HIV sexual risk-reduction intervention for young African-American women. *Journal of the American Medical Association, 274*, 1271-1276. doi:10.1001/jama.1995.03530160023028
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 43*, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Di Noia, J., & Schinke, S. P. (2007). Gender-specific HIV prevention with urban early-adolescent girls: Outcomes of the keepin' it safe program. *AIDS Education and Prevention, 19*, 479-488. doi:10.1521/aeap.2007.19.6.479
- Dolcini, M. M., & Catania, J. A. (2000). Psychosocial profiles of women with risky sexual partners: The national AIDS behavioral surveys (NABS). *AIDS and Behavior, 4*, 297-308. doi:10.1023/A:1009577020621
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema, 17*, 356-362.
- Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema, 20*, 896-901.
- Fecik, S. E. (1998). Drug-induced sexual dysfunction. *Medical Update for Psychiatrists, 3*, 176-181. doi:10.1016/S1082-7579(98)00024-7
- Ford, K. H., Diamond, P. M., Kelder, S. H., Sterling, K. L., & McAlister, A. L. (2009). Validation of scales measuring attitudes, self-efficacy, and intention related to smoking among middle school students. *Psychology of Addictive Behaviors, 23*, 271-278. doi:10.1037/a0013747
- Gismero, E. (2002). *EHS. Escala de Habilidades Sociales*. Madrid, Spain: TEA.
- Greene, D., & Navarro, R. L. (1998). Situation-specific assertiveness in the

- epidemiology of sexual victimization among university women. A prospective path analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 22, 589-604. doi:10.1111/j.1471-6402.1998.tb00179.x
- Haavio-Mannila, E., & Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 26, 399-419. doi:10.1037/a0013747
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, Designs and Technical Guidelines for Adapting Tests Into Multiple Languages and Cultures. In R. K. Hambleton, P. F. Merenda & S. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 3-38). New Jersey, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hendershot, C. S., Magnan, R. E., & Bryan, A. D. (2010). Associations of marijuana use and sex-related marijuana expectancies with HIV/STD risk behavior in high-risk adolescents. *Psychology of Addictive Behaviors*, 24, 404-414. doi:10.1037/a0019844
- Hidalgo, M. D., Gómez, J., & Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema*, 17, 509-515.
- Hidalgo, M. D., & López-Pina, J. A. (2004). Differential item functioning detection and effect size: A comparison between logistic regression and Mantel-Haenszel procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 903-915. doi:10.1177/0013164403261769
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Hurlbert, D. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: A comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190. doi:10.1080/00926239108404342
- Hurlbert, D., Apt, C., & Rabehl, S. (1993). Key variables to understanding female sexual satisfaction: An examination of women in nondistressed marriages. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 19, 154-165. doi:10.1080/00926239308404899
- Hurlbert, D., Singh, D., Menéndez, D., Fertel, E., Fernandez, F., & Salgado, C. (2005).

- The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Jodoin, M. G., & Gierl, M. J. (2001). Evaluating type I error and power rates using an effect size measure with the logistic regression procedure for DIF detection. *Applied Measurement in Education*, 14, 329–349. doi:10.1207/S15324818AME1404_2
- Johnson, S. D., Phelps, D. L., & Cottler, L. B. (2004). The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Archives of Sexual Behavior*, 33, 55-63. doi:10.1023/B:ASEB.0000007462.97961.5a
- Keller, A., McGarvey, E. L., & Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire short-form (CSFQ-14). *Journal of Sex & Marital Therapy*, 32, 43-52. doi:10.1080/00926230500232909
- Kuriansky, J., Sharpe, L., & O'Connor, D. (1982). The treatment of anorgasmia: Long-term effectiveness of a short-term behavioral group therapy. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 8, 29–43. doi:10.1080/00926238208405810
- Lawrance, K., & Byers, E. S. (1995). Sexual satisfaction in long-term heterosexual relationships: The Interpersonal Exchange Model of Sexual Satisfaction. *Personal Relationships*, 2, 267-285. doi:10.1111/j.1475-6811.1995.tb00092.x
- Livingston, J. A., Testa, M., & VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, 13, 298-313. doi:10.1177/1077801206297339
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38, 88-91. doi:10.3758/BF03192753
- Lubke, G. H., Dolan, C. V., Kelderman H., & Mellenberg, G. J. (2003). On the relationship between sources of within- and between-group differences and measurement invariance in the common factor model. *Intelligence*, 31, 543-566. doi:10.1016/S0160-2896(03)00051-5
- MacNeil, S., & Byers, E. (1997). The relationships between sexual problems,

- communication, and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 6, 277-283.
- Masters, W. H., & Johnson, V. E. (1966). *Human sexual response*. Boston: Little, Brown.
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory. A Unified Treatment*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- McKay, A. (2005). Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 47-56.
- Mellenbergh, G. J. (1995). Conceptual notes on models for discrete polytomous item responses. *Applied Psychological Measurement*, 19, 91-100. doi:10.1177/014662169501900110
- Ménard, A., & Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 18, 35-45.
- Miller, T. R., & Spray, J. A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measurement*, 30,107-122. doi:10.1111/j.1745-3984.1993.tb01069.x
- Montero, I., & León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847–862.
- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R., & Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804. doi:10.1037/0022-3514.73.4.790
- Morokoff, P. J., Redding, C. A., Harlow, L. L., Cho, S., Rossi, J. S., Meier, K. S., ... Brown-Peterside, P. (2009). Associations of sexual victimization, depression, and sexual assertiveness with unprotected sex: A test of the multifaceted model of HIV risk across gender. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 14, 30-54. doi:10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x
- Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A. M., & Kim, N. N. (2003). Cocaine and ephedrine-induced priapism: Case reports and investigation of potential

- adrenergic mechanisms. *Urology*, 62, 187-192. doi:10.1016/S0090-4295(03)00245-0
- Noar, S. M., Carlyle, K., & Cole, C. (2006). Why communication is crucial: meta-analysis of the relationship between safer sexual communication and condom use. *Journal of Health Communication*, 11, 365-390. doi:10.1080/10810730600671862
- Noar, S. M., Morokoff, P. J., & Redding, C. A. (2002). Sexual assertiveness in heterosexually active men: A test of three samples. *AIDS Education and Prevention*, 14, 330-342. doi:10.1521/aeap.14.5.330.23872
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría Psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- OADA, Observatorio Andaluz sobre Drogas y Adicciones (2010). Informe sobre el Indicador Admisiones a Tratamiento en Andalucía 2010. Junta de Andalucía, Spain.
- Oattes, M. K., & Offman, A. (2007). Global self-esteem and sexual self-esteem as predictors of sexual communication in intimate relationships. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 16, 89-100.
- Palha, A., & Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 28, 427-437. doi:10.1080/00926230290001547
- Quinn, P. D., & Fromme, K. (2010). Self-regulation as a protective factor against risky drinking and sexual behavior. *Psychology of Addictive Behaviors*, 24, 376-385. doi:10.1037/a0018547
- Raj, A., Saitz, R., Cheng, D., & Winter, M. (2007). Associations between alcohol, heroin, and cocaine use and high risk sexual behaviors among detoxification patients. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 33, 169-178. doi:10.1080/00952990601091176
- Raj, A., Silverman, J. G., & Amaro, H. (2004). Abused women report greater male partner risk and gender-based risk for HIV: Findings from a community-based study with Hispanic women. *AIDS Care*, 16, 519-529. doi:10.1080/09540120410001683448
- Reynolds, E. K., Magidson, J. F., Bornovalova, M. A., Gwadz, M., Ewart, C. K., Daughters, S. B., & Lejuez, C. W. (2010). Application of the Social Action

- Theory to understand factors associated with risky Sexual behavior among individuals in residential substance abuse treatment. *Psychology of Addictive Behaviors*, 24, 311-321. doi:10.1037/a0018929
- Rickert, V., Sanghvi, R., & Wiemann, C. (2002). Is lack of sexual assertiveness among adolescent and young adult women a cause for concern? *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 34, 178–183.
- Roberts, S. T., & Kennedy, B. L. (2006). Why are young college women not using condoms? Their perceived risk, drug use, and developmental vulnerability may provide important clues to sexual risk. *Archives of Psychiatric Nursing*, 20, 32-40. doi:10.1016/j.apnu.2005.08.008
- Ross, M. W., & Williams, M. L. (2001). Sexual behavior and illicit drug use. *Annual Review of Sex Research*, 12, 290-310.
- Santos-Iglesias, P., & Sierra, J. C. (2010a). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.
- Santos-Iglesias, P., & Sierra, J. C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 107, 39-57. doi:10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57
- Santos-Iglesias, P., Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2009). Desarrollo y validación de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en población española. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 501-517.
- Schick, V. R., Zucker, A. N., & Bay-Cheng, L. Y. (2008). Safer, better sex through feminism: The role of feminist ideology in women's sexual well-being. *Psychology of Women Quarterly*, 32, 225-232. doi:10.1111/j.1471-6402.2008.00431.x
- Schilder, A., Lampinen, T., Miller, M., & Hogg, R. (2005). Crystal methamphetamine and ecstasy differ in relation to unsafe sex among young gay men. *Canadian Journal of Public Health*, 96, 340-343.
- Schooler, D., Ward, L. M., Merriwether, A., & Caruthers, A. S. (2005). Cycles of shame: Menstrual shame, body shame, and sexual decision-making. *Journal of Sex Research*, 42, 324-334. doi:10.1080/00224490509552288

- Shacham, E., & Cottler, L. (2010). Sexual behaviors among club drug users: Prevalence and reliability. *Archives of Sexual Behavior, 39*, 1331-1341. doi:10.1007/s10508-009-9539-x
- Sherman, S. G., Sutcliffe, C., Srirojn, B., Latkin, C. A., Aramratanna, A., & Celentano, D. D. (2009). Evaluation of a peer network intervention trial among young methamphetamine users in Chiang Mai, Thailand. *Social Science & Medicine, 68*, 69-79. doi:10.1016/j.socscimed.2008.09.061
- Sierra, J. C., Santos, P., Gutiérrez, J. R., Gómez, P., & Maeso, M. D. (2008). Un estudio psicométrico del Hurlbert Index of Sexual Assertiveness en mujeres hispanas. *Terapia Psicológica, 26*, 117-123.
- Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P., & Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española de la Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales de Psicología, 27*, 17-26.
- Sierra, J. C., Santos-Iglesias, P., & Vallejo-Medina, P. (in press). Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo. *Psicothema*.
- Sikkema, K. J., Winett, R. A., & Lombard, D. N. (1995). Development and evaluation of an HIV-risk reduction program for female college students. *AIDS Education and Prevention, 7*, 145-159.
- Stoner, S. A., Norris, J., George, W. H., Morrison, D. M., Zawacki, T., Davis, K. C., & Hessler, D. M. (2008). Women's condom use assertiveness and sexual risk-taking: Effects of alcohol intoxication and adult victimization. *Addictive Behaviors, 33*, 1167-1176. doi:10.1016/j.addbeh.2008.04.017
- Ten Berge, J. M. F. (1986). Some relations between descriptive comparisons of components from different studies. *Multivariate Behavioral Research, 21*, 29-40.
- Tucker, L. R. (1951). A method for synthesis of factor analysis studies. *Personnel Research Section Report, 984*. Washington, D.C.: Department of the Army.
- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2009) Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones, 21*, 221-228.

- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2010). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. *Sexuality and Disability, 28*, 105-118. doi:10.1007/s11195-010-9146-8
- Weinhardt, L. S., Carey, M. P., Carey, K. B., & Verdecias, R. N. (1998). Increasing assertiveness skills to reduce HIV risk among women living with a severe and persistent mental illness. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 66*, 680-684.
- Zablotsky, D., & Kennedy, M. (2003). Risk factors and HIV transmission to midlife and older women: Knowledge, options, and the initiation of safer sexual practices. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes, 33*, 122-130.
- Zamboni, B. D., Crawford, I., & Williams, P. G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention, 12*, 492-504.

ESTUDIO 3

Artículo 6

Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study

Artículo sometido a publicación en *Journal of Sexual Medicine*

Referencia:

Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2011). Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study. Manuscrito sometido a publicación.

Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study

Abstract

To date, it has been difficult to address the issue of sexual functioning and drug use, and many approaches to it have basic problems and methodological errors. The present cross-sectional study compared the sexual functioning scores of a group of drug users with those of a group of non-drug users. It explored the relationship between drug abstinence and sexual functioning, and provided percentile rank scores for the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D). A sample of 905 males participated in this study (549 met the substance dependence criteria and 356 were controls). The assessment was conducted from September 2009 to January 2011. The length of the evaluation was 30 minutes. Results show that Pleasure and Orgasm were the two areas most significantly impaired. In these areas, all drugs seemed to negatively affect sexual functioning. Overall, Desire and Arousal were less affected, although Arousal was impaired by alcohol use. In addition, at least after two weeks of drug abstinence, no relationship was found between drug abstinence and improvement in sexual functioning. The sample studied had an average of one year of drug abstinence and was found to have poorer sexual functioning than the control group. Therefore, these results seem to contradict those that argue that drug use only impairs sexual functioning temporarily. Moreover, they suggest that sexual functioning does not improve just by stopping drug use. The percentile rank scores for the CSFQ-D are provided in the Appendix.

Key words: drug abuse, sexual functioning, CSFQ

Introduction

The human sexual response is multifaceted and related to biological, psychological, environmental and interpersonal factors [1]. Drug use and abuse affects all these areas, so drugs are likely to have effects on sexual functioning. Yet, most questions regarding the relationship between sex and drugs remain unanswered [2]. This subject (the influence of drugs on sexual functioning, sexual victimization and risky sexual behavior) has been considered of great interest by researchers but is difficult to approach. This may be the reason why there almost seem to be more theoretical reviews [2-12] than original recent papers on this topic. Moreover, many reviews include studies that used simple questions to assess sexual functioning, did not use a control group or had a small sample size [2].

Use of drugs for sexual purposes has been common throughout history [13]. In fact, some consumers make such a strong association between cocaine or methamphetamines and sex that they cannot easily separate the two [14]. Apart from causing a serious health problem in this population due to the adoption of risky sexual behaviors, for example [15,16], drug use leads to alterations in Pleasure, Desire, Arousal and Orgasm. In general, according to the studies consulted, use of alcohol [6], benzodiazepines [12], cannabis [8,9], cocaine [2,4,11], opioids [17], methamphetamines [18,19] or hallucinogens [8] may improve various areas of sexual functioning – in low doses and/or in the short term attending to individual differences [2,6-9,18,19]. Yet, these effects seem to be short-lived, because dose increases and/or length of use have shown detrimental effects on sexual functioning [2,11,12,20-25].

In addition, recent studies have pointed out that the residual effects of the substance (alcohol, cocaine, opioids or marijuana) do not disappear as soon as expected. Thus, Cocores et al. [26] indicated that in most cases sexual dysfunction associated with cocaine and alcohol use resolves spontaneously after three weeks of abstinence. Vallejo-Medina and Sierra [27] found that drug users with a mean abstinence of one year had significantly poorer sexual functioning than a non-drug user group in four areas of sexual functioning (Pleasure, Desire, Arousal and Orgasm).

Aims

The present study had two objectives: a) compare scores of male drug users – divided into groups depending on their preferred substance – and non-drug users in each area of sexual functioning; and b) explore the relationship between drug abstinence and sexual functioning to try to determine how much time of abstinence would be necessary for the scores of both groups to level out. In addition, the study also aimed to provide the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) percentile rank scores for this population (see Appendix).

The sample only included males because the number of females who request drug abuse support is low (10% [28]). However, the authors' team is currently assessing females in order to reach an appropriate sample size.

Hypotheses

- H1. The sexual functioning of the user group will be significantly lower than that of the control group, with differences depending on the substance used.
- H2. Sexual functioning will improve with increased time of abstinence.

Method

Study design

This multi-site study used an ex post facto design [29] and included the participation of nine drug addiction treatment centers in eight Spanish regions (A Coruña, Alicante, Barcelona, Granada, Lugo, Madrid, Pontevedra and Ourense).

This research was reviewed and approved by an independent Ethics Board of the authors' institution in accordance with the 1975 Declaration of Helsinki, as revised in 1983 by the Ethics Committee for Clinical Research.

Settings

The assessment of drug users was made in several sites located in eight different provinces of Spain from September 2009 to January 2011. Prior to the assessment, all participants gave written informed consent. The assessment was performed by a team of specially trained psychologists, who were present throughout the assessment. The

information obtained was self-reported. The assessment was conducted in Spanish. It was anonymous and voluntary and the information collected was confidential.

Participants

In total, 905 males participated in the present study. Figure 1 shows the distribution of the various subgroups.

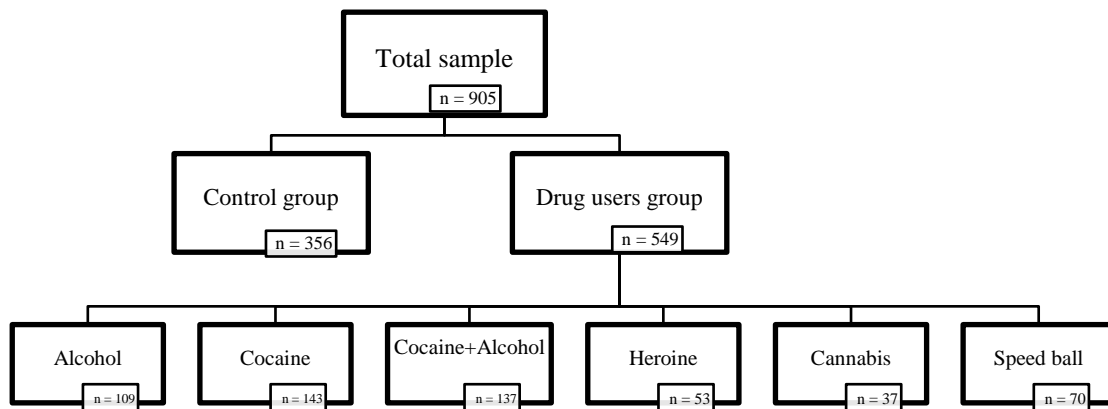


Figure 1. Flow diagram sample.

Requirements to participate in the study were: being over 18 years old, being abstinent for at least two weeks prior to the assessment, being able to read and write and being treated for a substance dependence disorder (DSM IV-R). All this information was self-reported. In the control group, the absence of drug use was confirmed (a maximum of 45 g of alcohol a day was allowed [about 1 l of beer] as well as occasional cannabis use [1 joint a week]). The user group was recruited by cluster sampling from the following institutions: ACLAD in A Coruña, UMAD in Santiago de Compostela, Proxecto Home Galicia in Galicia, Proyecto Hombre Granada in Granada, Fundación Noray-Proyecto Hombre in Alicante, Institut de Neuropsiquiatria i Addiccions del Parc de Salut Mar-Hospital del Mar in Barcelona, CAD San Blas in Madrid, CAD de Arganzuela in Madrid and the “Cortijo Buenos Aires” Resource of the Social Service Network of the Regional Government of Andalusia in Granada. The control group was recruited by convenience sampling from adult training centers, community centers,

training courses for jobseekers and universities. Absence of substance use was self-reported.

Main outcome measures

- Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D [27]). The CSFQ-D is a 15-item adaptation for drug users developed from the Spanish validation [30-32] of the CSFQ-14 [33]. The CSFQ-D has shown strong factor invariance between user and non-user males and good fit in four dimensions (Pleasure, Desire, Arousal and Orgasm). Possible bias was analyzed through Differential Item Functioning (DIF) but no DIF between the user and non-user sample was found in any items. The scale has good reliability, with an alpha coefficient ranging from $\alpha = .83$ in Pleasure to $\alpha = .61$ in Orgasm. The questionnaire also had good external validity indicators. In the present study, the alpha coefficients obtained were .82 for Pleasure, .70 for Desire, .73 for Arousal and .55 for Orgasm. Higher scores indicate better sexual functioning. Percentile rank scores for this scale are provided in the Appendix. [Caution should be applied when using the greater age range, since the sample size is not very large.]
- *Cuestionario de Consumo de Sustancias* (CCS, Questionnaire on Substance Use; [34]) The CCS is a short, simple and clear 16-item questionnaire containing the diagnostic criteria of the DSM-IV-R. It is useful to diagnose problems of substance dependence, abuse and intoxication. Items are responded in a dichotomous (yes/no) scale. Spearman's correlation with the diagnosis made by the various institutions (using EuropAsi and/or personal interviews) was .85, $p > .00$. Reliability was .88. in the original version and .89 in the present study.
- Substance use record. The variables assessed were preferred substance, amount of substance used, frequency of use and length of use. This information was used to calculate severity of substance use (severity = frequency * length). Time of abstinence was also obtained through self-reports or urine or blood tests, depending on the procedure used in each institution.
- Sociodemographic questionnaire

Study size and bias

The objective was to obtain a control group of about 300 males – which would provide a confidence level of 92% and an estimation error of 5% – given that one of the limitations of earlier studies was the absence or small size of control groups [2,22]. In such studies, the user group usually focused on one single substance and had a small size. The present study had a considerable sample size and achieved a less biased comparison by applying the same methodology to the different substance groups. Seven groups were formed: (control) alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, heroin, marihuana and speedball (cocaine+heroin). The aim was to obtain a sample of about 50 participants in each group and therefore work with a confidence level of 95%; however, it was not possible to reach this number in the marihuana group. Sample size estimation was calculated with Power*G3 software [35]

To date, some studies have used simple questions or questions with little empirical support to assess sexual functioning in drug users [2]. Others have used well-established questionnaires with good psychometric properties but which have not been adapted or validated in drug users. The present study used the CSFQ-D, a questionnaire that has shown a highly equivalent structure in non-users and users and that does not show any bias for such groups. This minimized errors in the assessment and data comparison as much as possible.

Statistical methods

The scores of the various groups of users were compared to those of non-users by means of an ANCOVA, controlling for the effect of age – given that significant differences were found between groups. Next, differences between the control group and the experimental groups were located using a DHS Tukey post-hoc test that provided good control of Type I errors and had good power with large samples [36]. This test was accompanied by the ω^2 , a measure of effect size that is less biased for this type of test than the η^2 [37]. The ω^2 was interpreted using Cohen's classification [38]: a low association ranged from .01 to .05, a medium association ranged from .06 to .13, and a high association was .14 or higher.

Relationships were assessed using partial Pearson correlations, controlling for age, given that significant age differences were found. Cohen's classification [38] was

used to interpret the magnitude of the correlations: a low relationship ranged from 0 to .30, a moderate relationship ranged from .30 to .50, and a high relationship was .50 or higher.

Regarding the percentile rank scores, normality was calculated using the skewness and kurtosis. The scales did not show a normal distribution, so the scores were calculated on the basis of standard scores.

Subjects with missing data were eliminated depending on the needs of each analysis. The final n is shown in each analysis.

Results

Significant differences were observed in the age of the various groups, $F(6, n=901) = 14.52, p < .00$. Yet, when the sample was divided into two groups [drug users ($M = 35.27; SD = 8.61$) and non-drug users ($M = 35.20; SD = 11.55$)], no age differences were observed between groups, $t(907) = -.01, p = .92$. Significant differences were found in level of education both when considering all groups, $F(6, n = 886) = 61.16, p < .00$, and when considering drug users vs. non-drug users, $t(892) = 20.42, p < .00$. The remaining sociodemographic data are shown in Table 1.

Table 1.
Consumption characteristics

	No drugs	Alcohol	Cocaine	Cocaine+ Alcohol	Heroin	Cannabis ¹	Speedball	Total
Subjects	356	109	143	137	53	37	70	905
Age (SD)	35.20 (11.55)	42.17 (10.57)	32.89 (6.76)	33.42 (7.44)	36.45 (5.51)	29.27 (7.84)	35.71 (6.52)	35.24 (9.85)
Mean time of use ²	-	20.88 (9.29)	10.29 (5.91)	11.83 (5.82)	13.48 (6.66)	12.13 (6.57)	15.34 (7.16)	13.73 (7.83)
Mean daily consumption ³	-	271.77 (270.05)	.83 (1.11)	1.11 (1.42)	.67 (.72)	9.42 (11.51)	.90 (.70)	-
Abstinence time ²	-	.90 (1.57)	.88 (1.25)	.81 (.65)	1.38 (2.60)	.58 (1.09)	1.44 (1.44)	1.05 (2.01)
Illness	-	29.40%	19.20%	19.00%	48.20%	25.30%	50.00%	17.70%
Medication	11.10%	28.40%	24.50%	20.70%	30.20%	22.60%	26.70%	19.80%
Marital status								
single	22.31%	22.00%	35.71%	35.93%	47.36%	52.38%	37.50%	27.96%
long term relationship	28.24%	12.00%	7.14%	3.12%	0%	14.28%	9.37%	19.51%
short term relationship	6.21%	18.00%	30.00%	28.12%	36.84%	19.04%	34.37%	15.12%
married	39.54%	24.00%	21.42%	21.87%	15.78%	9.52%	3.12%	30.56%
separate	3.10%	22.00%	5.71%	10.93%	0%	4.76%	15.62%	6.34%
widower	.56%	2.00%	0%	0%	0%	0%	0%	0.48%
Education								
no studies	1.42%	33.33%	22.85%	24.81%	29.41%	18.91%	29.85%	16.55%
school	9.37%	32.38%	32.14%	33.83%	37.25%	51.35%	37.31%	25.16%
high school	34.37%	15.23%	30.00%	30.07%	21.56%	21.62%	16.41%	28.07%
training cycle	21.02%	15.23%	12.14%	9.77%	7.84%	5.40%	16.41%	15.43%
university	33.80%	3.80%	2.85%	1.50%	3.92%	2.70%	0%	14.76%

¹ Cannabis (always in units).

² Abstinence and mean time of use expressed in years.

³ Mean daily consumption in gr. per day.

Differences in sexual functioning between each drug user group and the non-user group were analyzed. Given that there were significant differences when comparing the ages of each user group, an ANCOVA was performed, controlling for the effect of age. Significant differences were observed in all the areas of sexual functioning assessed: a) Pleasure, $F(6, n = 889) = 9.50$; $p = .00$, corrected $\omega^2 = .06$; b) Desire, $F(6, n = 889) = 4.60$; $p = .00$, corrected $\omega^2 = .06$; c) Arousal, $F(6, n = 888) = 4.46$; $p = .00$, corrected $\omega^2 = .07$; and Orgasm, $F(6, n = 881) = 8.75$; $p = .00$, corrected $\omega^2 = .06$. Because of the impossibility of calculating post-hoc tests with one covariate, a DHS Tukey post-hoc test was performed with an exploratory purpose. Based on the significant differences found, a one-to-one comparison was made using age as a covariate. Results are shown in Table 2.

Table 2.

Differences in sexual function according to the substance of choice.

Pleasure						Desire					
Control group	M	SD	n	Contraste	ω^2	Control group	M	SD	n	Contraste	ω^2
Alcohol	13.45	3.82	105	$F = 14.58, p = .00$.03	Alcohol	16.67	3.97	105	$F = 12.48, p = .00$.02
Cocaine	13.48	3.58	140	$F = 25.31, p = .00$.05	Cocaine	17.96	3.32	140	n.s	-
Cocaine+alcohol	13.34	3.65	136	$F = 20.08, p = .00$.04	Cocaine+alcohol	18.07	3.09	136	n.s	-
Heroine	13.21	3.45	52	$F = 15.75, p = .00$.04	Heroine	16.69	3.20	52	$F = 13.63, p = .00$.03
Cannabis	13.11	3.81	37	$F = 14.25, p = .00$.03	Cannabis	17.32	3.41	37	$F = 6.77, p = .01$.01
Speed ball	12.63	4.10	68	$F = 32.15, p = .00$.07	Speed ball	17.26	3.88	68	$F = 7.63, p = .00$.02
Arousal						Orgasm					
Control group	M	SD	n	Contrast	ω^2	Control group	M	SD	n	Contraste	ω^2
Alcohol	11.81	2.75	105	$F = 24.30, p = .00$.05	Alcohol	10.67	2.68	101	$F = 20.94, p = .00$.04
Cocaine	13.07	2.24	140	n.s	-	Cocaine	11.01	2.14	140	$F = 21.28, p = .00$.04
Cocaine+alcohol	12.93	2.24	136	n.s	-	Cocaine+alcohol	11.32	2.04	136	$F = 8.97, p = .00$.02
Heroine	12.62	2.34	52	$F = 4.86, p = .02$.01	Heroine	10.27	2.51	52	$F = 31.96, p = .00$.07
Cannabis	12.92	1.85	37	n.s	-	Cannabis	10.83	2.41	36	$F = 10.13, p = .00$.02
Speed ball	12.65	2.45	68	$F = 5.83, p = .01$.01	Speed ball	10.85	2.28	67	$F = 16.55, p = .00$.04

note. ω^2 = effect size

Next, the relationship between abstinence and sexual functioning was assessed by calculating partial Pearson correlations – controlling for age – between each substance and each dimension of sexual functioning and time of abstinence. Only two significant correlations were found, $r_{\text{heroin-pleasure}} = .39^{**}$ and $r_{\text{cocaine-desire}} = -.20^*$. The various trend charts do not suggest the existence of a non-linear relationship between abstinence and sexual functioning.

Discussion

H1 of the study was supported. Male drug users had significantly poorer scores than non-user males in all the areas of sexual functioning assessed, even though they had an average of one year of abstinence; in addition, differences were found depending on the preferred substance used. Yet, the effect size found was low for most substances. In contrast, H2 was not supported. Sexual functioning did not seem to improve with increased time of abstinence – except in the case of Pleasure for heroin users – or, at least, no improvement was found after the first two weeks of abstinence.

Caution should be used when comparing the present study with others reviewed. In most studies, there is no information about the time of abstinence of participants. It would therefore be an error to compare current drug users with subjects in abstinence like those assessed in this study –who had been in abstinence for at least two weeks, with an average of about one year.

The results of the present study agree with those obtained by other studies [22,39,40] in which, overall, poorer sexual functioning was found in major substance users. However, the present study can be used to make a detailed analysis of the effect of the various substances on the different areas of sexual functioning. The study shows that Pleasure and Orgasm were the dimensions most impaired, while Arousal and Desire were not so affected. It is particularly interesting to note that, in most cases, SD of consumers were much greater than those of controls. This may reflect greater individual differences in the sexual functioning of these patients.

Heroin

Our results showed that heroin affected the four dimensions evaluated: Pleasure, Desire, Arousal and Orgasm. Orgasm was the dimension most affected by heroin, with a moderate effect size. This had been suggested by several authors [23,41,42]. After Orgasm, Pleasure was the second dimension most affected by heroin. Other authors such as Gay et al. [43] and Palha and Esteves [39] also found this dimension to be impaired in opioid users. Desire was the next area affected by heroin, which was the most detrimental drug for this area despite its low effect size. These results agree with those found by other authors, who observed that heroin users were less stimulated by erotic images than consumers of other drugs and the control population [20]. There seems to be a lack of motivation towards sexual stimuli among opioid users, as if reinforcing stimuli – unconditioned for the normal population – were displaced by stimuli associated to drug use in this population [44,45]. Finally, differences in Arousal were significant but their effect size was practically negligible.

Speedball

As a drug with an opioid component, speedball followed a similar trend to heroin and also affected the four dimensions assessed in this study. Pleasure was the dimension most affected by speedball, which was more detrimental to this dimension than any other drugs assessed in this study. Opioids seem to have a very negative effect on Pleasure [39,43]. Orgasm was the second area of sexual functioning most affected by speedball. The literature on the influence of opioids on orgasm is consistent with the present results [23,41,42]. Desire was the third area most affected by this drug, which supports the findings of Aguilar et al. [20] in speedball users. Finally, differences in Arousal were significant but negligible.

Alcohol

After heroine and speedball, alcohol was the last substance that affected all areas of sexual functioning assessed. Although its effect size was always low, alcohol was the substance that most impaired sexual Arousal. Our data partially contradict those of other authors [4,46,47] who argued that alcohol causes transient erectile dysfunction. Although the present study found this area to be impaired, it does not seem to be a

temporary problem, since erectile ability was still affected after a year and, according to the results, did not seem likely to improve just with abstinence. As previous studies did [23,46,48], we also observed that alcohol negatively affected Orgasm. In addition, alcohol users were found to have lower Pleasure scores. To the best of our knowledge, no previous studies have related alcohol consumption with impaired sexual Pleasure. Finally, alcohol has also been associated with inhibited sexual Desire [5,11,20,21], which was also found in the present research.

Cocaine and cocaine+alcohol

Cocaine and cocaine + alcohol showed a similar trend and should therefore be interpreted jointly. On the one hand, neither Desire nor Arousal seemed to be affected by use of this substance. On the other hand, cocaine alone and cocaine combined with alcohol also seemed to have a long-term negative effect on sexual functioning. No studies reviewed have shown sexual Pleasure to be affected by cocaine use, in spite of the various problems it seems to cause: dyspareunia, low arousal [23], anorgasmia, decrease of desire [49,50], erectile dysfunction [51,52] and priapism [53,54]. Finally, Orgasm was found to be impaired by cocaine and, to a lesser extent, by cocaine+alcohol. These results are also consistent with those obtained by other authors [49,50]. This shows that cocaine and cocaine+alcohol negatively affect the ability to reach Orgasm.

Cannabis

Cannabis seems to be the substance that least affects sexual functioning in the long term. However, it had an effect on some of the dimensions assessed in this study. Pleasure was the dimension most affected by long-term cannabis use. These results have also been observed by other authors [5,23]. Orgasm was the second area most affected in cannabis users. A review [8] highlighted a contradiction in the results on the effects of cannabis on Pleasure and Orgasm. The present study found these areas to be impaired in abstinent cannabis users, although the effect size was low. Finally, cannabis did not seem to have a noticeable effect on Desire or Arousal.

Conclusion

The present results are along the same lines as those of Vallejo-Medina and Sierra [27], which contradicted those of Cocreos et al. [26], as sexual functioning in many substance users was still affected even three weeks after stopping drug use, although not with a high magnitude. The physiological effect of drugs on the sexual cycle [5,23,55] is likely to dissipate at about three weeks of abstinence. Yet, the conditioning brought about by years of drug use – almost 14 months on average in this study – does not seem to disappear so easily. Moreover, as the data suggest, stopping drug use does not seem to lead to an improvement, at least after the first two weeks of abstinence. Therefore, drug user patients with sexual problems should receive specific sexual treatment for the areas affected, particularly if we consider that the standard deviations of consumers were always higher than those of the control group. This may highlight greater individual differences and show that sexual functioning of the whole sample of drug users was not slightly impaired but that some subjects had fully recovered their functioning while others had greater problems. Yet, it is not possible to confirm this with the methodology used in the present study.

Limitations and future research

The main limitation of this study is related to the sampling method used, which was not probabilistic and therefore cannot be used to extrapolate results to the general population. In addition, because of the cross-sectional design of the study and the lack of a baseline, results should be taken cautiously and no causality relations should be inferred. It should also be considered that drug use affects various vital aspects of people; this may also have a direct or indirect influence on the sexual functioning of these patients (medication, psychiatric comorbidity, anxiety, depression, emotional-sexual situation, sexual self-esteem, sexual assertiveness, ...). The methodology used to reach conclusions, such as the absence of a relationship between abstinence and sexual functioning, is not the most appropriate. Longitudinal studies would be necessary to support or refute this hypothesis. Finally, using the preferred substance as a variable to cluster drug users implies disregarding multiple use and implying that all the effect is caused by the preferred substance, which is inaccurate.

[No conflict of interest]

References

1. Basson R. Recent advances in women's sexual function and dysfunction. *Menopause* 2004; 11:714-725.
2. Peugh J, Belenko S. Alcohol, drugs and sexual function: A review. *J Psychoactive Drugs* 2001; 33:223-232.
3. Bellis MA, Hughes K. Pociones Sexuales. Relación entre alcohol, drogas y sexo. *Adicciones* 2008; 416:249-258.
4. Buffum J, Moser C, Smith D. Street drugs and sexual function. In J. Money, H. Musaph y J.M.A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology (Vol.6). The pharmacology and endocrinology of sexual function*. Elsevier Science Publishers: Nueva York, NY, 1998, pp 462-477.
5. Crenshaw TL, Goldberg JP. *Sexual pharmacology: Drugs that affect sexual functioning*. W.W. Norton & Company. New York, NY, 1996.
6. Emanuele MA, Emanuele NV. Alcohol's effects on male reproduction. *Alcohol Health Res World* 1998; 22:195-201.
7. Bang-Ping J. Erectile dysfunction associated with psychoactive substances. *Chonnam Medical Journal* 2008; 44:117-124.
8. Lévy JJ, Garnier C. Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues, Santé et Société* 2006 ; 5:11-48.
9. McKay A. Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Can J Hum Sex* 2005; 14:47-56.
10. Miller NS, Gold MS. The human sexual response and alcohol and drugs. *J Subst Abuse Treat* 1988; 5:171-177.
11. Rosen RC. Alcohol and drug effects on sexual response: Human experimental and clinical studies. *Annu Rev Sex Res* 1991; 2:119-179.
12. Smith S. Drugs that cause sexual dysfunction. *Psychiatry* 2007; 6:111-114.
13. Calafat A, Juan M, Becoña E, Mantecón A. Qué drogas se prefieren para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones* 2008; 20:37-48.
14. Rawson RA, Washton A, Domier CP, Reiber C. Drugs and sexual effects: role of drug type and gender. *J Subst Abuse Treat* 2002; 22:103-108.

15. Bellis MA, Hughes K, Calafat A, Juan M, Ramon A, Rodriguez JA, Mendes F, Schnitzer S, Phillips-Howard P. Sexual uses of alcohol and drugs and the associated health risks: a cross sectional study of young people in nine European cities. *BMC Public Health* 2008; 8:155-166.
16. Raj A, Saitz R, Cheng D, Winter M. Associations between alcohol, heroin, and cocaine use and high risk sexual behaviors among detoxification patients. *Am J Drug Alcohol Abuse* 2007; 33:169-178.
17. Hyatt B, Bensky KP. Illicit drugs and anesthesia. *CRNA* 1999; 10:15–23.
18. Degenhardt L, Topp L. Cristal meth use among polydrug users in Sydney's dance partysubculture: Characteristics, use patterns and associated harms. *Int. J. Drug Policy* 2003; 14:17-24.
19. Kurtz SP. Post-circuit blues: Motivations and consequences of crystal meth use among gay men in Miami. *AIDS Behav* 2005; 9:63-72.
20. Aguilar De Arcos F, Verdejo García A, López Jiménez A, Montañez Pareja M, Gómez Juárez E, Arráez Sánchez F, Pérez García M. Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a drogas. *Adicciones* 2008; 20:117-124.
21. Ávila Escribano JJ, Pérez Madruga A, Ólazabal Ulacia JC, López Fidalgo J. Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones* 2004; 16:1-6.
22. Bang-Ping J. Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *J Sex Med* 2009; 6:1072-1080.
23. Johnson SD, Phelps DL, Cottler LB. The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Arch Sex Behav* 2004; 33:55-63.
24. George WH, Davis KC, Norris J, Heiman JR, Schacht RL, Stoner SA, Kajumulo KF. Alcohol and Erectile Response: The effects of High Dosage in the Context of Demands to Maximize Sexual Arousal. *Exp Clin Psychopharmacol* 2006; 14:461-470.
25. George WH, Davis KC, Schraufnagel TJ, Norris J, Heiman JR, Schacht RL, Stoner SA, Kajumulo KF. Later that Night: Descending Alcohol Intoxication and Men's Sexual Arousal. *Am J Mens Health* 2008; 2:76-86.

26. Cocores JA, Miller NS, Pottash AC, Gold MS. Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *Am J Drug Alcohol Abuse* 1988; 14:169-173.
27. Vallejo-Medina P, Sierra JC. Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males. *J Sex Marital Ther* (in press).
28. OADA. Observatorio Andaluz sobre Drogas y Adicciones (2010). Informe sobre el Indicador Admisiones a Tratamiento en Andalucía 2010. Junta de Andalucía, Spain.
29. Montero I, León OG. A guide for naming research studies in Psychology. *Int J Clin Health Psychol* 2007; 7:847-862.
30. Bobes J, González MP, Rico-Villademoros F, Bascarán MT, Sarasa P, Clayton A. Validation of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ) *J Sex Marital Ther* 2000; 26:119–131.
31. Garcia-Portilla MP, Saiz PA, Fonseca E, Al-Halabi S, Bobes-Bascaran MT, Arrojo M, Benabarre A, Goikolea JM, Sánchez E, Sarramea F, Bobes J. Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in patients with severe mental disorders. *J Sex Med* 2011; 8:1371–1382.
32. Vallejo-Medina P, Guillén-Riquelme A, Sierra JC. Psychometric Properties of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a Sample of Males with Drug Abuse History. *Sex Disabil* 2010; 28:105-118.
33. Keller A, McGarvey EL, Clayton AH. Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14). *J Sex Marital Ther* 2006; 32: 43–52.
34. Vallejo-Medina P, Sierra JC. Adaptación y Validación de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) en una muestra de varones drogodependientes. (Manuscript under revision)
35. Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang AG. Statistical power analyses using G*Power 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behav Res Methods* 2009; 41:1149-1160.

36. Field A. *Discovering Statistics using SPSS*. SAGE. London UK, 2011
37. Young MA. Supplementing tests of statistical significance: Variation accounted for. *J Speech Hear Res* 1993; 36:644-656.
38. Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Second Edition..Lawrence Erlbaum. Hillsdale, N.J, 1988.
39. Palha AP, Esteves M. A study of the sexuality of opiate addicts. *J. Sex Marital Ther* 2002; 28:427-437.
40. Vallejo-Medina P, Guillén-Riquelme A, Sierra JC. Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones* 2009; 21:221-228.
41. Abel EL. *Psychoactive drugs and sex*. Plenum Press. Nueva York NY, 1985.
42. Gulliford SM. Opioid-induced sexual dysfunction. *J Pharmaceut Care Pain Symptom Contr* 1998; 6:67-74
43. Gay GR, Newmeyer JA, Perry M, Johnson G, Kurland M. Love and haight: The sensuous hippy revisited. *Drug/sex practices in San Francisco. J Psychoactive Drugs* 1982; 14:111-123.
44. Goldstein RZ, Volkow ND. Drug addiction and its underlying neurobiological basis: neuroimaging evidence for the involvement of the frontal cortex. *Am J Psychiatry* 2002; 159:1642-1652.
45. Wexler BE, Gottschalk CH, Fulbright RK, Prohovnik I, Lacadie CM, Rounsaville BJ, Gore JC. Functional magnetic resonance imaging of cocaine craving. *Am J Psychiatry* 2001; 158: 86-95.
46. Roerich L, Kinder BN. Alcohol expectancies and male sexuality: Review and implications for sex therapy. *J Sex Marital Ther* 2002; 17: 45-54.
47. Money J, Leal J, Gonzalez-Heydrich J. Aphrodisiology: History, folklore, efficacy. En J. Money, H. Musaph y J.M. A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology (Vol.6)* Elsevier Science Publishers B.V. Nueva York NY, 1988, pp 499-515.
48. Klassen A D, Wilsnack SC. Sexual experience and drinking among women in a U.S. national survey. *Arch Sex Behav* 1986; 15:363-392.

49. San Molina L. Disfunciones sexuales asociadas a trastorno por uso de sustancias. In *Ars Médica* (Eds.), *Consenso de la SEP sobre patología dual*. Barcelona, España, 2003, pp. 162-165.
50. Weatherby N, Shultz J, Chitwood D, McCoy H, McCoy C, Ludwig D, Edlin B. Crack cocaine use and sexual activity in Miami, Florida. *J Psychoactive Drugs* 1992; 24:373–380.
51. Fecik SE. Drug-induced Sexual Dysfunction. *Medical Update for Psychiatrist* 1998; 3:176-181.
52. MacDonal PT, Waldorf D, Reinerman C. Murphy S. Heavy cocaine use and sexual behavior. *J Drug Issues* 1988; 18:437-455.
53. Fiorelli RL, Manfrey SJ, Belkoff LH, Finkelstein LH. Priapism associated with intranasal cocaine abuse. *J Urol* 1990; 143:584-585.
54. Munarriz R, Hwang J, Goldstein I, Traish AM, Kim NN. Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urol* 2003; 62:187-192.
55. Argiolas A. Neuropeptides and sexual behaviour. *Neurosci Biobehav Rev* 1999; 23:1127–1142.

ESTUDIO 4

Artículo 7

Relationship between drug use and sexual assertiveness in a Spanish male drug-dependent sample

Artículo sometido a publicación en *Addictive Behaviors*

Referencia:

Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2012). Relationship between drug use and sexual assertiveness in a Spanish male drug-dependent sample. Manuscrito sometido a publicación.

Relationship between drug use and sexual assertiveness in a Spanish male drug-dependent sample

Abstract

To date, only anecdotal studies have assessed sexual assertiveness in drug users, despite the fact that it would be logical to expect low sexual assertiveness in such patients. The present study had two objectives: the first one was to compare sexual assertiveness between consumers of alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, heroin, cannabis, and speedball and a control group. This was assessed in a sample of 556 male drug users from 8 Spanish provinces and 356 non-user males. The second objective was to assess the relationship between drug users' sexual assertiveness and their depression and anxiety levels. This was assessed in a sample of 257 male users of the abovementioned substances from 5 Spanish provinces. Results showed significantly lower Initiation assertiveness in the 35-49 year-old age group (particularly in the case of alcohol, heroin, cannabis, and speedball) and worse Sexually Transmitted Diseases and Pregnancy prevention assertiveness in drug users (in the case of alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, cannabis, and speedball). Effect sizes ranged from low to moderate. Finally, users of heroin (also combined with cocaine) and cocaine (also combined with alcohol) showed the highest correlations between anxiety and depression and sexual assertiveness. The implications of these results are discussed.

Key words: Sexual assertiveness, drug users, SAS, validation, sexuality, drugs

In drug users, three areas of sexuality may imply a serious sexual health problem if they are impaired: sexual functioning, consensual-desired sex, and risk sexual behaviors. As defined by Morokoff et al. (1997), sexual assertiveness refers to people's ability to initiate sexual activity, reject unwanted sexual activity, and use contraceptive methods, developing healthy sexual behaviors. These three areas (*Initiation, Refusal, and Sexual Transmitted Diseases and Pregnancy Prevention {STD-P}*) are very closely linked to sexual functioning, sexual victimization, and risk sexual behaviors, respectively (Santos-Iglesias & Sierra, 2010).

Despite its importance, the role of sexual assertiveness has traditionally been underestimated in males (Morokoff et al., 2009). In fact, studies exploring sexual assertiveness in male drug users are practically nonexistent, even though it would be logical to expect sexual assertiveness to be impaired in such patients. To date, no studies have explored the influence of psychological variables such as anxiety or depression on this population's sexual assertiveness either.

Sexual Assertiveness, Sexual Functioning, and Substance Use

Initiation sexual assertiveness is related to sexual functioning. Numerous studies have proven the existence of this relationship in the normal population (Haavio-Mannila & Kontula, 1997; Hurlbert, 1991; Hurlbert et al., 2005; MacNeil & Byers, 1997; Ménard & Offman, 2009). At least in the long term and/or in high doses, drug use has also been proven to decrease sexual functioning (Aguilar De Arcos et al., 2008; Bang-Ping, 2009; Johnson et al., 2004; Munarriz, Hwang, Goldstein, Traish, & Kim, 2003; Palha & Esteves, 2002; Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, & Sierra, 2009; Vallejo-Medina & Sierra, in press a). To the best of our knowledge, no studies have assessed sexual assertiveness from a clinical perspective so far; Vallejo-Medina and Sierra (2012a) validated a scale in this population but did not use a control group to compare scores.

Sexual Assertiveness, Sexual Victimization, and Substance Use

Few studies have explored Refusal sexual assertiveness or sexual victimization, its counterpart, in males (Santos-Iglesias & Sierra, 2010). Low sexual assertiveness can be both a consequence of victimization and a risk factor for experiencing it (Livingston,

Testa, & VanZile-Tamsen, 2007). Being under the influence of alcohol is also a contributing factor for experiencing sexual victimization (Brecklin & Ullman, 2005). In males, Shacham and Cottler (2010) reported that 8.60 % of the drug users surveyed admitted having had unwanted sexual contact, whereas 52.75 % of cocaine and methamphetamine users admitted having taken part in sexual practices that were uncommon to them because they were under the influence of the drug. Clinical practice reveals that they later regret participating in some of these practices. Although such behaviors may be exclusively due to the withdrawal syndrome or to acute use of the substance, Refusal sexual assertiveness may play a modulating role in them.

Sexual Assertiveness, Risk Sexual Behaviors, and Substance Use

The prevalence of STDs/VIH is increasing in heterosexual males who use non-injection drugs (Bellis et al., 2008; Booth, Kwiatkowski, & Chitwood, 2000; Raj, Saitz, Cheng, & Winter, 2007). These men are less likely to use a condom and have safe sex than men who have sex with other men (Ross & Williams, 2001). The most common risk behaviors in this population are trading sex for drugs or money, having intercourse without condoms or having sex with multiple partners (Booth et al., 2000; Calsyn et al., 2010; Celentano, Latimore, Mehta, 2008; Raj et al., 2007). STD-P sexual assertiveness may play an important protective role against these three risk behaviors. This variable may provide a better understanding of the relationship between high-risk behaviors and substance use, along with sexual arousal (George et al., 2009; Gerrard, Gibbons & Buishman, 1996), the context of drug use, the type of sex partner (Leigh, Ames & Stacy 2008; Maisto, Carey, Carey, Gordon, & Schum., 2004), and distress (Elkington, Bauermeister & Zimmerman, 2010; Morokoff et al., 2009). This issue is key both for prevention and treatment (Calsyn et al., 2010). In fact, sexual assertiveness has proven to be a strong predictor of risk sexual behaviors (Noar, Carlyle, & Cole, 2006, Schooler, Ward, Merriwether, & Caruthers, 2005; Zablotsky & Kennedy, 2003) and is related to actual condom use (Auslander, Perfect, Succop, & Rosenthal, 2007; Crowell, 2004; Morokoff et al., 2009; Vallejo-Medina & Sierra, 2012a). In addition, alcohol use reduces the skills required to negotiate safe sex (Maisto, Carey, Carey, & Gordon, 2002). Stoner et al. (2008) observed that sexual assertiveness can act as a modulator of the effect of alcohol on insistence to use a condom. In Thailand, a program with components of sexual assertiveness was applied to methamphetamine users. Participants

reduced their use of methamphetamines and moderately increased condom use up to 12 months after the program was over (Sherman, Sutcliffe, Srirojn, Latkin, Aramratanna, & Celentano, 2009).

Sexual Assertiveness, Anxiety, and Depression

Depression and anxiety are two of the most common comorbid disorders among drug users (Chen et al., in press; Salo, Flower, Kielstein, Leamon, Nordahl, & Galloway, 2011; Swendsen et al., 2010). These disorders negatively affect sexual functioning (Ginzburg, Ein-Dor & Solomon, 2010; Laurent & Simons, 2009; Smith, Breyer, Eisenberg, Sharlip, & Shindel, 2010). They are a facilitating factor for sexual victimization (Cuevas, Finkelhor, Clifford, Ormrod, & Turner, 2010; Zurbriggen, Gobin, & Freyd, 2010) and have a negative influence on risk sexual behaviors (Elkington et al., 2010), particularly among men (Lehre, Shrier, Gotmaker, & Buka, 2006; Shrier, Harris, Stenmerg, & Beardslee, 2001). Moreover, when these psychological states are present with substance use, the incidence of risk sexual behaviors is even higher (Ramrakha, Caspi, Dickson, Moffitt, & Paul, 2000; Teplin, Elkington, McClelland, Abram, Mericle, & Washburn, 2005). The few studies that have assessed sexual assertiveness have disregarded the effect of anxiety and depression on Initiation sexual assertiveness, focusing on sexual victimization and risk sexual behaviors. As regards Refusal, Greene and Navarro (1998) found that low levels of sexual assertiveness and high levels of depression and anxiety combined with alcohol use were the highest risk factors for experiencing sexual victimization and revictimization. Livingston et al. (2007) found that depression may play a mediating role between Refusal sexual assertiveness and sexual victimization. In addition, a negative relationship has been found between depression and STD-P assertiveness (Granados, Vallejo-Medina, & Sierra, 2012; Morokoff et al., 2009; Rickert, Neal, Wiemann, & Berenson, 2000).

Objectives

The present research had two objectives: a) to assess the existence of differences in sexual assertiveness between a drug user group and a control group, exploring possible differences depending on the main substance used and determining the possible influence of low sexual assertiveness on the sexual health of participants; and b) explore

potential relationships between sexual assertiveness and psychological states (anxiety and depression), depending on the preferred substance. This research was reviewed and approved by the independent Ethics Board of our institution in accordance with the 1975 Declaration of Helsinki, as revised in the 1983 Ethics Committee for Clinical Research.

STUDY 1

Method

Participants

The control group was composed of 356 non-drug user males. The drug user group was composed of 556 male drug users (of which 109 consumed alcohol, 143 cocaine, 137 cocaine+alcohol, 53 heroin, 37 cannabis, and 70 speedball). No significant age differences were found between drug users ($M = 35.27$, $SD = 8.61$) and non-users ($M = 35.20$, $SD = 11.55$) ($t(907) = -.01$, $p = .92$). Significant differences were found between drug users and non-users regarding educational level ($\chi^2(4) = 300.39$, $p = .00$) and marital status ($\chi^2(5) = 121.77$, $p = .00$). In drug users, mean duration of use was 13.73 years ($SD = 7.83$) and mean time of abstinence was 1.05 years ($SD = 2.01$).

Requirements to be included in the drug user group were being over 18 years old, being abstinent for at least two weeks prior to the assessment, being able to read and write, and being treated for a substance dependence disorder (DSM IV-R). In the control group, the absence of substance use was confirmed, although a maximum of 45 g of alcohol a day was allowed (about 1 l of beer) as well as occasional cannabis use (1 joint a week).

Instruments

- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997; Sierra, Vallejo-Medina, & Santos-Iglesias, 2011). The adaptation for drug users developed by Vallejo-Medina and Sierra (2012a) was used. On this occasion, as recommended by Vallejo-Medina and Sierra (2012a), the scores of the non-user and the user group were compared using a 17-item version (1 item less than the original version, as Item 1 in the Initiation subscale was highly biased between the drug user and the normal

population). Items are responded on a 5-point Likert scale. They are clustered into three dimensions: *Initiation*, *Refusal*, and *Sexual Transmitted Diseases-Pregnancy Prevention (STD-P)*. The English and Spanish versions of the scale have shown good reliability, ranging from .66 to .86 (Santos-Iglesias & Sierra, 2010). The adaptation for drug users also obtained good reliability, a strictly equivalent factor structure to the normal version and, except for Item 1, which was excluded, no high Differential Item Functioning was found in any other items. In the present study, reliability coefficients were .73 and .63 in Initiation for the control and experimental groups, respectively; .82 and .73 in Refusal for the control and experimental groups, respectively; and .89 and .80 in STD-P for the control and experimental groups, respectively. Higher scores indicate higher sexual assertiveness.

- Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D; Vallejo-Medina & Sierra, in press a). This questionnaire is an adaptation for drug users of the CSFQ-14 (Keller, McGarvey, & Clayton, 2006), in its Spanish version (Bobes, González, Rico-Villademoros, Bascarán, Sarasa, & Clayton., 2000; García-Portilla et al., 2011; Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme & Sierra, 2010). The CSFQ-D has shown an equivalent four factor-structure (*Pleasure*, *Desire*, *Arousal*, and *Orgasm*) in drug user and non-user populations. The scale has good reliability, with alpha values ranging from $\alpha = .83$ in *Pleasure* to $\alpha = .61$ in *Orgasm*. The questionnaire has also shown good external validity indicators. The following Cronbach alpha values were obtained in the present study: *Pleasure* = .80, *Desire* = .66, *Arousal* = .67, and *Orgasm* = .49 in the normal population and *Pleasure* = .82, *Desire* = .70, *Arousal* = .74, and *Orgasm* = .55 in the drug user population. Higher scores indicate better sexual functioning.
- *Cuestionario Consumo Sustancias* (Questionnaire on Substance Use, CCS; Vallejo-Medina et al., 2011). This is a short, simple, and clear 16-item questionnaire containing the diagnostic criteria of the DSM-IV-R. It is useful to diagnose problems of substance dependence, abuse and intoxication. Items are responded on a dichotomous (yes/no) scale. Spearman's correlation with the diagnosis made by the various institutions (using EuropASI and personal interviews) was .85, $p = .00$. Reliability was .88 in the original version and .89 in the present study.
- Questionnaire on substance use and sociodemographic data. The variables assessed were preferred substance, amount of substance used, frequency of use, and length of

use. This information was used to calculate severity of substance use. Time of abstinence was also obtained through self-reports or urine or blood tests, depending on the procedure used in each institution.

Procedure

The user group was recruited by cluster sampling from the following institutions: ACLAD in A Coruña, UMAD in Santiago de Compostela, Proxecto Home Galicia in Galicia, Proyecto Hombre Granada in Granada, Fundación Noray-Proyecto Hombre in Alicante, Institut de Neuropsiquiatria i Addiccions del Parc de Salut Mar-Hospital del Mar in Barcelona, CAD San Blas in Madrid, CAD de Arganzuela in Madrid, and the “Cortijo Buenos Aires” Resource of the Social Service Network of the Regional Government of Andalusia in Granada. The control group was recruited by convenience sampling from adult training centers, community centers, training courses for jobseekers, and universities. Anonymous responses, voluntary participation, and the scientific purpose of the study were guaranteed by written informed consent in drug users and verbal informed consent in control subjects. The assessment lasted approximately 30 minutes.

Results

A *t*-test was used to calculate the differences of means between the user and non-user group in SAS_{Initiation} ($M_{user} = 10.91 \{SD = 4.10\}$; $M_{non-user} = 11.45 \{SD = 3.81\}$), SAS_{Refusal} ($M_{user} = 10.30 \{SD = 4.57\}$; $M_{non-user} = 10.89 \{SD = 5.25\}$), and SAS_{STD-P} ($M_{user} = 11.11 \{SD = 6.38\}$; $M_{non-user} = 13.51 \{SD = 6.86\}$). No significant differences were found in Refusal $t(897) = 7.77$, $p = .76$. Yet, significant differences were found in Initiation $t(867) = 1.96$, $p = .05$, $d = 0.13$ and STD-P $t(890) = 5.31$, $p < .01$, $d = 0.36$.

Age-related differences were found in sexual assertiveness (Vallejo-Medina & Sierra, 2011d; Santos-Iglesias, Vallejo-Medina, & Sierra (2012). Therefore, the analyses were conducted again after dividing the sample into three age groups: youth (18-34 years), adults (35-49 years), and older participants (+ 50 years). This clarified the differences as follows: in Initiation, differences between the control group ($M = 12.23$, $SD = 3.57$) and the experimental group ($M = 10.91$, $SD = 43.86$) were only significant in the adult group (35-49 years) $t(330) = 3.04$, $p < .01$, $d = 0.35$. Similarly, differences in STD-P were only

significant in youth $t(457) = 6.40, p < .01, d = 0.61$ (control group $\{M = 15.35, SD = 6.97\}$ and experimental group $\{M = 11.20, SD = 6.56\}$).

Next, correlations were calculated between Initiation and sexual functioning and between STD-P and the safe sex ratio. Significant differences were found in $SAS_{Initiation}$ (see Table 1), particularly in the adult and older age groups. Significant correlations were also observed ($p < .01$) between STD-P and the safe sex ratio $r = .48, r = .42, r = .65$, respectively for youth, adults, and older participants. The mean of the safe sex ratio for each group was $.53 (SD = 0.43), .53 (SD = 0.45),$ and $.50 (SD = 0.47)$, respectively.

Table 1

Pearson correlations between the dimensions of the CSFQ-D and $SAS_{Initiation}$ in the three age groups

		Pleasure	Desire	Arousal	Orgasm
Initiation	Youth	.15**	.20**	.13**	.07
	Adults	.18**	.22**	.18**	.27**
	Older	.30**	.18	.18	.25*

Note: ** = $p < .01$; * = $p < .05$.

Finally, an ANOVA was performed to determine whether there were differences depending on the main substance used. As expected from the data shown above, differences depending on the preferred substance were only found in Initiation in adults $F(6) = 4.00, p < .01, \omega^2 = .05$ and in STD-P in youth $F(6) = 7.86, p < .01, \omega^2 = .08$. To determine exactly which users of which substances showed differences compared to the control group, DMS post-hoc tests were performed (since the aim was only to conduct comparisons with the control group). Results for Initiation-adults are shown in Figure 1 and results for STD-P-youth are shown in Figure 2. Statistical significance was complemented by ω^2 , an indicator of effect size that is less biased than η^2 for this type of tests (Young, 1993). It was interpreted using the categorization made by Cohen in 1988, that is, .01 to .05, small association, .06 to .13, medium association, and .14 or greater, large association (See Table 2).

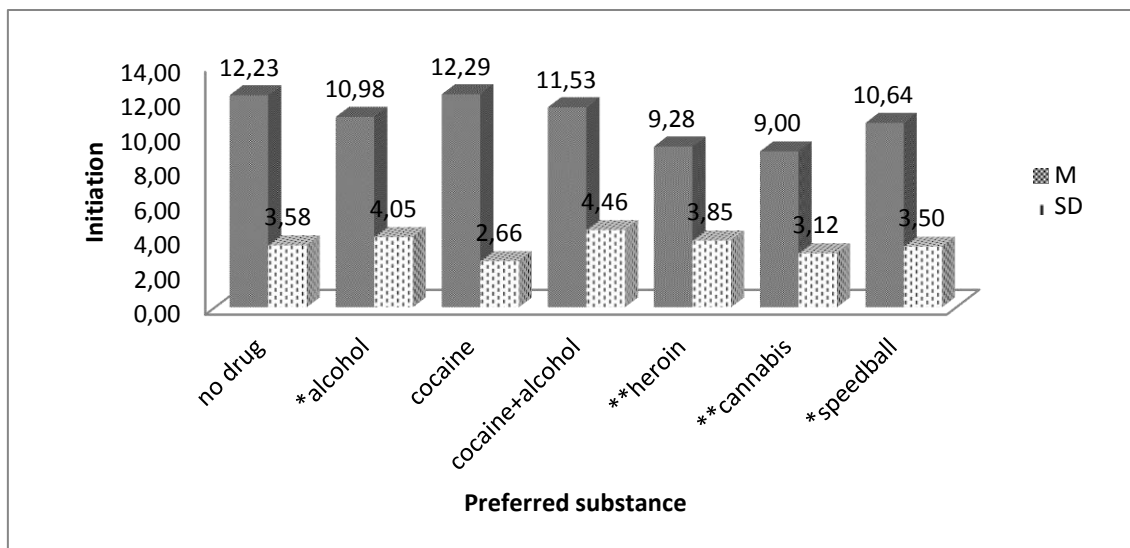


Figure 1. Initiation sexual assertiveness in the adult group. The Mean (M) and Standard Deviation (SD) are shown for each substance group. The statistical significance of the differences compared to the control group (non-drug) is marked with asterisks (** = $p < .01$ and * = $p < .05$)

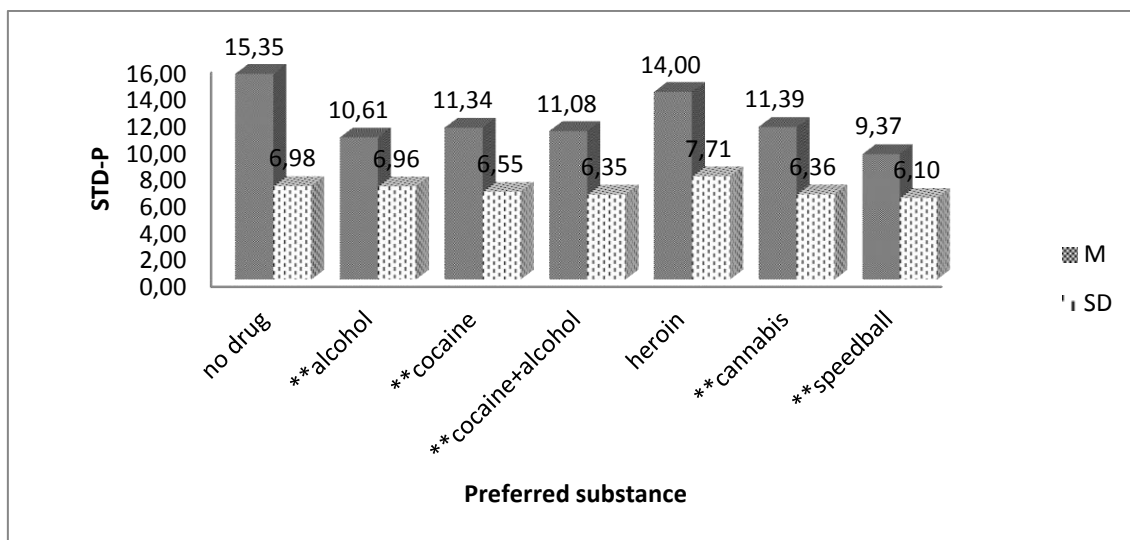


Figure 2. STD-P sexual assertiveness in the youth group. The Mean (M) and Standard Deviation (SD) are shown for each substance group. The statistical significance of the differences compared to the control group (non-drug) is marked with asterisks (** = $p < .01$).

Table 2

Effect size (ω^2) depending on the main substance used in Initiation-adults and STD-P-youth

	alcohol	cocaine	cocaine+ alcohol	heroin	cannabis	speedball
Initiation	.02	ns	ns	.09	.04	.03
STD-P	.04	.07	.08	ns	.03	.08

Note: ns = non-significant

STUDY 2

Method

Participants

A total of 257 male drug users participated in Study 2. Mean age was 34.92 years ($SD = 8.85$) and age ranged from 18 to 66 years. Mean time of abstinence was .93 years ($SD = 1.30$) and mean time of drug use was 12.92 years ($SD = 7.36$). Among the participants, 6.80% had no education, 41.80 % had primary education, 29.90% had secondary education, 16.30% had completed a cycle of higher education, and 5.20% had university studies. Requirements to participate in the study were the same as in Study 1.

Instruments

- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997; Sierra et al., 2011). See the Instruments section in Study 1. On this occasion, given that no between-group comparisons were planned, the original 18-item version was used. The following reliability coefficients were obtained in the present study: *Initiation* = .64, *Refusal* = .71, and *STD-P* = .79.
- State-Trait Anxiety Inventory (STAI; Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970; in the Spanish version by TEA, 1982). It is composed of 40 items that are equally divided to assess *Trait Anxiety* and *State Anxiety*. The questionnaire has shown good test-retest reliability (.81 in *Trait Anxiety* and .40 in *State Anxiety*). In a recent review conducted in Spain, Guillén-Riquelme and Buela-Casal (2011) found adequate

psychometric properties. In the present study, reliability was *State* = .93 and *Trait* = .90. Higher scores indicate greater anxiety.

- *State-Trait Depression Inventory* (STDI; Spielberger, 2008; Buéla-Casal and Agudelo Vélez, 2008). It is a self-report scale composed of 10 items that assess *State Depression* and 10 items that assess *Trait Depression*. The Spanish adaptation has shown good internal consistency reliability coefficients ranging from .93 to .71 in adults. It also has adequate convergent and discriminant validity indicators. In the present study, Cronbach α reliability was STDI-S = .69 and STDI-T = .58.
- *Cuestionario Consumo Sustancias* (Questionnaire on Substance Use, CCS; Vallejo-Medina et al., 2011). This questionnaire is described in the Instruments section of Study 1.
- Questionnaire on substance use and sociodemographic data. See Study 1.

Procedure

The procedure used was the same as in Study 1. Again, anonymous responses, voluntary participation and the scientific purpose of the study were guaranteed. On this occasion, the following institutions participated: ACLAD in A Coruña, Proyecto Hombre Granada in Granada, Fundación Noray-Proyecto Hombre in Alicante, Institut de Neuropsiquiatria i Addiccions del Parc de Salut Mar-Hospital del Mar in Barcelona, CAD San Blas in Madrid, CAD de Arganzuela in Madrid, and the “Cortijo Buenos Aires” Resource of the Social Service Network of the Regional Government of Andalusia in Granada. Convenience non-probabilistic sampling was used.

Results

In order to assess the possible influence of psychological states (anxiety and depression) on sexual assertiveness of drug users, participants were divided into two groups depending on whether they scored above percentile 75 (high anxiety) or below percentile 25 (low anxiety) on the STAI. STDI (depression) scores were divided in the same way. Results are shown in Table 3.

Table 3

Differences in Sexual Assertiveness between groups with high-low Anxiety (S-T) and Depression (S-T)

	STAI-State			STAI-Trait		
	High	Low	Contrast	High	Low	Contrast
Initiation	12.92 (4.59)	13.03 (4.64)	$t(155) = .01, p = .91$	12.57 (4.50)	14.03 (4.42)	$t(166) = 1.98, p = .05, d = 0.32$
Refusal	9.02 (4.02)	10.34 (4.61)	$t(155) = 1.79, p = .07$	9.89 (4.39)	11.61 (5.19)	$t(166) = 2.24, p = .02, d = 0.35$
STD-P	8.92 (5.88)	10.65 (5.89)	$t(152) = 1.74, p = .08$	10.17 (6.51)	12.54 (6.07)	$t(163) = 2.22, p = .02, d = 0.37$

	STDI-State			STDI-Trait		
	High	Low	Contrast	High	Low	Contrast
Initiation	13.23 (4.73)	13.01 (4.49)	$t(213) = -.34, p = .73$	12.54 (4.70)	13.02(4.38)	$t(170) = .61, p = .54$
Refusal	9.83 (4.47)	10.81 (4.21)	$t(213) = 1.55, p = .12$	10.09 (4.85)	10.89 (4.27)	$t(170) = 1.03, p = .30$
STD-P	10.92 (5.89)	10.86 (6.65)	$t(209) = -.06, p = .94$	10.52 (5.15)	10.92 (6.58)	$t(167) = .36, p = .71$

Finally, considering that the various substances affect psychological states differently, Pearson's correlations were performed for each substance group. The sample was not large enough to be divided into three age groups. Therefore, partial correlations were performed controlling for the effect of age. Results presented in Table 4 clearly show that the highest correlations between psychological states and sexual assertiveness were found among users of heroin (also combined with cocaine) and cocaine (also combined with alcohol).

Table 4

Pearson correlations between Sexual Assertiveness and psychological states in each substance user

		STAI-S	STAI-T	STDI-S	STDI-T
Alcohol (df=41)	Initiation	ns	ns	ns	ns
	Refusal	ns	ns	ns	ns
	STD-P	ns	ns	ns	ns
Cocaine (df=64)	Initiation	ns	ns	ns	ns
	Refusal	-.24*	-.25*	ns	ns
	STD-P	ns	-.31**	ns	ns
Cocaine+alcohol (df=58)	Initiation	ns	ns	ns	ns
	Refusal	ns	ns	-.31**	ns
	STD-P	ns	ns	ns	ns
Heroin (df =16)	Initiation	ns	ns	-.59**	ns
	Refusal	ns	.52*	ns	ns
	STD-P	ns	ns	ns	ns
Cannabis (df=17)	Initiation	ns	ns	ns	ns
	Refusal	ns	ns	ns	ns
	STD-P	ns	ns	ns	ns
Speedball (df= 29)	Initiation	ns	ns	-.50**	-.35*
	Refusal	ns	ns	ns	ns
	STD-P	ns	ns	.37*	ns

*Note: ** = $p < .01$; * = $p < .05$; ns = non-significant; df = degrees of freedom*

Apart from the results shown in Table 4, several strong relationships should be considered even though they were not marked as significant because of the small sample size for some substances. A few examples are STAI-T with SAS Initiation in heroin users ($r = -.45, p = .06$) and SAS-Refusal with STDI-S ($r = -.42, p = .06$) and STDI-T ($r = -.40, p = .08$) in cannabis users.

Discussion

Based on the results obtained and considering differences in age and type of substance consumed, Initiation and STD-P sexual assertiveness seemed to be lower in drug users than in non-users. By contrast, psychological states (anxiety and depression) did not seem to play an important role in the sexual assertiveness of most of these patients. However, there may be a considerable relationship between psychological states and sexual assertiveness in cocaine and opioid users.

In general terms, Initiation sexual assertiveness, which is related to sexual functioning, was found to be impaired in drug users, although with a small effect size. A study of age groups showed that Initiation was mainly impaired in the central age group (35-49 years). In this age range, differences were not only significant but also had a moderate effect size. This study showed that, as expected, Initiation sexual assertiveness was related to sexual functioning, with significant – although low – correlations observed only in the adult group in each area of sexual functioning assessed (*Pleasure, Desire, Arousal, and Orgasm*). This relationship had already been observed in the normal population (Santos-Iglesias, Sierra, & Vallejo-Medina (in press); Santos-Iglesias & Sierra (2010); Menrad & Offman, 2009). Heroin was the substance with the greatest impact on Initiation, with a moderate effect size. In a recent comparative study, Vallejo-Medina and Sierra (2012b) observed that opioid users had the worst sexual functioning; Aguilar de Arcos et al. (2008) and Bang-Ping (2009) obtained similar results. Alcohol and cannabis users also seemed to have problems initiating sexual relations. Only exciting drugs did not seem to affect Initiation. Anxiety as a stable trait was the only variable that seemed to affect Initiation negatively. In fact, subjects with high trait anxiety had lower Initiation scores. Yet, the trend changed when the sample was divided into substance groups. As suggested by the data, depression (particularly state depression) seemed to be negatively correlated with Initiation in opioid users. It should be noted that such users also showed worse Initiation; thus, the combination between depression and heroin seems to be particularly detrimental to this area of sexual assertiveness. If, as suggested by the data, these patients are less skilled at initiating sexual relations when they wish to, do they seek help in drugs to initiate sex? Could this be a reason to start using drugs and repeat drug use? Would specific treatment focusing on Initiation sexual assertiveness help these patients not only enjoy their sexuality more but also consume fewer drugs and prevent relapse?

Refusal sexual assertiveness, related to undesired sex and sexual victimization, did not seem to be impaired in the sample studied. However, the data suggest that anxiety and depression might destabilize this normality. Refusal was negatively correlated with anxiety in cocaine users, although with a low magnitude. This may suggest that cocaine users tend to refuse undesired sexual relations less when they are anxious. These data may qualify the results obtained by Shacham and Cottler (2010), who indicated that 8.60 % of cocaine and methamphetamine users had experienced

undesired sexual contact. Does this undesired contact happen under anxiety-generating conditions? Do cocaine users use sex to fight their anxiety? Is it unsafe sex? These questions are cause for concern because of safe sex and sexual victimization issues. Morokoff et al. (2009) found a relationship between sexual victimization and STD-P sexual assertiveness. It should be noted that these patients also had low STD-P and that STD-P is also negatively correlated with anxiety. Therefore, is it possible that cocaine users who are also anxious suffer from greater sexual victimization and have more risky sexual behaviors? It would be logical to expect a similar relationship with depression in cocaine users who consume large quantities of alcohol and in cannabis users (non-significant correlations). Patients with higher levels of depression are less likely to refuse undesired sex.

Youth – the population at greatest risk for STDs (Centers for Disease Control and Prevention {CDC}, 2005) – were precisely the group with the worst sexual assertiveness. This was shown by significant differences with a moderate effect size. Having lower skills to negotiate condom use has consequences: in the sample studied, participants only used a condom with half of their sexual partners. Only users of heroin, the archetypal injection drug, did not show worse STD-P sexual assertiveness. As mentioned in the introduction, non-injection drugs seem to be a new breeding ground for risk sexual behaviors (Bellis et al., 2008; Booth et al., 2000; Raj et al., 2007), as shown by the present study. Cocaine, cocaine+alcohol, and speedball were the substances with the lowest STD-P assertiveness scores, which were significantly lower than those of non-users and had a moderate effect size. Alcohol and cannabis also obtained significantly lower scores (with a small effect size) than those of non-users. When extrapolating the scores of users of alcohol, cocaine, cocaine+alcohol, cannabis, and speedball to the percentile ranking scores obtained in Spain for males in the same age range (Vallejo-Medina & Sierra, (2011b), the mean ranged between percentiles 35 and 25. Only trait anxiety seemed to be negatively correlated with STD-P in cocaine users. Therefore, is STD-P assertiveness a determining factor in risk sexual behaviors of non-injection drug users?

Limitations, Conclusions, and Future Research Directions

The main limitation of the present study is the sampling method used, which was not probabilistic and thus does not allow extrapolating the results to the general population. Its design was also cross-sectional and did not start from a baseline, so results must be interpreted with caution and no causal relationships should be inferred. In addition, it should be noted that classifying drug users into specific substance groups based on their preferred substance is just an approximation that disregards multiple use issues. However, this is an innovative study that used adapted and validated instruments for its target population. To date, studies on sexual assertiveness in drug users are practically nonexistent. The present study explored the relationship between drugs, sexual assertiveness, and psychological states with a certain success. This study raises new questions. For example, the potential relationship between low sexual assertiveness and relapses in drug use should be explored in the future. The fact that cocaine users have fewer skills to refuse undesired sex when they are anxious raises the question of under which conditions these sexual relations take place and to what extent they are characterized by sexual victimization or risk sexual behaviors. Finally, it seems that young non-injection drug users have low skills to negotiate condom use. The prevention work conducted on the AIDS/VIH infection for decades seems to be successful in injection drug users. Is it necessary to design specific campaigns for non-injection drug users?

References

- Aguilar De Arcos, F., Verdejo García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., & Pérez García, M. (2008). Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a drogas. *Adicciones*, *20*, 117-124.
- Auslander, B. A., Perfect, M. M., Succop, P. A., & Rosenthal, S. L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, *20*, 157-62. doi:10.1016/j.jpag.2007.03.093
- Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *Journal of Sexual Medicine*, *6*, 1072-1080. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00707.x
- Bellis, M. A., Hughes, K., Calafat, A., Juan, M., Ramon, A., Rodriguez, J. A., ... Phillips-Howard, P. (2008). Sexual uses of alcohol and drugs and the associated health risks: a cross sectional study of young people in nine European cities. *BMC public health*, *8*, 155-166. doi:10.1186/1471-2458-8-155
- Brecklin, L. R., & Ullman, S. E. (2005) Self-defense or assertiveness training and women's responses to sexual attacks. *Journal of Interpersonal Violence*, *20*, 738-762. doi:10.1177/0886260504272894
- Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P., & Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, *26*, 119-131. doi: 10.1080/009262300278524
- Booth, R. E., Kwiatkowski, C. F., & Chitwood, D. D. (2000). Sex related HIV risk behaviors: differential risks among injection drug users, crack smokers, and injection drug users who smoke crack. *Drug and Alcohol Dependence*, *58*, 219-26. doi:10.1016/S0376-8716(99)00094-0
- Buela-Casal, G. & Agudelo Vélez, D. (2008). *IDER. Inventario de Depresión Estado-Rasgo. Manual*. Madrid: TEA.
- Calsyn, D. A., Hatch-Maillette, M., Tross, S., Doyle, S. R., Crits-Christoph, P., Song, Y.S., ... Berns, S. B. (2009) Motivational and skills training HIV/sexually

- transmitted infection sexual risk reduction groups for men, *Journal of Substance Abuse Treatment*, 37, 138-150. doi: 10.1016/j.jsat.2008.11.008.
- CDC. (2005). HIV/AIDS surveillance report: HIV infection and AIDS in the United States and dependent areas, 2005. Retrieved August 21, 2011, from <http://www.cdc.gov/hiv/topics/surveillance/basic.htm#hivaidsexposure>.
- Celentano, D., Latimore, A., & Mehta, S. (2008). Variations in sexual risks in drug users: Emerging themes in a behavioral context. *Current HIV/AIDS Reports*, 5, 212-218. doi: 10.1007/s11904-008-0030-4
- Chen, K. V., Banducci, A. N., Guller, L., Macatee, R. J., Lavelle, A., Daughters, S. B., & Lejuez, C.W. (in press). An examination of psychiatric comorbidities as a function of gender and substance type within an inpatient substance use treatment program. *Drug and Alcohol Dependence*. doi: 10.1016/j.drugalcdep.2011.03.003.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum.
- Crowell, T. L. (2004). Seropositive individuals willingness to communicate, self-efficacy, and assertiveness prior to HIV infection. *Journal of Health Communication*, 9, 395-424. doi: 10.1080/10810730490504125
- Cuevas, C. A., Finkelhor, D., Clifford, C., Ormrod, R. K., & Turner, H. A. (2010). Psychological distress as a risk factor for re-victimization in children. *Child Abuse & Neglect*, 34, 235-243. doi: 10.1016/j.chiabu.2009.07.004.
- Elkington, K. S., Bauermeister, J. A., & Zimmerman, M. A. (2010). Psychological distress, substance use, and HIV/STI risk behaviors among youth. *Journal of Youth and Adolescence*, 39, 514-27. doi: 10.1007/s10964-010-9524-7
- Garcia-Portilla, M. P., Saiz, P. A., Fonseca, E., Al-Halabi, S., Bobes-Bascaran, M. T., Arrojo, M., Benabarre, A., ... Bobes, J. (2010). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in patients with severe mental disorders. *The Journal of Sexual Medicine*, doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02043.x
- George, W. H., Davis, K. C., Norris, J., Heiman, J. R., Stoner, S. A., Schacht, R. L., ... Kajumulo, K. F. (2009). Indirect effects of acute alcohol intoxication on sexual

- risk-taking: The roles of subjective and physiological sexual arousal. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 538–550. doi: 10.1007/s10508-008-9346-9
- Gerrard, M., Gibbons, F. X., & Bushman, B. J. (1996). Relation between perceived vulnerability to HIV and precautionary sexual behavior. *Psychological Bulletin*, 119, 390–409. doi: 10.1037/0033-2909.119.3.390
- Ginzburg, K., Ein-Dor, T., & Solomon, Z. (2010). Comorbidity of posttraumatic stress disorder, anxiety and depression: A 20-year longitudinal study of war veterans. *Journal of Affective Disorders*, 123, 249-257. doi: 10.1016/j.jad.2009.08.006.
- Granados, M. R., Vallejo-Medina, P. & Sierra, J. C. (2012). Relación de la ansiedad y la depresión con la asertividad sexual. *Manuscript under revisión*.
- Greene, D. M., & Navarro, R. L. (1998). Situation-specific assertiveness in the epidemiology of sexual victimization among university women. *Psychology of Women Quarterly*, 22, 589-604. doi: 10.1111/j.1471-6402.1998.tb00179.x
- Guillén-Riquelme, A., & Buela-Casal, G. (2011). Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial del ítem en el State Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema*, 23, 510-515.
- Haavio-Mannila, E., & Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 26, 399-419. doi: 10.1023/A:1024591318836
- Hurlbert, D. F. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: a comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190. doi: 10.1080/00926239108404342
- Hurlbert, D. F., Singh, D., Menendez, D. A., Fertel, E. R., Fernández, F., & Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Johnson, S. D., Phelps, D. L., & Cottler, L. B. (2004). The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Archives of Sexual Behavior*, 33, 55-63. doi:10.1023/B:ASEB.0000007462.97961.5a
- Keller, A., McGarvey, E. L., & Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14).

Journal of Sex & Marital Therapy, 32, 43–52. doi:
10.1080/00926230500232909

- Laurent, S. M., & Simons, A. D. (2009). Sexual dysfunction in depression and anxiety: Conceptualizing sexual dysfunction as part of an internalizing dimension. *Clinical Psychology Review*, 29, 573–585. doi:10.1016/j.cpr.2009.06.007
- Lehrer, J. A., Shrier, L. A., Gortmaker, S., & Buka, S. (2006). Depressive symptoms as a longitudinal predictor of sexual risk behaviors among US middle and high school students. *Pediatrics*, 118, 189–200. doi: 10.1542/peds.2005-1320
- Leigh, B. C., Ames, S. L., & Stacy, A. W. (2008). Alcohol, drugs, and condom use among drug offenders: An event-based analysis. *Drug and Alcohol Dependence*, 93, 38-42. doi:10.1016/j.drugalcdep.2007.08.012.
- Livingston, J. A., Testa, M., & VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, 13, 298-313. doi: 10.1177/1077801206297339
- MacNeil, S., & Byers, E. (1997). The relationships between sexual problems, communication, and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 6, 277-283.
- Maisto, S. A., Carey, M. P., Carey, K. B., & Gordon C. M. (2002). The effects of alcohol and expectancies on risk perception and behavioral skills relevant to safer sex among heterosexual young adult women. *Journal of Studies on Alcohol*. 63, 476-485.
- Maisto, S. A., Carey, M. P., Carey, K. B., Gordon, C. M., & Schum, J. L. (2004). Effects of alcohol and expectancies on HIV-related risk perception and behavioral skills in heterosexual women. *Experimental & Clinical Psychopharmacology*, 12, 288–297. doi: 10.1037/1064-1297.12.4.288
- Ménard, A., & Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 18, 35-45.
- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R., & Burkholder G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73,

790-804. doi: 10.1037/0022-3514.73.4.790

- Morokoff, P. J., Redding, C. A., Harlow, L. L., Cho, S., Rossi, J. S., Meier, K. S., ... Brown-Peterside, P. (2009). Associations of sexual victimization, depression, and sexual assertiveness with unprotected sex: A test of the multifaceted model of HIV risk across gender. *Journal of Applied Biobehavioral Research, 14*, 30-54. doi: 10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x
- Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A. M. & Kim, N. N. (2003). Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urology, 62*, 187-192. doi: 10.1016/S0090-4295(03)00245-0
- Noar, S. M., Carlyle, K., & Cole, C. (2006). Why communication is crucial: Meta-analysis of the relationship between safer sexual communication and condom use. *Journal of Health Communication, 11*, 365-390. doi: 10.1080/10810730600671862
- Palha, A. P., & Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal of Sex & Marital Therapy, 28*, 427-437. doi: 10.1080/00926230290001547
- Raj, A., Saitz, R., Cheng, D., & Winter, M. (2007). Associations between alcohol, heroin, and cocaine use and high risk sexual behaviors among detoxification patients. *The American journal of Drug and Alcohol Abuse, 33*, 169-178. doi:10.1080/00952990601091176
- Ramrakha, S., Caspi, A., Dickson, N., Moffitt, T. E., & Paul, C. (2000). Psychiatric disorders and risky sexual behaviour in young adulthood: Cross sectional study in birth cohort. *British Medical Journal, 321*, 263-266. doi: 10.1136/bmj.321.7256.263
- Rickert, V. I., Neal, W. P., Wiemann, C. M., & Berenson, A. B. (2000). Prevalence and predictors of low sexual assertiveness. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology, 13*, 88-89. doi:10.1016/S1083-3188(00)00016-4
- Ross, M. W., & Williams, M. L. (2001). Sexual behavior and illicit drug use. *Annual Review of Sex Research, 12*, 290-310.

- Salo, R., Flower, K., Kielstein, A., Leamon, M. H., Nordahl, T. E., & Galloway, G. P. (2011). Psychiatric comorbidity in methamphetamine dependence. *Psychiatry Research, 186*, 356-361. doi: 10.1016/j.psychres.2010.09.014.
- Santos-Iglesias, P., & Sierra, J.C. (2010). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: a study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports, 107*, 39-57. doi: 10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57
- Santos-Iglesias, P. & Sierra, J. C. (2010). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 10*, 553-577.
- Santos-Iglesias, P., Sierra, J. C. y Vallejo-Medina, P. (in press). Predictors of sexual assertiveness: The role of sexual desire, arousal, attitudes, and partner abuse. *Archives of Sexual Behavior*.
- Santos-Iglesias, P., Vallejo-Medina, P. y Sierra, J.C. (2012). Equivalence and standard scores of the Hurlbert Index of Sexual Assertiveness across Spanish men and women. Manuscript under revision.
- Schooler, D., Ward, L. M., Merriwether, A., & Caruthers, A. S. (2005). Cycles of shame: menstrual shame, body shame, and sexual decision-making. *Journal of Sex Research, 42*, 324-334. doi: 10.1080/00224490509552288
- Shacham, E., & Cottler, L. (2010). Sexual behaviors among club drug users: prevalence and reliability. *Archives of Sexual Behavior, 6*, 1331-1341. doi: 10.1007/s10508-009-9539-x.
- Sherman, S. G., Sutcliffe, C., Srirojn, B., Latkin, C. A., Aramratanna, A., & Celentano, D. D., (2009). Evaluation of a peer network intervention trial among young methamphetamine users in Chiang Mai, Thailand. *Social Science & Medicine, 68*, 69-79. doi:10.1016/j.socscimed.2008.09.061
- Shrier, L. A., Harris, S. K., Sternberg, M., & Beardslee, W. R. (2001). Associations of depression, self-esteem, and substance use with sexual risk among adolescents. *Preventive Medicine, 33*, 179–189. doi:10.1006/pmed.2001.0869
- Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P., & Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales de Psicología, 27*, 17-26.

- Smith, J. F., Breyer, B. N., Eisenberg, M. L., Sharlip, I. D., & Shindel, A. W. (2010). Sexual function and depressive symptoms among male north american medical students. *The Journal of Sexual Medicine*, 7, 3909–3917. doi: - 10.1111/j.1743-6109.2010.02033.x
- Spielberger, C. D. (2008). *IDER. Inventario de Depresión Estado-Rasgo*. Madrid: TEA.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. (1982). *Manual del Cuestionario de Ansiedad Estado/Rasgo (STAI) (3a. ed.)*. Madrid: TEA.
- Stoner, S. A., Norris, J., George, W. H., Morrison, D. M., Zawacki, T., Davis, K. C., & Hessler, D. M. (2008). Women's condom use assertiveness and sexual risk-taking: effects of alcohol intoxication and adult victimization. *Addictive Behaviors*, 33, 1167-1176. doi:10.1016/j.addbeh.2008.04.017
- Swendsen, J., Conway, K. P., Degenhardt, L., Glantz, M., Jin, R., Merikangas, K. R., ... Kessler, R. C. (2010). Mental disorders as risk factors for substance use, abuse and dependence: results from the 10-year follow-up of the National Comorbidity Survey. *Addiction*, 105, 1117–1128. doi: 10.1111/j.1360-0443.2010.02902.x
- Teplin, L. A., Elkington, K. S., McClelland, G. M., Abram, K. M., Mericle, A. A., & Washburn, J. J. (2005). Major mental disorders, substance use disorders, comorbidity, and HIV-AIDS risk behaviors in juvenile detainees. *Psychiatric Services*, 56, 823–828. doi: 10.1176/appi.ps.56.7.823
- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2009). Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones*, 21, 221-228.
- Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2010). Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. *Sexuality and Disability*, 28, 105-118. doi:10.1007/s11195-010-9146-8
- Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (in press a). Adaptation, equivalence, and validation of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Drugs (CSFQ-D) in a sample of drug-dependent males. *Journal Sex & Marital Therapy*.

- Vallejo-Medina, P. & Sierra, J. C. (2012a). Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users. Manuscript under revision.
- Vallejo-Medina, P., & Sierra, J.C (2012b). Effect of drug use and influence of abstinence on sexual functioning in a Spanish male drug-dependent sample: a multi-site study. Manuscript under revision.
- Vallejo- Medina, P., & Sierra, J. C. (in press b). Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo. *Psicothema*.
- Vallejo-Medina, P., Sierra, J. C., Araujo Gallego, M., Casete Fernández, L., Diaz Castro, E., Fraga Rodríguez, R. M., ... Lage López, M. T. (2011, april). Desarrollo y validación de una escala breve de diagnóstico de trastornos por uso de sustancias. El Cuestionario de Consumo de Sustancias (CSS). Paper presented in XXXVIII Jornadas Nacionales de Socidrogalcohol. Madrid, España.
- Young, M. A. (1993). Supplementing tests of statistical significance: Variation accounted for. *Journal of Speech and Hearing Research*, 36, 644-656.
- Zablotsky, D., & Kennedy, M. (2003). Risk factors and HIV transmission to midlife and older women: knowledge, options, and the initiation of safer sexual practices. *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, 33, 122-130.
- Zurbriggen, E. L., Gobin, R. L., & Freyd, J. J. (2010). Childhood emotional abuse predicts late adolescent sexual aggression perpetration and victimization. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 19, 204-223. doi: 10.1080/10926770903539631

DISCUSIÓN

Discusión

El objetivo central de la presente Tesis Doctoral ha sido evaluar la asertividad sexual y el funcionamiento sexual en varones drogodependientes. Para ello se ha considerado indispensable emplear autoinformes adaptados, fiables y válidos para este tipo de población. Así, en primer lugar, se ha validado una versión del *Changes in Sexual Functioning Questionnaire* (CSFQ) que ha mostrado ciertas limitaciones (Artículo 1). Las limitaciones de este primer estudio se han depurado en el segundo artículo, en el que se ha obtenido una versión adaptada del CSFQ (el CSFQ-D) que ha mostrado ser fuertemente invariante e insesgada con respecto a una muestra no consumidora de drogas. Con estos dos estudios se ha logrado obtener un cuestionario apto para evaluar el funcionamiento sexual en varones drogodependientes. A continuación, en los Artículos 3 y 4, se ha validado la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) en una muestra de hombres y mujeres extraídos de la población general. Se ha optado por emplear este tipo de muestra en un primer momento debido a que hasta la fecha ninguna escala sobre asertividad sexual había sido validada con anterioridad en España. Las propiedades psicométricas de la SAS han sido óptimas, habiéndose observado tanto una buena fiabilidad en las subescalas como una validez de constructo coherente con la presentada en la versión original. Además, el cuestionario se ha mostrado estrictamente invariante, con un sesgo mínimo –que ha sido despreciado- entre su forma femenina y masculina. Finalmente, se han presentado los baremos para la escala, diferenciados para hombres y mujeres en tres rangos de edades diferentes. En el Artículo 5, se ha adaptado y validado la SAS en una muestra de varones drogodependientes, mostrándose igualmente apta para evaluar la asertividad sexual en esta población. Para finalizar, y una vez demostrado que los cuestionarios que se iban a emplear eran adecuados, se ha procedido a evaluar el funcionamiento sexual (Artículo 6) y la asertividad sexual (Artículo 7) de una muestra de varones drogodependientes. En el primer caso se ha observado un peor funcionamiento sexual centrado, sobre todo, en el placer sexual y en el orgasmo; estas dos áreas muestran un funcionamiento sexual significativamente peor para todas las sustancias evaluadas. En estos pacientes no parece observarse una mejora del funcionamiento sexual relacionada con la abstinencia. Además, se ha apreciado como el daño en el funcionamiento sexual no se recuperaría espontáneamente tras tres semanas de abstinencia -como se pensaba hasta la fecha-, sino que parece ser un problema con una mayor duración. Finalmente, se ha evaluado la asertividad sexual de

pacientes drogodependientes, observándose tanto un perjuicio en la asertividad sexual de inicio en los varones drogodependientes del rango de edad 35-49 años, como una peor asertividad sexual de prevención de embarazo y enfermedades de transmisión sexual en el grupo de varones consumidores jóvenes (18-34 años). También se examinó la posible influencia de la ansiedad y la depresión, observando como la ansiedad rasgo se relaciona de forma significativa con la asertividad sexual, existiendo una mayor influencia sobre los consumidores de heroína y cocaína.

A continuación, se lleva a cabo una discusión de los resultados ajustada a las cuatro estudios que agrupa esta Tesis Doctoral.

Estudio 1

El primer estudio responde a una demanda básica de toda investigación que emplee como método de evaluación los autoinformes: hacer uso de instrumentos fiables, válidos y adaptados a la población diana. Si bien es cierto que existen cuestionarios que evalúan el funcionamiento sexual con ciertas garantías psicométricas, hasta la fecha ningún estudio había adaptado este tipo de autoinformes a población consumidora de droga. Es más, muchos de los trabajos revisados o bien emplean preguntas simplistas y reduccionistas (Peugh y Belenko, 2002) o usan ítems sin ningún rigor psicométrico, utilizando incluso en ocasiones una sola pregunta general. De esta forma, el primer objetivo de la Tesis Doctoral fue validar un cuestionario para evaluar el funcionamiento sexual en varones consumidores de drogas. Para ello, y aprovechando que había sido previamente validado en nuestro país, tanto en población normal como en pacientes depresivos (Bobes et al., 2000), se optó por validar el CSFQ-14 (Clayton et al., 1997; Keller et al., 2006). Con este fin fueron evaluados 104 varones consumidores de droga.

Los resultados -en consonancia con otras investigaciones (Bobes et al., 2000; Clayton et al., 1997; Garcia-Portilla et al., 2011; Keller et al., 2006)- mostraron, en general, unas propiedades psicométricas adecuadas. Se ha observado, tanto una adecuada fiabilidad como una buena validez externa. Además, las propiedades psicométricas de los ítems son apropiadas. No obstante, la dimensionalidad de la escala se mostró ambigua. La validez de constructo muestra tres factores (*Deseo, Placer y Excitación-Orgasmo*). Esta factorización implica ciertos problemas. Primero, la fusión

en un solo factor de la excitación y el orgasmo, que al menos a nivel teórico representan dimensiones independientes, supone -pese a que otros autores también encontraron estos problemas (Bobes et al., 2000; García-Portillo et al., 2011; Keller et al., 2006)- una pérdida de información muy útil en un análisis clínico. Segundo, la subescala *Deseo* -formada por un solo ítem- no parece ser capaz de representar globalmente la totalidad del constructo que se desea evaluar. Y, por último, los ítems 10 (*¿Cada cuánto tienes erecciones prolongadas y dolorosas?*) y 14 (*¿Cada cuánto tienes orgasmos dolorosos?*) no parecen evaluar correctamente el constructo deseado (excitación y orgasmo, respectivamente), por lo que, al igual que en otros estudios (Bobes et al., 2000; Clayton et al., 1997; Garcia-Portilla et al., 2011; Keller et al., 2006) estos ítems fueron eliminados. Así, la existencia de un factor en el que excitación y orgasmo se fusionaban, la presencia de un solo ítem para evaluar deseo y el uso de dos ítems que no parecían evaluar el constructo deseado, nos hicieron replantear la adecuación de esta escala para población de drogodependientes.

En el Artículo 2 supone una continuación del trabajo descrito anteriormente. A partir de las limitaciones que el CSFQ-14 había mostrado en una muestra de consumidores de drogas, se realizó una adaptación (la CSFQ-D), que fue validada posteriormente en una muestra de varones drogodependientes. En la adaptación a drogodependientes, se eliminaron desde un principio los ítems 10 y 14 que no evaluaban el funcionamiento sexual de los pacientes. Se redactaron tres nuevos ítems que evaluaran el deseo para reforzar al único ítem que lo hacía originalmente. Además, el lenguaje empleado en las preguntas se hizo más llano, se eliminaron las redundancias haciendo su comprensión más fácil. Por último, el lenguaje sexual técnico fue sustituido por un lenguaje más coloquial de forma que pudiera ser comprendido por personas de cualquier nivel educativo.

El nuevo cuestionario fue administrado a 301 varones drogodependientes (según criterios DSM-IV-R) y a 202 varones no consumidores de drogas. Las propiedades psicométricas obtenidas para el nuevo cuestionario fueron adecuadas. Además, la dimensionalidad de la escala que se mostraba inestable a través de diferentes culturas y/o muestras clínicas (Bobes et al., 2000; Clayton et al., 1997; Garcia-Portilla et al., 2011; Keller et al., 2006), finalmente, se ha mostrado consistente. Así, parece ser que una estructura tetrafactorial (*Placer, Deseo, Excitación y Orgasmo*) es la que mejor se ajusta a esta escala, o al menos así parece extraerse de los resultados obtenidos a partir

del cálculo de invarianza. Con esta técnica no solo se ha confirmado un buen ajuste de esta dimensionalidad para la muestra de varones drogodependientes, sino que también se ha comprobado que la dimensionalidad es fuertemente invariante con respecto a la muestra de varones no consumidores de drogas. El nivel fuerte de invarianza alcanzado nos permite comparar las medias de los factores de ambas muestras, minimizando el sesgo, ya que ambas formas son equivalentes (Dimitrov, 2010). Además, al no observarse DIF, no parece existir sesgo en la interpretación de los ítems con respecto al grupo de procedencia (drogodependiente o no consumidor) de los participantes. De tal forma, el mero hecho de pertenecer a uno u otro grupo no sesga la forma en que los ítems son contestados (Hidalgo, Gómez y Padilla; 2005).

Una vez confirmada la estructura factorial de la escala y la ausencia de sesgo se examinaron algunas propiedades psicométricas de los ítems. Todos los resultados obtenidos indican una adecuada capacidad métrica. La fiabilidad de las subescalas es adecuada, si bien para la subescala *Orgasmo* es baja, sobre todo en la muestra no consumidora de drogas (alfa de Cronbach = 0,45). Este mismo alfa fue observado por Clayton et al. (1997) y Keller et al. (2006).

Respecto a la validez externa, se observó un peor funcionamiento sexual en varones consumidores de drogas con un promedio de un año de abstinencia. Estos resultados contradicen directamente a los encontrados por Cocores, Miller, Pottash y Gold (1988) o Rojas-García y Sierra (2011). Es posible que los efectos físicos derivados del uso de la sustancia pueda desaparecer tras tres semanas -como postulan Cocores et al.-, pero el condicionamiento causado por la asociación entre práctica sexual y problemas sexuales no desaparecería tan pronto. Así, los resultados obtenidos en este estudio apuntan en el sentido de los expuestos por Bang-Ping (2009), Cioe, Friedmann y Stein (2010) o Palha y Esteves (2002, 2008), quines señalan un peor funcionamiento sexual en los pacientes consumidores.

Por tanto, en el presente estudio se ha conseguido confirmar una estructura factorial coherente teóricamente para la CSFQ-D, fuertemente invariante entre el grupo consumidor y el no consumidor y con un contenido insesgado para ambos grupos. La escala muestra una fiabilidad adecuada, siendo óptimas todas las propiedades psicométricas de los ítems. Además, todas las subescalas se ven representadas por un número suficiente de ítems -15 en total- lo que convierte a la escala en un instrumento

breve, fiable y válido para evaluar el funcionamiento sexual tanto de los varones drogodependientes como de los varones no consumidores.

Estudio 2

Siguiendo las pautas del Estudio 1, el objetivo de este Estudio 2 fue validar un cuestionario de asertividad sexual en varones drogodependientes. En este caso existía una limitación añadida y era que hasta la fecha no se había validado ninguna escala de asertividad sexual ni en España, ni en español. Así, antes de abordar la validación en drogodependientes, se procedió a validar la escala en población no clínica (Artículos 3 y 4).

En primer lugar se seleccionó entre los cuestionarios existentes que evaluaban la asertividad sexual el que mejor se adecuaba a los objetivos y necesidades de esta Tesis Doctoral. La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS; Morokoff et al., 1997) es una escala desarrollada a partir de la definición del constructo de la asertividad sexual, que además incorpora todos los componentes de ésta. La escala original fue desarrollada cuidando sus propiedades psicométricas y la validación americana había ofrecido buenos resultados en este sentido. Además, se trata de una escala breve. La SAS fue por tanto la escala elegida para su validación en nuestro país y en población drogodependiente.

Un total de 853 personas (400 varones y 453 mujeres) formaron la muestra del primer estudio. El análisis de las propiedades de los ítems arrojó resultados adecuados en general (Carretero-Dios y Pérez, 2005). Y, tanto el Análisis Factorial Exploratorio, como el Confirmatorio replicaron con exactitud la dimensionalidad original de la escala (*Inicio, Rechazo y E-ETS*) (Morokoff et al., 1997). La validez externa, con correlaciones moderadas con otra escala de asertividad sexual, el *Hurlbert Index of Sexual Assertiveness* (Hurlbert, 1991; en español Santos-Iglesias y Sierra, 2010b; Santos-Iglesias, Vallejo-Medina y Sierra, 2012) y bajas con otros constructos afines (aserción en la pareja, habilidades sociales y ajuste diádico), señalan buenos indicadores de validez de las medidas de la escala. De esta forma, la SAS compuesta por 18 ítems, parece ser una escala adecuada para evaluar la asertividad sexual en población general. No obstante, en contextos anglosajones la escala había sido empleada casi de forma exclusiva en mujeres, y nada se sabía acerca de sus propiedades psicométricas en hombres. Si bien en este estudio, las propiedades psicométricas son analizadas tanto

para hombres como para mujeres, hemos considerado necesario ahondar un poco más en la versión de los varones no clínicos, antes de evaluar a los varones drogodependientes.

Por tanto, en el segundo artículo del Estudio 2 se ha puesto a prueba la equivalencia de la SAS entre hombres y mujeres. Se trata de una profundización psicométrica en una escala que pese a haber sido ampliamente empleada en diferentes países, no ha recibido excesiva atención psicométrica. Para esta investigación se han empleado las respuestas de 4.034 personas que contestaron la SAS. El objetivo fue analizar, tanto la equivalencia factorial (mediante el cálculo de invarianza bajo el procedimiento *Mean and Covariance Structures Analysis*, MACS) como la equivalencia métrica (empleando Funcionamiento Diferencial del Ítem, DIF) de la escala, entre hombres y mujeres. Además, se presentan los baremos de la escala diferenciados por sexo y edad. Los resultados han demostrado que la factorización demostrada en el artículo anterior no es invariante entre sexos, de tal forma que se ha modificado ligeramente (covariando los errores de los ítems redactados de forma inversa de cada escala entre ellos). Así, la nueva dimensionalidad se ha mostrado estrictamente invariante. Este nivel de invarianza alcanzado –el más alto de los puestos a prueba– implica la posibilidad, no solo de comparar las medias de los ítems y de los factores de hombres y mujeres con un sesgo mínimo, sino que además permite afirmar que la medida es igual de precisa en ambos grupos (Dimitrov, 2010).

La equivalencia factorial hallada ha sido secundada por la presencia anecdótica de Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF). Solo 1 de los 18 ítems ha mostrado DIF de tipo no uniforme, aunque éste ha sido -al comprobar que no afectaba a la escala- finalmente despreciado. De esta forma se ha demostrado, que al menos en nuestra muestra, la SAS en varones y la SAS en mujeres pueden emplearse y compararse con una presencia de sesgo mínima.

Finalmente, se han analizado algunas diferencias en asertividad sexual entre mujeres y hombres. Se observa como la asertividad sexual referida a iniciar relaciones sexuales en los varones apenas se modifica con la edad (disminuye un solo punto). Una tendencia similar se encuentra en las mujeres, quienes mantienen las puntuaciones parecidas entre los 18 y 49 años, pero bajan 4 puntos (casi una desviación típica) al superar los 49 años, encontrándose diferencias significativas entre hombres y mujeres solo en el último rango de edad. Esto podría deberse a que por encima de los 50 años

nos hallamos con una cohorte que ha sido educada en función de los roles tradicionales de género (Morokoff et al., 2009), donde las mujeres juegan un rol pasivo y esperan a que sea el varón quien inicie la relación (Metts y Spitzberg, 1996; Muehlenhard y McCoy, 1991). Estos resultados son congruentes con los informados por otros estudios recientes (Morokoff et al., 2009; Štulhofer et al., 2007), que se distancian de los roles tradicionales de género. No obstante, la presencia de DIF moderado en uno de los ítems podría estar indicando la existencia de un efecto de los roles tradicionales (Gutiérrez-Quintanilla, Rojas-García y Sierra, 2010; Legido-Marín y Sierra, 2010; Morokoff et al., 2009; Sierra, Rojas, Ortega y Martín Ortiz, 2007). Respecto a la subescala *Rechazo*, las mujeres puntúan significativamente más alto en asertividad sexual de rechazo que los hombres de su misma edad. Otros estudios también van en esta dirección; así Štulhofer et al. (2007) señalan que las mujeres tienen mayor asertividad de rechazo que los hombres. Estos resultados sí apuntan directamente hacia los roles tradicionales, donde se considera a la mujer la restrictora del acceso al sexo (Simon y Gagnon, 2003). Por último, en todos los rangos de edad se han observado diferencias significativas con puntuaciones más elevadas para las mujeres en E-ETS. Ellas muestran más asertividad sexual de E-ETS, pese a que tradicionalmente el condón ha sido asociado al control masculino y que las mujeres que lo llevan hayan sido asociadas con baja moralidad (Ramos, Díaz, Saldívar y Martínez, 1999). Es posible que nos encontremos también en esta escala con un cambio con respecto a ideas tradicionales y que sean las mujeres – que tienen mayor riesgo de contagio de VIH- las que más asertividad sexual de E-ETS tengan. Finalmente, la elaboración de baremos en función del sexo y edad aporta una información muy útil a la hora de interpretar los resultados de la escala.

En definitiva, a partir de este artículo se puede considerar suficientemente probado que el SAS es un cuestionario válido y fiable en población no clínica.

Ahora que se ya se disponía de un instrumento fiable y válido para evaluar la asertividad sexual en muestra no clínica española, se procedió a adaptar la SAS en una muestra de varones drogodependientes. Basándonos en la experiencia obtenida validando otras escalas de sexualidad en varones consumidores, se simplificó el lenguaje, vulgarizado algunos términos. Esta adaptación fue administrada a 326 varones drogodependientes y a 322 varones no clínicos. Los análisis estadísticos realizados siguieron la misma línea de los trazados anteriormente. La nueva adaptación para varones drogodependientes ha mostrado una estructura trifactorial con los mismos

factores propuestos por Morokoff et al. (1997), que ya habían sido replicados en esta Tesis con anterioridad. Además, esta estructura se ha mostrado estrictamente invariante entre ambas muestras. No obstante, al realizar el DIF, se ha observado la presencia de DIF en el ítem 1 (*Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo*) y el 14 (*Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón aunque yo quiera usarlo*). El DIF observado en el ítem 14, no parece afectar a la escala, pero el observado en el ítem 1 -tras realizar el pertinente proceso de purificación- sí parece hacerlo habiendo alcanzado un nivel de DIF alto. La presencia de un DIF elevado implica la necesidad de eliminar la puntuación del ítem 1 cuando el objetivo de la evaluación sea comparar las puntuaciones de la población clínica con la no clínica, de tal forma que en el siguiente estudio, la puntuación del ítem 1 debería ser descartada.

Las propiedades psicométricas de los ítems son adecuadas, habiéndose observado una fiabilidad en esta escala óptima, que se enmarca en el rango histórico observado en la SAS (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). Finalmente, la validez externa ha mostrado correlaciones en la dirección esperada entre el funcionamiento sexual y la subescala *Inicio* (Hurlbert et al., 2005; Ménard y Offman, 2009) y entre la asertividad de E-ETS y el ratio de sexo seguro (al igual que Morokoff et al., 2009). Por tanto, la presente validación de la SAS parece ser adecuada para evaluar la asertividad sexual de los varones drogodependientes, permitiendo la comparación de las puntuaciones de éstos con las de un grupo control, sin sesgo alguno. Eso sí, el ítem 1 deberá ser eliminado si el fin de la evaluación es comparar entre ambos grupos.

Estudio 3

Llegados a este punto, y habiendo sido adaptados dos instrumentos que nos permiten evaluar el funcionamiento sexual y la asertividad sexual en sujetos drogodependientes con un sesgo minimizado y con unas garantías psicométricas adecuadas, el Estudio 3 trata de explorar el funcionamiento sexual de estos pacientes.

Un total de 549 varones drogodependientes y 356 varones no consumidores de sustancias fueron evaluados en el presente estudio. Los resultados indicaron un funcionamiento sexual moderadamente perjudicado para todas las áreas del funcionamiento evaluadas (deseo, placer, excitación y orgasmo). A continuación, y puesto que en estudios anteriores de esta misma Tesis se habían observado diferencias

entre las sustancias principales de consumo, se procedió a evaluar cómo las distintas drogas afectaban al funcionamiento sexual.

La heroína, el *speedball* y el alcohol parecen afectar a todas las áreas del funcionamiento sexual evaluadas. La mayoría de estudios consultados (Aguilar et al. 2008; Bang-Ping, 2009; Cioe et al., 2010; Dişsiz y Oskay, 2011; Geroge et al., 2009; Palha y Esteves, 2002; Quaglio et al., 2008) ya ofrecían resultados que apuntaban a un daño en el funcionamiento sexual de estos pacientes, si bien es cierto nuestros resultados contradicen parcialmente a aquellos que argumentan que el alcohol produce disfunción eréctil temporal (Buffum et al., 1998; Money, Leal y Gonzalez-Heydrich 1988; Roerich y Kinder 2002). No ponemos en duda que esto sea así, pero parece ser que el problema de disfunción eréctil no es tan efímero, ya que en nuestra muestra, tras casi un año de abstinencia, todavía se observa una peor función eréctil.

El cannabis afecta a casi todas las áreas evaluadas (no han sido observadas diferencias significativas en la excitación). No obstante, el tamaño de efecto observado es prácticamente despreciable para todas las áreas, excepto para el placer. Esto podría indicar que en abstinencia solo el placer estaría perjudicado en estos pacientes. En general, las investigaciones sobre las implicaciones que el consumo de marihuana tiene sobre el funcionamiento sexual son bastante contradictorias (Shamloul y Bella, 2011), asumiéndose que el tipo de contacto sexual y la dosis consumida pueden modular mucho los efectos (Mckay, 2005; Paradis, 1998). No obstante, los datos en pacientes en abstinencia son prácticamente inexistentes. Así, el perjuicio hallado, que se concentra sobre todo en el placer, podría suponer un avance en el conocimiento de la disciplina, donde los estudios más novedosos empiezan a confirmar la tendencia a presentarse un peor funcionamiento sexual en estos pacientes (Christensen, Grønbæk, Pedersen, Graugaard y Frisch, 2011; Smith et al., 2010).

Los consumidores de cocaína y cocaína+alcohol han mostrado un patrón muy similar, por tanto, la discusión sobre los efectos que causan en el funcionamiento sexual se han realizado de forma conjunta. Por un lado, ni el deseo, ni la excitación parecen verse afectados de forma significativa por la cocaína. Por otro lado, tanto la cocaína, como ésta combinada con el alcohol, parecen tener un efecto negativo a largo plazo sobre el placer y el orgasmo. Ninguno de los estudios consultados previamente había mostrado al placer como una de las áreas dañadas, a pesar de que los problemas sexuales asociados a esta sustancia son múltiples: dispareunia, baja excitación.

(Johnson, Phelps y Cottler, 2004), anorgasmia, reducción del deseo (San Molina, 2003; Weatherb et al., 1992), disfunción eréctil (Fecik 1998; MacDonal, Waldorf, Reinerman y Murphy, 1988) y priapismo (Fiorelli, Manfrey, Belkoff y Finkelstein, 1990; Munarriz, Hwang, Goldstein, Traish y Kim, 2003). El orgasmo también parece verse afectado por la cocaína y en menor medida por lo cocaína+alcohol.

En definitiva, de los resultados hallados en este estudio se extrae que, al contrario de lo que se pensaba hasta la fecha (Cocores et al., 1988), el daño ocasionado en el funcionamiento por un consumo continuado de sustancias psicoactivas no desaparecería tan pronto como se pensaba, ya que tras 14 meses de abstinencia, los pacientes aquí evaluados mantienen un peor funcionamiento sexual, el cual no parece vaya a mejorar por el mero hecho de cejar el consumo de la sustancia.

Estudio 4

De la misma forma que se ha realizado con el funcionamiento sexual, el último objetivo de la presente Tesis ha sido explorar la posibilidad de que la asertividad sexual de los pacientes drogodependientes fuera menor de lo normal. Para ello, un total de 356 varones no consumidores participaron en este estudio formando el grupo control, mientras que el grupo de consumidores de sustancia se compone de 556 varones drogodependientes; de estos últimos 257 fueron empleados también en la segunda parte del estudio que recordamos era evaluar la posible influencia de la ansiedad y la depresión sobre la asertividad sexual de estos pacientes.

De forma general, la asertividad sexual de inicio, la cual está vinculada con el funcionamiento sexual, se ve perjudicada en población drogodependiente, aunque el tamaño de efecto observado es pequeño. Ahora bien, al examinar por edades el perjuicio en inicio parece centrarse en el grupo de edad central (35-49 años). En este rango de edad las diferencias no solo son significativas, sino que presentan un tamaño de efecto moderado. La sustancia que parece tener un mayor impacto sobre Inicio es la heroína, con un tamaño de efecto moderado. Esto es coherente con los resultados expuestos en el Estudio 3 y con los de Aguilar et al. (2008), ya que la heroína parece ser la sustancia que peores consecuencias tiene sobre el funcionamiento sexual. Solo las drogas excitantes parecen no afectar a la asertividad sexual de inicio. Por otro lado, y según se extrae de los datos, la depresión (estado, sobre todo) correlaciona de forma negativa con

inicio en los consumidores de sustancias opioides, que recordamos eran quienes ya mostraban peor asertividad de inicio. Así pues, la conjunción de depresión y heroína parece ser especialmente grave para esta faceta de la asertividad sexual.

La asertividad sexual de rechazo, vinculada al sexo no deseado y a la victimización sexual, no parece verse dañada en la muestra de este estudio. No obstante, la ansiedad y la depresión podrían desestabilizar esta normalidad si atendemos a los datos. Por un lado, aunque no con gran magnitud, la asertividad de rechazo correlaciona negativamente con la ansiedad en los consumidores de cocaína, y la ansiedad estado de forma positiva con la heroína. Por otro lado, existe una relación negativa entre depresión estado y rechazo en consumidores de cocaína+alcohol. Estos resultados, sobre todo en lo que concierne a la cocaína, podrían estar matizando los obtenidos por Shacham y Cottler (2010), quienes observaron que un 8,60 % de los consumidores de cocaína y metanfetaminas habían experimentado contacto sexual no deseado.

Los jóvenes –la población que más riesgo tiene de contagio de ETS (Centers for Disease Control and Prevention {CDC, 2005})- son precisamente los que peor asertividad sexual tienen. Diferencias significativas con un tamaño de efecto moderado así lo indican. Una baja habilidad para negociar el uso del condón tiene consecuencias. En la muestra de este estudio solo se emplea condón con la mitad de las parejas sexuales que los pacientes tienen. Solo los consumidores de heroína (droga arquetípica intraparenteral) no muestran una peor asertividad sexual de E-ETS. Al extrapolar las puntuaciones de los consumidores de alcohol, cocaína, cocaína+alcohol, cannabis y *speedball* a los baremos obtenidos para varones en España, para este mismo rango de edad (obtenidos previamente en esta Tesis) se encuentra que la media de estos consumidores se sitúa entre el percentil 35 y 25. Por otro lado, solo la ansiedad como rasgo parece relacionarse negativamente con la E-ETS en consumidores de cocaína. Estos resultados ponen de manifiesto la necesidad de crear e implementar programas de educación afectivo-sexual para estos pacientes, donde la asertividad sexual sea un pilar clave. Por ejemplo, Sherman et al. (2009) crearon un programa con componentes de asertividad sexual en consumidores de metanfetaminas consiguiendo tanto una reducción del consumo de sustancias, como un incremento moderado del uso del condón hasta 12 meses después de la finalización del programa.

Limitaciones y líneas futuras

El estudio de la sexualidad de personas drogodependientes conlleva una serie de dificultades ligadas a su estudio. Por un lado, existe una serie de limitaciones en la evaluación tanto de la sexualidad como de las drogas que son inherentes a esta línea de investigación. La imposibilidad de evaluar los constructos de forma precisa, debido a la falta de métodos precisos (o lo costoso de estos), hace o bien que mucha de la información recopilada sea fruto de autoinformes o basada en aproximaciones y generalizaciones. Por otro lado, las implicaciones éticas en la investigación sobre esta temática están patentes y no pueden comprometer ni la libertad del sujeto, ni el tratamiento bajo el que se encuentra, ni a la actividad del centro terapéutico. Además, algunos de las cuestiones abordadas en esta Tesis Doctoral son -al menos, hasta donde conocemos- no se habían abordado en ninguna investigación previo, con la dificultad extra que esto entraña. Por ello, la presente Tesis no está ausente de limitaciones e imprecisiones que deberán pulirse en estudios futuros.

Consideramos importante plantear en el futuro estudios longitudinales desde el primer momento de abstinencia hasta el final del tratamiento. Asimismo, emplear medidas psicofisiológicas en la evaluación de algunas áreas del funcionamiento sexual sería una opción igualmente interesante. De la misma forma, replicar estos estudios en mujeres debe ser una cuestión prioritaria. Un área de especial interés sería evaluar como los problemas en el funcionamiento sexual afectan a la rehabilitación de estos pacientes (relaciones intrapersonales, recaídas, motivaciones, etc.). Sin olvidar la necesidad de implementar de forma consistente programas de educación sexual, en los que la prevención de ETS sea la columna central.

Conclusiones

Teniendo en cuenta los resultados obtenidos en los siete artículos desarrollados en esta Tesis Doctoral, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- El CSFQ-14 muestra una dimensionalidad inestable a través de distintas muestras y/o culturas. Esto dificulta la replicación de los resultados.
- La adaptación del CSFQ-14 para población drogodependiente (el CSFQ-D) muestra una dimensionalidad estable y buena fiabilidad. Además, es un autoinforme fácil de administrar y comprender, siendo la evaluación breve y la corrección simple. Se trata de un cuestionario que permite evaluar el funcionamiento sexual tanto de pacientes drogodependientes, como de personas no consumidoras de forma equivalente y sin sesgo.
- La versión española del SAS constituye una escala que evalúa la asertividad sexual de forma precisa, fiable y válida. Se trata de un instrumento de gran valor que evalúa un área clave de la salud sexual, la cual está vinculada al funcionamiento sexual, la victimización sexual y las conductas sexuales de riesgo.
- La SAS, que hasta la fecha no había sido validada en varones, muestra igualmente óptimas propiedades psicométricas. Además, ambas formas son equivalentes en contenido y constructo. La obtención de baremos para la SAS supone un plus extra para la escala, convirtiéndose en una opción altamente recomendable para evaluar la asertividad sexual en España.
- La adaptación del SAS a varones drogodependientes es igualmente un instrumento que ha mostrado buenas propiedades psicométricas. Esta adaptación es fiable y válida. No obstante, si el objetivo es comparar a la población consumidora con la no consumidora se recomienda obviar la puntuación del ítem 1.
- El funcionamiento sexual de los varones drogodependientes se ve afectado aun en largos periodos de abstinencia. Además, el funcionamiento sexual no parece recuperarse espontáneamente -como se aseguraba hasta la fecha- por el mero hecho de dejar de consumir drogas. Existen diferencias en función de la sustancia de preferencia y el área del funcionamiento sexual que se ve

perjudicada. La heroína parece ser la sustancia más dañina y el cannabis la menos perjudicial.

- La asertividad sexual de los varones drogodependientes -cuestión apenas explorada- es menor que la de varones no drogodependientes. Así, los consumidores entre 35 y 49 años de edad manifiestan peor asertividad de inicio, mientras que los consumidores más jóvenes (18-34 años) tienen peor asertividad de E-ETS. Estos resultados ponen de manifiesto la necesidad de mejorar la asertividad sexual de estos pacientes.

Conclusions

The following conclusions have been reached according to the 7 articles carried out in the present Thesis and to the results obtained in it:

- The CSFQ-14 shows an unstable dimensionality across different samples and/or cultures. This hinders the replication of the results.
- The adaptation in addicts of the CSFQ-14 (the CSFQ-D) shows a stable dimensionality and a good reliability. It is also easy to understand, easy to administer, the evaluation is short and the correction is simple. This is a questionnaire evaluating sexual functioning of both, drug addicts, and nonclinical persons in an equal and unbiased form.
- The SAS is a scale assessing sexual assertiveness in an accurate, reliable and valid both in its Anglo-Saxon as in Spanish. This is an invaluable tool that evaluates a key area of sexual health: sexual assertiveness, which is linked with sexual functioning, with the sexual victimization and sexual risk behaviors.
- The SAS, which to date had not been validated in men, also shows good psychometric properties in both men and women. In addition, both forms are equivalent in content and construct. Obtaining SAS percentile ranking score makes the scale a highly recommended option for assessing sexual assertiveness in our country.
- The drug-dependent adaptation form of the SAS it has also showed good psychometric properties. This adaptation it has shown reliable and valid in this sample. However, if the objective is to compare the consumer population with no consumer is strongly recommended to avoid the score of item 1.
- Sexual functioning of male drug addicts is damaged even after long periods of abstinence. Besides sexual function does not seem to recover spontaneously, as is claimed, simply because to stop using drugs. There are differences in the damage depending on the preferred substance and the area of sexual functioning. Of the substances assessed here, heroin seems to be the most harmful and cannabis the least.
- Sexual assertiveness of male drug addicts, a very little explored issue, is lower than not abusers men. Thus, consumers in a range of intermediate age (35-49

years old) have a worse Initiation sexual assertiveness as happened in the young group (18-34 years old) who has a worse STD-P assertiveness. These results highlight the need to improve the sexual assertiveness of these patients.

Referencias bibliográficas

- Aguilar De Arcos, F., Verdejo García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F. y Pérez García, M. (2008). Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a drogas. *Adicciones*, 20, 117-124.
- Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A preliminary report. *Journal of Sexual Medicine*, 6, 1072-1080. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00707.x
- Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P. y Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, 26, 119-131.
- Buffum, J., Moser, C. y Smith, D. (1988). Street drugs and sexual function. En J. Money, H. Musaph y J.M.A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology, Vol.6, The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function* (pp. 462-477) Nueva York: Elsevier Science Publishers B.V.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- CDC. (2005). HIV/AIDS surveillance report: HIV infection and AIDS in the United States and dependent areas, 2005. Retrieved August 21, 2011, from <http://www.cdc.gov/hiv/topics/surveillance/basic.htm#hivaidsexposure>.
- Christensen, B. S., Grønbaek, M., Pedersen, B. V., Graugaard, C. y Frisch, M. (2011). Associations of unhealthy lifestyle factors with sexual inactivity and sexual dysfunctions in Denmark. *Journal of Sexual Medicine*, 8, 1903-1916. doi: 10.1111/j.1743-6109.2011.02291.x
- Clayton, A. H., McGarvey, E. L. y Clavet, G. J. (1997). The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability and validity. *Psychopharmacology Bulletin*, 33, 731-745.

- Cioe, P. A., Friedmann, P. D. y Stein, M. D. (2010). Erectile dysfunction in opioid users: Lack of association with serum testosterone. *Journal of Addictive Diseases*, 29, 455-460. doi: 10.1080/10550887.2010.509279
- Cocores, J. A., Miller, N. S., Pottash, A. C. y Gold, M. S. (1988). Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 14, 169-173.
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for Factorial Invariance in the Context of Construct Validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43, 121-149.
- Dişsiz, M. y Oskay, U. Y. (2011). Evaluation of sexual functions in Turkish alcohol-dependent males. *Journal of Sexual Medicine*, 8, 3181-3187. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02091.x
- Fecik, S. E. (1998). Drug-induced Sexual Dysfunction. *Medical Update for Psychiatrist*, 3, 176-181.
- Fiorelli, R. L., Manfrey, S. J., Belkoff, L. H. y Finkelstein, L. H. (1990). Priapism associated with intranasal cocaine abuse. *Journal of Urology*, 143, 584-585.
- García-Portilla, M. P., Saiz, P. A., Fonseca, E., Al-Halabi, S., Bobes-Bascaran, M. T., Arrojo, M., ... Bobes, J. (2011) Psychometric properties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in patients with severe mental disorders. *Journal Sexual Medicine*, 8, 1371-138.
- George, W. H., Davis, K. C., Norris, J., Heiman, J. R., Stoner, S. A., Schacht, R. L., ... Kajumulo, K. F. (2009). Indirect effects of acute alcohol intoxication on sexual risk-taking: The roles of subjective and physiological sexual arousal. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 538-550. doi: 10.1007/s10508-008-9346-9
- Gutiérrez-Quintanilla, J. R., Rojas-García, A. y Sierra, J. C. (2010). Comparación transcultural de la doble moral sexual entre estudiantes universitarios salvadoreños y españoles. *Revista Salvadoreña de Psicología*, 1, 31-51.
- Hidalgo, M. D., Gómez, J. y Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema*, 17, 509-515.

- Hurlbert, D. F. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: A comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190.
- Hurlbert, D. F., Singh, D., Menendez, D. A., Fertel, E. R., Fernández, F. y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Johnson, S. D., Phelps, D. L. y Cottler, L. B. (2004). The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Archives of Sexual Behavior*, 33, 55-63. doi: 10.1023/B:ASEB.0000007462.97961.5a
- Keller, A., McGarvey, E. L. y Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14). *Journal of Sex & Marital Therapy*, 32, 43-52.
- Legido-Marín, S. y Sierra, J. C. (2010). Evaluación de conductas sexuales agresivas en estudiantes universitarios españoles: propiedades psicométricas del Aggressive Sexual Behavior Inventory. *Boletín de Psicología*, 98, 23-40.
- MacDonal, P. T., Waldorf, D., Reinerman, C. y Murphy, S. (1988). Heavy cocaine use and sexual behavior. *Journal of Drug Issues*, 18, 437-455.
- McKay, A. (2005). Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 47-56.
- Ménard, A. y Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 18, 35-45.
- Metts, S., y Spitzberg, B. H. (1996). Sexual communication in interpersonal contexts: A script-based approach. In B. R. Burleson (Ed.), *Communication Yearbook 19* (pp. 49-91). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Money, J., Leal, J. y Gonzalez-Heydrich, J. (1988). Aphrodisiology: History, folklore, efficacy. En J. Money, H. Musaph y J.M. A. Sitsen (Eds.), *Handbook of Sexology* (Vol.6) (pp 499-515). Nueva York : Elsevier Science Publishers B.V.

- Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P. R. y Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804.
- Morokoff, P. J., Redding, C. A., Harlow, L. L., Cho, S., Rossi, J. S., Meier, K. S., ... Brown-Peterside, P. (2009). Associations of Sexual Victimization, Depression, and Sexual Assertiveness with Unprotected Sex: A Test of the Multifaceted Model of HIV Risk Across Gender. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 14, 30-54. doi: 10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x
- Muehlenhard, C. L. y McCoy, M. L. (1991). Double standard/double blind: the sexual double standard and women's communication about sex. *Psychology of Women Quarterly*, 15, 447-461. doi: 10.1111/j.1471-6402.1991.tb00420.x
- Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A. M. y Kim, N. N. (2003). Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urology*, 62, 187-192.
- Palha, A. P. y Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 28, 427-437. doi: 10.1080/00926230290001547
- Palha, A. y Esteves, M. (2008). Drugs of Abuse and Sexual Functioning. *Sexual Dysfunction. The Brain-Body Connection. Advances in Psychosomatic Medicine*, 29, 131-149. doi: 10.1159/000126628
- Paradis, A. F. (1998). *Stimulants sexuels: mythes ou réalité. Comunicación presentada en el XXV^e Congrès de l'Association des Intervenants en Toxicomanie du Québec*. Québec, Canada.
- Peugh, J. y Belenko, S. (2001). Alcohol, drugs and sexual function: A review. *Journal of Psychoactive Drugs*, 33, 223-232.
- Quaglio, G., Lugoboni, F., Pattaro, C., Melara, B., Mezzelani, P. y Des Jarlais, D. C. (2008). Erectile dysfunction in male heroin users, receiving methadone and buprenorphine maintenance treatment. *Drug and Alcohol Dependence*, 94, 12-18. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2007.09.025>
- Ramos, L., Díaz, R., Saldívar, G. y Martínez, Y. (1999). Creencias sobre el origen del SIDA en estudiantes universitarios. En R. Díaz y K. Torres (eds.) *Juventud y*

- Sida: una visión psicosocial*. México DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rojas-García, A. y Sierra, J. C. (2011). Análisis del deseo sexual en una muestra de drogodependientes en periodo de abstinencia. *Trastornos Adictivos*, 13, 64-70.
- Roerich, L. y Kinder, B. N. (2002). Alcohol expectancies and male sexuality: Review and implications for sex therapy. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 45-54.
- San Molina, L. (2003). Disfunciones sexuales asociadas a trastorno por uso de sustancias. En Ars Médica (Eds.), *Consenso de la SEP sobre patología dual* (pp. 162-165). Barcelona, España.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J. C. (2010a). El papel de la de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J. C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 107, 39-57. doi: 10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57
- Santos-Iglesias, P., Vallejo-Medina, P. y Sierra, J. C. (2012). Equivalence and standard scores of the Hurlbert Index of Sexual Assertiveness across Spanish men and women. Manuscrito bajo revisión.
- Shacham, E. y Cottler, L. (2010). Sexual behaviors among club drug users: prevalence and reliability. *Archives of Sexual Behavior*, 6, 1331-1341. doi: 10.1007/s10508-009-9539-x.
- Shamloul, R. y Bella, A. J. (2011). Impact of Cannabis Use on Male Sexual Health. *Journal of Sexual Medicine*, 8, 971-975. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02198.x
- Sherman, S. G., Sutcliffe, C., Srirojn, B., Latkin, C. A., Aramratanna, A. y Celentano, D. D., (2009). Evaluation of a peer network intervention trial among young methamphetamine users in Chiang Mai, Thailand. *Social Science & Medicine*, 68, 69-79. doi:10.1016/j.socscimed.2008.09.061
- Sierra, J. C., Rojas, A., Ortega, V. y Martín Ortiz, J. D. (2007). Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive

Attitude Scale (RSAS). *International Journal of Psychology, and Psychological Therapy*, 7, 41-46.

Simon, W., y Gagnon, J. H. (2003). Sexual scripts: Origins, influences and changes. *Qualitative Sociology*, 26, 491-497. doi:

10.1023/B:QUAS.0000005053.99846.e5

Smith, A. M., Ferris, J. A., Simpson, J. M., Shelley, J., Pitts, M. K. y Richters, J. (2010). Cannabis use and sexual health. *Journal of Sexual Medicine*, 7, 787-793. doi: 10.1111/j.1743-6109.2009.01453.x

Štulhofer, A., Graham, C., Božicevic, I., Kufrin, K., y Ajdukovic, D. (2007). An Assessment of HIV/STI Vulnerability and Related Sexual Risk-Taking in a Nationally Representative Sample of Young Croatian Adults. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 209-225. doi: 10.141400/30.1007/s10508-007-9234-8

Weatherby, N., Shultz, J., Chitwood, D., McCoy, H., McCoy, C., Ludwig, D. y Edlin, B. (1992). Crack cocaine use and sexual activity in Miami, Florida. *Journal of Psychoactive Drugs*, 24, 373-380.

ANEXOS

Anexos

CSFQ-14

1. Compared with the most enjoyable it has ever been, how enjoyable or pleasurable is your sex life right now? / En comparación con el periodo de su vida de más placer y satisfacción sexual, ¿Cómo de placentera es actualmente su vida sexual?

- 1. No enjoyment or pleasure / Ningún placer
- 2. Little enjoyment or pleasure / Poco placer
- 3. Some enjoyment or pleasure / Algún placer
- 4. Much enjoyment or pleasure / Mucho placer
- 5. Great enjoyment or pleasure / Gran placer

2. How frequently do you engage in sexual activity (sexual intercourse, masturbation, etc.) now? / ¿Con qué frecuencia tiene actividad sexual (relaciones sexuales, masturbación) en la actualidad?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

3. How often do you desire to engage in sexual activity? / ¿Con qué frecuencia desea tener relaciones sexuales?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

4. How frequently do you engage in sexual thoughts (thinking about sex, sexual fantasies) now? / ¿Con qué frecuencia tiene actualmente pensamientos sexuales (pensar en tener actividad sexual)?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

5. Do you enjoy books, movies, music or artwork with sexual content? / ¿Disfruta con libros, películas, música o material gráfico con contenidos sexuales?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Always / Siempre

6. How much pleasure or enjoyment do you get from thinking about and fantasizing about sex? / ¿Cuánto placer experimenta cuando se pone a pensar o fantasear sobre sexo?

- 1. No enjoyment or pleasure / Ningún placer
- 2. Little enjoyment or pleasure / Poco placer
- 3. Some enjoyment or pleasure / Algún placer
- 4. Much enjoyment or pleasure / Mucho placer
- 5. Great enjoyment or pleasure / Gran placer

7. How often do you have an erection related or unrelated to sexual activity? / ¿Con qué frecuencia tiene erecciones relacionadas o no relacionadas con actividades sexuales?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

8. Do you get an erection easily? / ¿Consigue la erección fácilmente?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Always / Siempre

9. Are you able to maintain an erection? / ¿Es capaz de mantener una erección?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Always / Siempre

10. How often do you experience painful, prolonged erections? / ¿Con qué frecuencia ha experimentado erecciones prolongadas dolorosas?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

11. How often do you have an ejaculation? / ¿Con qué frecuencia eyacula?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Every day / Cada día

12. Are you able to ejaculate when you want to? / ¿Es capaz de eyacular cuando quiere?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Always / Siempre

13. How much pleasure or enjoyment do you get from your orgasms? / ¿Cuánto placer experimenta en sus orgasmos?

- 1. No enjoyment or pleasure / Ningún placer
- 2. Little enjoyment or pleasure / Poco placer
- 3. Some enjoyment or pleasure / Algún placer
- 4. Much enjoyment or pleasure / Mucho placer
- 5. Great enjoyment or pleasure / Gran placer

14. How often do you have painful orgasm? / ¿Con qué frecuencia tiene orgasmos dolorosos?

- 1. Never / Nunca
- 2. Rarely (less than once a month) / Raramente (menos de 1 vez al mes)
- 3. Sometimes (more than once a month, less than twice a week) / Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
- 4. Often (more than twice a week) / A menudo (más de 2 veces por semana)
- 5. Always / Siempre

CSFQ-D

1. Compared with the most pleasurable it has ever been, how pleasurable is your sex life right now? [*En comparación con el periodo de su vida de más placer, ¿cómo de placentera es actualmente su vida sexual?*]
2. How much pleasure do you get when you have sexual activity (sexual intercourse, masturbation) [*¿Cuánto placer siente cuando tiene actividad sexual (relaciones sexuales, masturbación)?*]
3. How satisfied are you with your sex life? [*¿Cómo de satisfecho se encuentra en general con su vida sexual?*]
4. Do you enjoy sexual activity as much as you would like? [*¿Disfruta con la actividad sexual tanto como le gustaría?*]
5. How frequently do you engage in sexual activity (sexual intercourse, masturbation, etc.) now? [*¿Con qué frecuencia tiene actividad sexual (relaciones sexuales, masturbación) en la actualidad?*]
6. How often do you desire to engage in sexual activity? [*Con qué frecuencia desea tener relaciones sexuales?*]
7. How frequently do you engage in sexual thoughts (thinking about sex, sexual fantasies) now? [*¿Con qué frecuencia tiene actualmente pensamientos sexuales (pensar en tener actividades sexuales)?*]
8. Do you like to use porn? [*¿Le gusta ver material pornográfico?*]
9. How much pleasure do you get from thinking about and fantasizing about sex? [*¿Cuánto placer experimenta cuando se pone a pensar o fantasear sobre sexo?*]
10. How often do you get a hard on (an erection)? [*¿Cada cuánto tiene erecciones (se empalma)?*]
11. Do you get a hard on (an erection) easily? [*Consigue la erección (que se le ponga dura) fácilmente?*]
12. Are you able to maintain a hard on (an erection) during your sexual activity? [*¿Es capaz de mantener la erección durante todo el tiempo que dura la actividad sexual?*]
13. How often do you come (ejaculate)? [*¿Cada cuánto eyacula (se corre)?*]

14. Are you able to come (ejaculate) when you want to? [*¿Es capaz de eyacular (correrse) en el momento que usted desea?*]

15. How intense are your orgasms? [*¿Cómo de intensos son sus orgasmos?*]

SAS

	Nunca	A veces	La mitad de las veces	Casi siempre	Siempre
1. Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo	0	1	2	3	4
2. Le indico a mi pareja que me toque los genitales cuando así lo deseo	0	1	2	3	4
3*. En vez de indicarle lo que quiero a mi pareja, espero a que me toque los genitales	0	1	2	3	4
4*. En vez de indicarle lo que quiero a mi pareja, espero a que acaricie mi cuerpo	0	1	2	3	4
5. Le indico a mi pareja que me estimule los genitales con su boca cuando así lo deseo	0	1	2	3	4
6*. Espero a que mi pareja inicie el acercamiento sexual, como por ejemplo acariciar mi cuerpo	0	1	2	3	4
7*. Si mi pareja me presiona, cedo y le beso, incluso si ya le he dicho que no	0	1	2	3	4
8*. Si mi pareja lo desea, estimulo sus genitales con mi boca, incluso cuando no me apetece	0	1	2	3	4
9. Me niego a dejar que mi pareja acaricie mi cuerpo si no lo deseo, incluso cuando insiste	0	1	2	3	4
10*. Tengo relaciones sexuales si mi pareja lo desea, incluso cuando no me apetece	0	1	2	3	4
11. Si he dicho que no, no dejo que mi pareja me toque los genitales aunque me presione	0	1	2	3	4
12. Me niego a tener sexo si no me apetece, incluso si mi pareja insiste	0	1	2	3	4
13*. Si a mi pareja no le gusta usarlos, tengo relaciones sexuales sin condón o barrera de látex, incluso aunque yo prefiera utilizarlos	0	1	2	3	4
14*. Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón o barrera de látex, incluso aunque yo no quiera	0	1	2	3	4
15. Cuando tengo relaciones sexuales con mi pareja me aseguro de utilizar condón o barrera de látex	0	1	2	3	4
16*. Si mi pareja así lo desea, tengo relaciones sexuales sin condón o barrera de látex	0	1	2	3	4
17. Insisto en usar condón o barrera de látex cuando quiero, incluso aunque mi pareja prefiera no usarlos	0	1	2	3	4
18. Me niego a tener relaciones sexuales si mi pareja no quiere utilizar condón o barrera de látex	0	1	2	3	4

* ítems inversos

SAS adaptado a drogodependientes

1. I begin sex with my partner if I want to. [*Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo*]
2. I let my partner know if I want my partner to touch my penis (dick). [*Le indico que me toque el pene (la polla) cuando así lo deseo*]
3. I wait for my partner to touch my penis (dick) instead of letting my partner know that's what I want. [*En vez de indicárselo, espero a que me toque el pene (la polla)*]
4. I wait for my partner to touch my body instead of letting my partner know that's what I want. [*En vez de indicarle lo que quiero, espero a que acaricie mi cuerpo*]
5. I let my partner know if I want to have oral sex. [*Le pido a mi pareja sexo oral cuando lo deseo*]
6. I wait for my partner to initiate sexual contact, like kissing or touching me. [*Espero a que mi pareja inicie el acercamiento sexual, como por ejemplo acariciar mi cuerpo, besarme o manosearme*]
7. I give in and kiss if my partner pressures me, even if I already said no. [*Si mi pareja me presiona, cedo y le beso, incluso si ya le he dicho que no*]
8. I practice oral sex if my partner wants me to, even if I don't want to. [*Si mi pareja lo desea, le hago sexo oral, incluso cuando no me apetece*]
9. I refuse to let my partner touch my body if I don't want that, even if my partner insists. [*Me niego a dejar que mi pareja acaricie mi cuerpo si no lo deseo, incluso cuando insiste*]
10. I have sex if my partner wants me to, even if I don't want to. [*Tengo relaciones sexuales si mi pareja lo desea, incluso cuando no me apetece*]
11. If I said no, I won't let my partner to touch my penis even if my partner insists. [*Si le he dicho que no, no deajo que me toque el pene aunque insista*]
12. I refuse to have sex if I don't want to, even if my partner insists. [*Me niego a tener sexo si no me apetece, incluso si mi pareja insiste*]

13. I have sex without a condom if my partner doesn't like them, even if I want to use one. [*Si a mi pareja no le gusta usarlos, tengo relaciones sexuales sin condón, incluso aunque yo prefiera utilizarlos*]
14. I have sex without using a condom if my partner insists, even if I don't want to. [*Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón, aunque yo quiera usarlo*]
15. I make sure my partner and I use a condom when we have sex. [*Cuando tengo relaciones sexuales, me aseguro de utilizar condón*]
16. I have sex without using a condom if my partner wants. [*Si mi pareja así lo desea, tengo relaciones sexuales sin condón*]
17. I insist on using a condom if I want to, even if my partner doesn't like them. [*Insisto en usar condón cuando quiero, aunque mi pareja prefiera no usarlo*]
18. I refuse to have sex if my partner refuses to use a condom. [*Me niego a tener relaciones sexuales si mi pareja no quiere utilizar condón*]

Baremos SAS

	Varones								
	18-34			35-49			50-88		
	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS
<i>M</i>	14,67	12,15	14,79	14,34	11,45	12,41	13,57	10,11	9,79
<i>DT</i>	4,36	5,70	7,16	4,45	5,40	7,12	4,34	5,30	7,02
Mín	1	0	0	1	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
N	658	658	658	587	587	581	512	511	490
Perdidos	6	6	6	53	53	59	83	84	105
Percentiles									
1	4	0	0	4	0	0	1	0	0
5	7	3	2	7	2	0	6	1	0
15	10	6	7	10	6	4	9	4	1
25	12	8	10	11	8	8	11	7	4
35	13	10	12	13	10	10	12	8	6
45	14	11	13	14	11	12	13	10	8
50	15	12	14	14	12	12	14	10	10
55	15	12	16	15	12	12	14	11	11
65	16	14	19	16	13	14	15	12	12
75	18	16	22	18	14	18	16	13	13
85	19	19	24	19	17	23	18	15	17
95	22	23	24	22	22	24	20	20	24
99	24	24	24	24	24	24	24	24	24

	Mujeres								
	Inicio	18-34 Rechazo	E-ETS	Inicio	35-49 Rechazo	E-ETS	Inicio	50-88 Rechazo	E-ETS
<i>M</i>	14,76	16,93	18,79	14,22	14,82	16,49	10,72	13,69	13,33
<i>DT</i>	4,82	5,10	6,32	5,20	4,99	7,08	5,48	4,78	7,55
Mín	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
N	736	735	734	702	703	691	589	588	560
Perdidos	2	3	4	8	7	19	87	88	116
Percentiles									
1	3	5	1	2	4	0	0	3	0
5	6	8	7	5	7	3	1	6	0
15	9	11	12	9	10	9	5	9	4
25	11	13	14	11	11	12	7	11	8
35	13	15	17	12	12	12	8	12	12
45	15	16	20	13	13	15	10	12	12
50	15	17	22	14	14	17	11	13	12
55	16	18	23	15	15	19	12	13	12
65	17	20	24	17	16	23	13	15	16
75	18	21	24	18	19	24	15	17	20
85	20	23	24	20	20	24	16	19	24
95	22	24	24	22	24	24	20	23	24
99	24	24	24	24	24	24	22	24	24

Baremos CSFQ-D

	18-34				35-49				50-66			
	Pleasure	Desire	Arousal	Orgasm	Pleasure	Desire	Arousal	Orgasm	Pleasure	Desire	Arousal	Orgasm
<i>M</i>	14.20	18.34	13.28	11.42	13.59	17.71	12.75	11.25	14.01	15.97	11.70	10.76
<i>DT</i>	3.51	3.21	2.06	2.17	3.53	3.41	2.27	2.22	3.39	3.83	2.46	2.21
Min	2	6	3	1	4	6	3	3	3	3	4	3
Max	20	25	15	15	20	25	15	15	19	23	15	14
N	461	462	461	459	346	346	346	343	89	89	89	87
Missed	7	6	7	9	4	4	4	7	2	2	2	4
Percentile												
1	5	9	5	5	5	7	5	4	3	3	4	3
5	8	13	9	8	7	12	9	7	7	9	7	6
15	10	15	12	9	10	14	10	9	10	12	9	8
25	12	16	12	10	11	16	12	10	13	14	10	9
35	13	17	13	11	12	17	12	11	13	15	11	10
45	14	18	14	11	13	17	13	11	15	16	12	11
50	15	18	14	12	14	18	13	12	15	16	12	11
55	15	19	14	12	14	18	14	12	15	17	12	12
65	16	20	15	12	15	19	14	12	16	18	13	12
75	17	20	15	13	16	20	15	13	16	18	13	12
85	18	22	15	14	17	21	15	13	17	20	14	13
95	19	23	15	15	19	23	15	14	18	22	15	14
99	20	25	15	15	20	25	15	15	19	23	15	14

Sex Disabil
DOI 10.1007/s11195-010-9146-8

ORIGINAL PAPER

Psychometric Properties of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-Short-Form (CSFQ-14) in a Sample of Males with Drug Abuse History

Pablo Vallejo-Medina · Alejandro Guillén-Riquelme · Juan Carlos Sierra

© Springer Science+Business Media, LLC 2010

Abstract This study presents the first psychometric data on the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), a self-report instrument to assess sexual functioning, in a sample of 104 males with drug abuse history. They were collected in 2008. The questionnaire was completed along with the Addictive Behavior Questionnaire and the Brief Sexual Function Inventory. A three-dimensional factor structure was observed in the CSFQ-14: Desire ($\alpha = .73$), Arousal-orgasm ($\alpha = .67$) and Pleasure (including only one item). Scores indicated adequate validity, with similar values to samples of depressive patients and lower values than the normal population.

Resumen En este trabajo se presentan los primeros datos psicométricos del Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), un autoinforme para evaluar el funcionamiento sexual, en una muestra de 104 sujetos drogodependientes (evaluados en 2008). El cuestionario fue cumplimentado junto al Addictive Behavior Questionnaire (ABQ) y al Brief Sexual Function Inventory (BSFI). El CSFQ-14 muestra una estructura factorial de tres dimensiones: *Deseo* ($\alpha = .73$), *Excitación-orgasmo* ($\alpha = .67$) y *Placer* (sólo un ítem). Las puntuaciones muestran buena validez, hallándose valores similares a los encontrados en muestras de pacientes depresivos e inferiores a los de la población normal.

Résumé Dans cet article nous vous présentons les premières données psychométriques du Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14), un test auto-administré pour l'évaluation du fonctionnement sexuel d'un échantillon de 104 sujets toxicomanes (évalués en 2008). Le questionnaire a été répondu ainsi que le Addictive Behavior Questionnaire (ABQ) et le Brief Sexual Function Inventory (BSFI). Le CSFQ-14 a une structure factorielle qui présente trois dimensions: *Désir* ($\alpha = .73$),

P. Vallejo-Medina (✉) · A. Guillén-Riquelme · J. C. Sierra
Facultad de Psicología, Universidad de Granada, 18071 Granada, Spain
e-mail: pvallejo@ugr.es

Published online: 20 January 2010

 Springer

Excitation-orgasme ($\alpha = .67$) et *Plaisir* (seulement un item). Les résultats montrent une bonne validité; on y découvre des données semblables à celles trouvées dans l'échantillonnage de patients dépressifs, et des résultats inférieurs en comparaison à ceux de la population normale.

Keywords CSFQ · Sexual function · Drug users · Reliability · Validity · Spanish version · Spain

Introduction

Drugs have been used as a sexual aphrodisiac for a long time. People who use drugs in sexual contexts admit they do so to improve their sexual functioning [1]. However, many studies have found an association between alterations in sexual response and drug consumption. This influence is both psychological [2–10] and physiological [11–26]. The same drug may have opposite sexual effects in different consumers because of individual differences. Moreover, potential beneficial effects are only achieved in the short term and/or at low doses; sexual problems appear soon if the dose increases or if drugs are consumed for a longer period. In these cases, drug users try to obtain the beneficial effect they experienced before but often achieve the opposite effect [27].

The relation between drug consumption and sexuality has been widely studied. Yet, no studies have used self-reports already validated in samples of drug abusers. The aim of the present study, defined as instrumental according to Montero and León's classification [28], was to review various psychometric indicators of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. The CSFQ-14 is the result of a metric review of the CSFQ [29], an interview with 36 questions. The questions were semantically grouped into five different scales: *Pleasure*, *Sexual desire/frequency*, *Sexual desire/interest*, *Arousal/excitement* and *Orgasm/completion*. Keller et al. [30] tested the metric properties of 14 of its items measuring sexual functioning and sexual problems and developed a reduced version of the CSFQ (CSFQ-14). Three dimensions were isolated in a factor analysis performed in a sample of males: *Desire* (items 1–6; $\alpha = .80$), *Arousal* (items 7–9; $\alpha = .84$), and *Orgasm* (items 11–13; $\alpha = .76$). In Spain, the questionnaire was validated in a sample of 580 subjects by Bobes et al. [31], who found an internal consistency reliability of .81. The original five-factor model was partially confirmed by the factor structure obtained in the study. This structure explained 82.6% of the total variance. Test–retest reliability values around .90 were obtained, and it was proven that the questionnaire had adequate discriminating ability between clinical and normal samples.

In this context, the aim of the present study was to analyze several psychometric properties of the CSFQ-14 (male version) in a Spanish sample of males with drug abuse history. Following the recommendations of Carretero-Dios and Pérez [32], the procedure selected was to analyze the reliability and construct validity of the CSFQ-14 using exploratory factor analysis. To prove convergent validity, a significant positive relation was expected between the scores of the CSFQ-14 and those of the Brief Sexual Function Inventory [33]. Finally, to prove the discriminant validity of the questionnaire, scores were expected to be lower than those of normal population samples and similar to those of clinical samples obtained in other studies [29, 34].

Sex Disabil

Method

Participants

A sample of 104 subjects with a history of drug abuse participated in the study. Mean age was 31.91 years ($SD = 9.14$). Out of the total sample, 13.46% of participants were married, 70.19% were single, and 15.38% were divorced. A total of 7.88% participants had no formal education, 36.46% had primary school level, 20.19% had high school level, 9.61% had completed higher degree vocational training, and 25.96% had university-level studies. To maximize the heterogeneity of the sample, the study included subjects not using drugs at the time, active drug users, subjects in residential or outpatient care, and untreated subjects without treatment. Subjects in residential or outpatient care were recruited by cluster sampling in the institutions Cortijo Buenos Aires, in Granada, Proyecto Hombre Granada, and the Unit of Emotional and Addictive Disorders of Medimar International Hospital. Untreated participants were recruited by convenience sampling.

For subjects to be considered drug abusers, the following thresholds of minimum consumption were set:

- Alcohol. According to the criteria of the Spanish Drug Observatory [35], the threshold is a minimum daily consumption of 40 g of alcohol (about 1 l of beer).
- Cannabis. According to the Andalusian Drug and Addiction Observatory [36], consumption of cannabis more than 1 day a week is considered regular use.
- Amphetamines and derivatives. According to a report by the Andalusian Drug and Addiction Observatory [36], consumption of these drugs is experimental, and daily or even weekly consumption is rare. Therefore, the inclusion criterion was consumption more than once a month.
- Hallucinogens. According to Ballesta, Lozano, Bilbao, and González [see, 37], consumption of hallucinogens is mainly experimental, so the same inclusion criterion was used as for amphetamines (more than once a month).
- Cocaine, opioids and speedball. Consumption once a week or more was arbitrarily chosen as a criterion.

To be included in the study, participants had to be free from the acute effect of drugs; that is, they must not have consumed drugs for at least 24 h prior to the test (15 g of alcohol were permitted). Consumption characteristics of the sample are shown in Table 1.

Instruments

- *Changes in the Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14; [30])*. It has 14 items in a 5-point Likert response format to assess sexual functioning. High scores indicate better sexual functioning. The psychometric properties of this instrument have been described above (See “Appendix”)
- *Brief Sexual Function Inventory (BSFI; [33])*. It has 11 items in a 5-point Likert response format to assess male sexual response. Five dimensions were isolated in the original study: *Sexual Drive* ($\alpha = .88$), *Erectile Function* ($\alpha = .95$), *Ejaculation* ($\alpha = .62$), *Problem Assessment* ($\alpha = .81$) and *Satisfaction* (one item). In the Spanish version [38], the authors replicated the original factor structure, with the exception of two items that loaded on different factors. High scores indicate better sexual functioning.

Table 1 Consumption characteristics

Characteristics	Cannabis	Benzodiazepines	Cocaine	Amphetamines	Heroin	Methadone	Hallucinogens	Speedball	Alcohol	Total
Subjects	87	30	80	37	31	21	51	28	90	104
Severity (SD) ^a	7.13 (9.86)	12.45 (19.73)	5.59 (5.59)	2.54 (4.33)	4.57 (3.9)	120.8 (127.51)	0.51 (1.05)	5.54 (4.32)	39.55 (53.79)	(-)
Preferred substance ^b	19	1	36	0	7	1	0	10	24	
Age (SD)	30.97 (8.49)	36.33 (7.39)	31.91 (7.91)	32.26 (8.87)	36.45 (7.23)	36.19 (6.92)	31.69 (8.08)	37.54 (6.57)	32.23 (9.32)	31.9 (9.19)
With medication	35	14	36	20	16	10	26	14	37	44
Mean time of use (SD) ^b	12.4 (8.22)	11.1 (8.91)	11.1 (8.06)	8.1 (7.28)	11.7 (8.35)	5.6 (6.86)	4.8 (6.41)	12.6 (8.34)	15.6 (9.39)	10.32 (7.98)
Maximum	31.5	28	29.42	29.42	24	25	29.42	26.67	38	38
Consumption in last month	24.1%	30%	12%	7.9%	6.7%	10%	7.8%	3.6%	37%	(-)

^a Mean severity for cannabis, cocaine, heroin, combinations, and alcohol in Hgr/year; benzodiazepines, amphetamines and hallucinogens in 1/100 units; methadone in dl/year

^b Five subjects had no preferred substance

Sex Disabil

- *Addictive Behavior Questionnaire (ABQ; [39])*. It obtains information about the type of substance used, route of administration, severity and chronicity. In the present study, an abstinence period was introduced and the original list of substances was changed. Medication was eliminated; combinations, benzodiazepines, and tobacco were added. The final list of possible drugs included cannabis, benzodiazepines, cocaine, amphetamines, heroin, methadone, hallucinogens, speedball, tobacco, and alcohol.

Procedure

The CSFQ-14 was adapted to Spanish using forward translation [40]. The Spanish translation and the original English text were reviewed by a bilingual expert, who suggested some changes. Next, the questionnaire was sent to four qualified sexuality experts, who evaluated the adaptation and comprehension of the items and proposed alternative wording if necessary. Ten volunteers evaluated item comprehension in the corrected version. When the translation and adaptation were completed, the questionnaires and informed consent form were given to the participants. Testing was conducted by one examiner in individual sessions. All participants were given the same oral and written instructions and they also accepted the informed consent. The questionnaires were completed in approximately 20 min. After this, participants had to fold the booklet back on itself and place it in a sealed box to ensure anonymity and encourage honest answers. A total of twelve subjects refused to participate in the study. Ethical and research principles were reviewed, followed and accepted by the three institutions where evaluations took place.

Results

First, the mean scores and standard deviations of each item were analyzed. As shown in Table 2, all items had mean values above 3 (theoretical mean point of the response scale): the mean was 3.85 (SD = .95), ranging from 4.64 (SD = .66) in item 14 to 2.95 (SD = 1.38) in item 5. Standard deviations of all items were close to one [41], and ranged from 1.38 (item 8) to .66 (item 14). The discrimination index (DI) of items 10 and 14 was low; they were the only items whose elimination improved the Cronbach alpha of the total scale from .73 to .78. Therefore, eliminating these items should be considered, since they seem to belong to a dimension that is independent from the sexual cycle (pain). As had done in previous studies [30, 31], such items were excluded from the remaining analyses. Although item 12 slightly decreased total alpha and had a DI lower than .30, it remained in the study to assess its psychometric properties in its corresponding subscale.

Concerning reliability of the scale, a Cronbach alpha of .78 was obtained after eliminating items 10 and 14, which is considered adequate [42]. Construct validity was calculated next. Before the factor analysis, multicollinearity problems were assessed using correlation matrices between the various items; no correlations greater than .60 were found. The results of the Kaiser–Meyer–Olkin test (KMO = .71) and Bartlett’s test of sphericity ($\chi^2_{91} = 385.97$; $p < .001$) were used to determine that the variance–covariance matrix was adequate for the analysis. Factor reduction was done using the principal component method and varimax rotation, according to the questionnaire guidelines. The Kaiser criterion led to isolating three factors that explain 56.36% of the total variance. Item loadings on such factors after the rotation are shown in Table 3.

Sex Disabil

Table 2 Psychometric properties of items of the CSFQ-14

Items	M^a	SD^b	DI^c	α_1^d	α_2^e
CSFQ-1	3.32	1.26	.34	.72	.77
CSFQ-2	3.51	1.00	.44	.71	.76
CSFQ-3	4.27	.83	.52	.70	.75
CSFQ-4	4.31	.85	.50	.70	.76
CSFQ-5	2.95	1.38	.34	.72	.77
CSFQ-6	3.16	.99	.29	.72	.77
CSFQ-7	3.89	1.05	.46	.71	.76
CSFQ-8	4.53	.79	.43	.71	.76
CSFQ-9	4.56	.76	.47	.71	.76
CSFQ-10	4.24	.92	-.11	.76	-
CSFQ-11	3.80	.84	.63	.69	.75
CSFQ-12	3.88	1.28	.26	.74	.79
CSFQ-13	4.11	.79	.51	.70	.76
CSFQ-14	4.64	.66	.08	.74	-

^a Mean^b Standard deviation^c Discrimination index (corrected item-total correlation)^d Cronbach alpha if item eliminated^e Cronbach alpha if item eliminated (with 12 items)**Table 3** Item loadings on factors and communalities

Items	Arousal-orgasm (physiological component)	Desire	Pleasure	Communalities
CSFQM-9	.80			.71
CSFQM-8	.72			.62
CSFQM-12	.62			.41
CSFQM-3	.60	.41		.53
CSFQM-4	.50	.47		.85
CSFQM-5		.73		.53
CSFQM-6		.72		.58
CSFQM-11	.31	.62	.30	.85
CSFQM-2		.57	.44	.53
CSFQM-7	.39	.52		.43
CSFQM-1			.91	.85
CSFQM-13	.44		.48	.48
	Arousal-orgasm	Desire	Pleasure	Total
% Variance explained	32.63	14.71	9.03	56.36
Eigenvalue	3.91	1.77	1.08	
Cronbach alpha	.67	.73		.78

Loadings >.30. Factor loadings in the corresponding factor are shown in bold type

Sex Disabil

Table 4 Psychometric properties of factors of the CSFQ-14

Desire			Arousal-orgasm		
Items	DI ^a	α^b	Items	DI ^a	α^b
CSFQM-2	.45	.69	CSFQM-7	.36	.65
CSFQM-3	.43	.69	CSFQM-8	.48	.60
CSFQM-4	.43	.70	CSFQM-9	.56	.57
CSFQM-5	.48	.69	CSFQM-12	.39	.66
CSFQM-6	.41	.70	CSFQM-13	.45	.61
CSFQM-11	.62	.65			

^a Discrimination index (corrected item-total correlation)

^b Cronbach alpha if item eliminated

Table 5 Correlations of factors of the CSFQ-14 with one another and with the total scale

	Pleasure	Desire	Corrected total CSFQ-14
Pleasure			.52**
Desire	.32**		.86**
Arousal-orgasm	.25*	.43**	.79**

** $p < .01$; * $p < .05$

The first factor, composed of five items (7, 8, 9, 12, and 13), was called *Arousal-orgasm* and covered the physiological component of sexual function. A second factor called *Desire* covered part of the psychological component and included items 2, 3, 4, 5, 6, and 11. Yet, according to its semantic definition, item 11 was more appropriate for the *Arousal-orgasm* component. The third factor included item 1 and was called *Pleasure*.

The reliability analysis of the scales was calculated with Cronbach alpha, and showed a value of .73 for *Desire* and .67 for *Arousal-orgasm*. As happened in the original study, it was not possible to calculate the reliability of the factor *Pleasure* because only one element was available. As shown in Table 4, no factors included items that improved the indicator if they were eliminated. Therefore, item 12 (pending review because its DI was lower than .30) was maintained because it reinforced the metric properties of the factor *Arousal-orgasm*.

Finally, factors were correlated with one another and each factor was correlated with the total scale. As shown in Table 5, although all scales correlated significantly with one another, coefficients were not substantially high. Hence, it was worth considering the independence of the factors.

Regarding the descriptive statistics of the total scale (eliminating items 10 and 14), the mean score was 46.37 (SD = 6.68) (out of a theoretical minimum of 12 and a maximum of 60); the minimum value obtained was 27 (15 points above the theoretical minimum) and the maximum value matched the theoretical maximum. The three subscales had a mean of 22.23 (SD = 4.59) for *Desire*, 20.66 (SD = 3.04) for *Arousal-orgasm*, and 3.31 (SD = 1.21) for *Pleasure*.

To explore the convergent validity of the questionnaire, the scores of the CSFQ-14 were correlated with those of the BSFI. All correlations were significant (see Fig. 1).

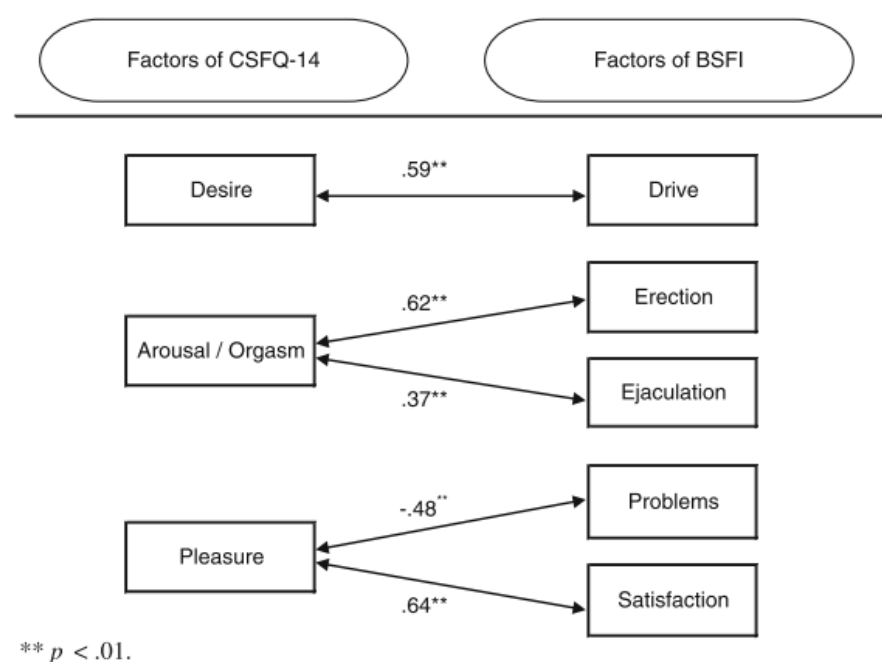


Fig. 1 Correlations between factors of the CSFQ-14 and the BSFI [38]

Discussion

Considering the descriptive properties of the items and previous research studies [30, 34], items with a discrimination index lower than .30 were excluded. This reduced the number of items of the CSFQ from 14 to 12. Items eliminated were 10 (*How often do you experience painful, prolonged erections?*) and 14 (*How often do you have painful orgasms?*); such items do not match the semantic definition of the sexual function construct, composed of *Desire*, *Arousal*, and *Orgasm* according to Kaplan's model [43]. Unsurprisingly, the mean response to the various items was slightly high, since sexual function tends to return to normal after 3 weeks of withdrawal [44]; in fact, most participants were not using drugs at the time of the study. The reliability analysis of the total scale showed adequate internal consistency (Cronbach alpha = .78), although it was lower than that reported by Bobes et al. [31] ($\alpha = .81$) and Keller et al. [30] ($\alpha = .89$).

To explore the structure of the CSFQ-14, an exploratory factor analysis was performed; it provided a three-factor solution (*Desire*, *Pleasure*, and *Arousal-orgasm*) that was similar to the original proposal [29] (see Table 6) and to the solution obtained by Keller et al. [30]. Items did not seem to discriminate between *Desire/interest* and *Desire/frequency*. In the present study, the factors *Arousal* and *Orgasm* also converged into one single dimension with a marked physiological character. This may occur related to sexual problems that are usually present in individuals with drug abuse behavior [2–26]. Therefore, the low scores in Arousal could be linked to the Orgasm and vice versa [45]. For example, similar scores in Arousal and Orgasm can be seen in males with premature ejaculation or erectile dysfunction. With premature ejaculation, the ability to maintain an erection to desirable level is diminished; consequently, ejaculation control, orgasm quality and pleasure are affected

Sex Disabil

Table 6 Comparison between original factors and those obtained in the present study

Original factors (Clayton et al. [29])	Items in each factor	Items in each factor	Factors of the present study
Pleasure	1	1	Pleasure
Sexual desire/frequency	2, 3	2, 3, 4, 5, 6, 11	Desire
Sexual desire/interest	4, 5, 6		
Arousal/excitement	7, 8, 9	7, 8, 9, 12, 13	Arousal-orgasm
Orgasm/completion	11, 12, 13		

[45], while with erectile dysfunction it is the inability to reach and maintain an erection, which affects the orgasm. The linked factors of Arousal and Orgasm would be reinforced by a healthy population, which would score high in both [31, 45]. Previous studies point in this direction. Drugs like alcohol [14–18], cocaine [19–22] and heroin [17, 23–26] harm both erectile and orgasmic function. 11 (*How often do you have an ejaculation?*) was the only one positioned in a different factor (*Desire*) from the one it should fit in for semantic reasons (*Orgasm*). This model is substantially different from that obtained by Bobes et al. [31] in a clinical sample, where only two factors (*Arousal* and *Orgasm*) were isolated and the remaining items were mixed.

Internal consistency reliability of the dimensions was adequate; Cronbach alphas obtained were .73 for *Desire* and .67 for *Arousal-orgasm*; such scores are relatively similar to those reported by Keller et al. and Bobes et al. [30, 31], who found values between .59 and .90. Moreover, the three dimensions also showed independence, which confirms the adequacy of the factor analysis varimax rotation.

Scores obtained in the total scale ($M = 46.37$; $SD = 6.68$) were compared to samples of other studies; results showed that the sexual functioning of participants with a history of drug abuse was similar to that of depressive patients evaluated in the study [34]. In that study, depending on the pharmacological treatment received, means ranged from 44.8 ($SD = 3$) to 49.1 ($SD = 3.3$); the Keller et al. study [30] reported a mean of 40.85 ($SD = 8.7$). In the three studies, the mean was considerably lower than that obtained by Bobes et al. [31] in a normal population, whose values were 53.6 ($SD = 7.6$) in healthy workers and 55.1 ($SD = 7.3$) in university students. Therefore, drug users scored lower than the normal population in sexual functioning. Previous studies have also highlighted the lack of sexual functioning in males with long histories of drug abuse [12–15, 46, 47]. In the same way, the scores obtained with the BSFI in our study indicate analogous results. However, these results should be taken with consideration since the samples used compare scores from the USA and Norway. Nevertheless, our results indicate that Spanish drug abusers showed a worse sexual functioning ($M_{test} = 31.84$; $SD = 7.61$ and $M_{item} = 2.96$; $SD = 1.08$) compared with normal populations of USA [48] ($M_{test} = 35.5$) and Norway [49] ($M_{item} = 3.50$; $SD = .42$).

Finally, results indicated adequate concurrent validity of the instrument, since high statistically significant correlations were found between scores of the CSFQ-14 and the BSFI.

The issue of drug use and how it impacts upon one's behavior and thinking is an international concern and one that is found across people with and without disability. In short, it may be concluded that the CSFQ-14 is a sensitive instrument that represents sexual functioning faithfully across various samples and cultures reviewed in this study. It has adequate internal consistency reliability and its measures show adequate discriminating and converging validity indicators. Results of this study seem to indicate good

psychometric properties of the CSFQ-14 in a sample of males with drug abuse history. However, it must be noted that the data obtained cannot be considered definitive conclusions. Sample size is relatively low and should be increased in future studies so that the factor structure can be corroborated with confirmatory factor analysis.

Acknowledgments The authors would like to acknowledge and express our gratitude to the Cortijo Buenos Aires, in Granada, Proyecto Hombre Granada, and the Unit of Emotional and Addictive Disorders of Medimar International Hospital in Alicante.

Appendix

Items for the CSFQ-14-M

1. Compared with the most enjoyable it has ever been, how enjoyable or pleasurable is your sex life right now?/En comparación con el periodo de su vida de más placer y satisfacción sexual, ¿Cómo de placentera es actualmente su vida sexual?
 - No enjoyment or pleasure/Ningún placer
 - Little enjoyment or pleasure/Poco placer
 - Some enjoyment or pleasure/Algún placer
 - Much enjoyment or pleasure/Mucho placer
 - Great enjoyment or pleasure/Gran placer

2. How frequently do you engage in sexual activity (sexual intercourse, masturbation, etc.) now?/¿Con qué frecuencia tiene actividad sexual (relaciones sexuales, masturbación) en la actualidad?
 - Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día

3. How often do you desire to engage in sexual activity?/¿Con qué frecuencia desea tener relaciones sexuales?
 - Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día

4. How frequently do you engage in sexual thoughts (thinking about sex, sexual fantasies) now?/¿Con qué frecuencia tiene actualmente pensamientos sexuales (pensar en tener actividad sexual)?

Sex Disabil

- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día
5. Do you enjoy books, movies, music or artwork with sexual content?/¿Disfruta con libros, películas, música o material gráfico con contenidos sexuales?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Always/Siempre
6. How much pleasure or enjoyment do you get from thinking about and fantasizing about sex?/¿Cuánto placer experimenta cuando se pone a pensar o fantasear sobre sexo?
- No enjoyment or pleasure/Ningún placer
 - Little enjoyment or pleasure/Poco placer
 - Some enjoyment or pleasure/Algún placer
 - Much enjoyment or pleasure/Mucho placer
 - Great enjoyment or pleasure/Gran placer
7. How often do you have an erection related or unrelated to sexual activity?/¿Con qué frecuencia tiene erecciones relacionadas o no relacionadas con actividades sexuales?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día
8. Do you get an erection easily?/¿Consigue la erección fácilmente?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Always/Siempre

9. Are you able to maintain an erection?/¿Es capaz de mantener una erección?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Always/Siempre
10. How often do you experience painful, prolonged erections?/¿Con qué frecuencia ha experimentado erecciones prolongadas dolorosas?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día
11. How often do you have an ejaculation?/¿Con qué frecuencia eyacula?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Every day/Cada día
12. Are you able to ejaculate when you want to?/¿Es capaz de eyacular cuando quiere?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Always/Siempre
13. How much pleasure or enjoyment do you get from your orgasms?/¿Cuánto placer experimenta en sus orgasmos?
- No enjoyment or pleasure/Ningún placer
 - Little enjoyment or pleasure/Poco placer
 - Some enjoyment or pleasure/Algún placer
 - Much enjoyment or pleasure/Mucho placer
 - Great enjoyment or pleasure/Gran placer

14. How often do you have painful orgasm?/¿Con qué frecuencia tiene orgasmos dolorosos?
- Never/Nunca
 - Rarely (less than once a month)/Raramente (menos de 1 vez al mes)
 - Sometimes (more than once a month, less than twice a week)/Algunas veces (más de 1 vez al mes, pero menos de 2 veces por semana)
 - Often (more than twice a week)/A menudo (más de 2 veces por semana)
 - Always/Siempre

References

1. Calafat, A., Juan, M., Becoña, E., Mantecón, A.: Qué drogas se prefieren para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones* **20**, 37–47 (2008)
2. Aguilar, F., Verdejo-García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M., Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., Pérez-García, M.: Cambios en la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos a las drogas. *Adicciones* **20**, 117–124 (2008)
3. McKay, A.: Sexuality and substance use: the impact of tobacco, alcohol, and selected recreational drugs on sexual function. *Can. J. Hum. Sex.* **14**, 47–56 (2005)
4. Zemishlany, Z., Aizenberg, D., Weiman, A.: Subjective effects of MDMA (“Ecstasy”) on human sexual function. *Eur. Psychiatry* **16**, 127–130 (2001)
5. Goldstein, R.Z., Volkow, N.D.: Drug addiction and its underlying neurobiological basis: neuroimaging evidence for the involvement of the frontal cortex. *Am. J. Psychiatry* **159**, 1642–1652 (2002)
6. Wexler, B.E., Gottschalk, C.H., Fulbright, R.K., Prohovnik, I., Lacadie, C.M., Rounsaville, B.J., Gore, J.C.: Functional magnetic resonance imaging of cocaine craving. *Am. J. Psychiatry* **158**, 86–95 (2001)
7. Ávila Escribano, J.J., Pérez Madruga, A., Olazabal Ulacia, J.C., López Fidalgo, J.: Disfunciones sexuales en el alcoholismo. *Adicciones* **16**(4), 1–6 (2004)
8. Rosen, R.C.: Alcohol and drug effects on sexual response: human experimental and clinical studies. *Annu. Rev. Sex Res.* **2**, 119–179 (1991)
9. Crenshaw, T.L., Goldberg, J.P.: *Alcohol. Sexual Pharmacology: Drugs That Affect Sexual Functioning*, pp. 151–170. W.W. Norton & Company, New York (1996)
10. Gay, G.R., Newmeyer, J.A., Perry, M., Johnson, G., Kurland, M.: Love and haight: the sensuous hippy revisited. *Drug/sex practices in San Francisco. J. Psychoact. Drugs* **14**, 111–123 (1982)
11. Goldstein, I.: Diagnosis of erectile dysfunction. *Sex. Disabil.* **22**, 121–130 (2004)
12. Palha, A.P., Esteves, M.: A study of the sexuality of opiate addicts. *J. Sex Marital Ther.* **28**, 427–437 (2002)
13. Peugh, J., Belenko, S.: Alcohol, drugs and sexual function: a review. *J. Psychoact. Drugs* **33**, 223–232 (2001)
14. Roerich, L., Kinder, B.N.: Alcohol expectancies and male sexuality: review and implications for sex therapy. *J. Sex Marital Ther.* **17**, 45–54 (2002)
15. Buffum, J., Moser, C., Smith, D.: Street drugs and sexual function. In: Money, J., Musaph, H., Sitsen, J.M.A. (eds.) *Handbook of Sexology*, vol. 6, *The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function*, pp. 462–477. Elsevier, New York (1988)
16. Money, J., Leal, J., Gonzalez-Heydrich, J.: Aphrodisiology: history, folklore, efficacy. In: Money, J., Musaph, H., Sitsen, J.M.A. (eds.) *Handbook of Sexology*, vol. 6, *The Pharmacology and Endocrinology of Sexual Function*, pp. 499–515. Elsevier, New York (1988)
17. Johnson, S.D., Phelps, D.L., Cottler, L.B.: The association of sexual dysfunction and substance use among a community epidemiological sample. *Arch. Sex. Behav.* **33**, 55–63 (2004)
18. Klassen, A.D., Wilsnack, S.C.: Sexual experience and drinking among women in a U.S. national survey. *Arch. Sex. Behav.* **15**, 363–392 (1986)
19. San Molina, L.: Disfunciones sexuales asociadas a trastorno por uso de sustancias. In: Médica, Ars. (ed.) *Consenso de la SEP sobre patología dual*, pp. 162–165. Barcelona, España (2003)
20. Weatherby, N., Shultz, J., Chitwood, D., McCoy, H., McCoy, C., Ludwig, D., Edlin, B.: Crack cocaine use and sexual activity in Miami, Florida. *J. Psychoact. Drug* **24**, 373–380 (1992)
21. Fecik, S.E.: Drug-induced sexual dysfunction. *Med. Update Psychiatr.* **3**, 176–181 (1998)

22. Munarriz, R., Hwang, J., Goldstein, I., Traish, A.M., Kim, N.N.: Cocaine and ephedrine-induced priapism: case reports and investigation of potential adrenergic mechanisms. *Urology* **62**, 187–192 (2003)
23. Abel, E.L.: *Psychoactive Drugs and Sex*. Plenum Press, New York (1985)
24. Gay, G.R., Newmeyer, J.A., Elion, R.A., Wieder, S.: The sensuous hippie part: drug/sex practice in the haight-ashbury. *Drug Forum* **6**, 27–47 (1977)
25. Gay, G.R., Sheppard, C.W.: Sex-crazed dope fields-Myth or reality? *Drug Forum* **2**, 125–140 (1973)
26. Gulliford, S.M.: Opioid-induced sexual dysfunction. *J. Pharm. Care Pain Symp. Control* **6**, 67–74 (1998)
27. Vallejo-Medina, P., Pérez-García, M., Sierra, J.C.: Relación entre consumo de drogas y funcionamiento sexual. Poster session presented at VI Congreso de la Asociación Española de Psicología Clínica y Psicopatología, Huelva, Spain, November 2008
28. Montero, I., León, G.: A guide for naming research studies in psychology. *Int. J. Clin. Health Psychol.* **7**, 847–862 (2007)
29. Clayton, A.H., McGarvey, E.L., Clavet, G.J.: The Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ): development, reliability and validity. *Psychopharmacol. Bull.* **33**, 731–745 (1997)
30. Keller, A., McGarvey, E.L., Clayton, A.H.: Reliability and construct validity of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14). *J. Sex Marital Ther.* **32**, 43–52 (2006)
31. Bobes, J., González, M.P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M.T., Sarasa, P., Clayton, A.: Validation of the Spanish Version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire (CSFQ). *J. Sex Marital Ther.* **26**, 119–131 (2000)
32. Carretero-Dios, H., Pérez, C.: Standards for the development and review of instrumental studies: considerations about test selection in psychological research. *Int. J. Clin. Health Psychol.* **7**, 863–882 (2007)
33. O’Leary, M.P., Fowler, F.J., Lenderking, W.R., Barber, B., Sagnier, P.P., Guess, H.A., Barry, M.J.: A brief male sexual function inventory for urology. *Urology* **46**, 697–706 (1995)
34. Bobes, J., González, M.P., Bascarán, M.T., Clayton, A., García, M., Rico-Villademoros, F., Banús, S.: Evaluating changes in sexual functioning in depressed patients: sensitivity to change of the CSFQ. *J. Sex Marital Ther.* **28**, 93–103 (2002)
35. Observatorio Español sobre Drogas (OED): Situación y tendencias de los problemas de drogas en España. Ministerio de Sanidad y Consumo, Madrid (2007)
36. Observatorio Andaluz sobre Drogas y Adicciones (OADA): La población andaluza ante las drogas X. Conserjería para la igualdad y bienestar social. Junta Andalucía, Sevilla (2007)
37. Ballesta, R., Lozano, Ó., Bilbao, I., González, F.: Estudio de evolución del informe de Los Andaluces ante las Drogas (1987–2003). Junta de Andalucía, Sevilla (2004)
38. Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., Sierra, J.C.: Análisis psicométrico de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una muestra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones* **21**, 221–228 (2009)
39. López-Torrecillas, F., Godoy, J.F., Pérez-García, M., Godoy, D., Sánchez-Barrera, M.B.: Variables modulating stress and coping that discriminate drug consumers from low or nondrug consumers. *Addict. Behav.* **25**, 161–165 (2000)
40. Hambleton, R.K.: Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. In: Muñiz, J. (ed.) *Psicometría*, pp. 203–238. Universitas, Madrid (1996)
41. Carretero-Dios, H., Pérez, C.: Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *Int. J. Clin. Health Psychol.* **5**, 521–551 (2005)
42. Nunnally, J.C., Bernstein, I.J.: *Teoría psicométrica*. McGraw-Hill, Madrid (1995)
43. Kaplan, H.S.: *Disorders of Sexual Desire*. Simon and Shuster, New York (1979)
44. Cocores, J.A., Miller, N.S., Pottash, A.C., Gold, M.S.: Sexual dysfunction in abusers of cocaine and alcohol. *Am. J. Drug Alcohol Abus.* **14**, 169–173 (1988)
45. Rowland, D.L., Strassberg, D.S., de Gouveia Brazao, C.A., Slob, A.K.: Ejaculatory latency and control in men with premature ejaculation: an analysis across sexual activities using multiple sources of information. *J. Psychosom. Res.* **48**, 69–77 (2000)
46. La Pera, G., Giannotti, C.F., Taggi, F., Macchia, T.: Prevalence of sexual disorders in those young males who later become drug abusers. *J. Sex Marital Ther.* **29**, 149–156 (2003)
47. Lévy, J.J., Garnier, C.: Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues santé soc.* **5**, 11–48 (2006)
48. O’Leary, M.P., Rhodes, T., Girman, C.J., Jacobson, D.J., Roberts, R.O., Lieber, M.M., Jacobsen, S.J.: Distribution of the brief male sexual inventory in community men. *Int. J. Impot. Res.* **15**, 185–191 (2003)
49. Mykletun, A., Dahl, A.A., O’Leary, M.P., Fossa, S.D.: Assessment of male sexual function by the brief sexual function inventory. *BJU Int.* **97**, 316–323 (2006)

Journal of Sex & Marital Therapy, 00:1–16, 2012
Copyright © Taylor & Francis Group, LLC
ISSN: 0092-623X print / 1521-0715 online
DOI: 10.1080/0092623X.2011.642493



1 **Adaptation, Equivalence, and Validation**
2 **of the Changes in Sexual Functioning**
3 **Questionnaire-Drugs in a Sample**
4 **of Drug-Dependent Men**

Q1

5 PABLO VALLEJO-MEDINA and JUAN CARLOS SIERRA
6 *Personalidad Evaluación y Tratamiento Psicológico, Facultad de Psicología,*
7 *Universidad de Granada, Granada, Spain*

8 *This study aimed to adapt and validate the Changes in Sexual*
9 *Functioning Questionnaire-short form in a sample of drug-*
10 *dependent men, achieving equivalence. Participants were 301*
11 *drug-dependent and 202 non-drug-dependent men participated*
12 *in this study. The analysis of invariance revealed strong factor*
13 *equivalence (RMSEA = .06; $\chi^2/df = 2.66$ and $\Delta CFI = -.01$) for*
14 *the 4-factor model (desire, pleasure, arousal, and orgasm). This*
15 *model has shown the best fit indices. No items showed differential*
16 *item functioning (ΔR^2 Nagelkerke $< .035$). Reliability ranged*
17 *from $\alpha = 0.83$ for pleasure to $\alpha = 0.61$ for orgasm). A compar-*
18 *ison between the scores of control and experimental participants*
19 *showed significant differences (CI = 99%) in all the dimensions.*
20 *Thus, a worse sexual functioning has been observed in the drug*
21 *consumer group. The adaptation of the Changes in Sexual Function-*
22 *ing Questionnaire-short form to drug-dependent individuals*
23 *showed good psychometric properties.*

24 Consumption of substances for sexual purposes is common (Calafat, Juan,
25 Becoña, & Mantecón, 2008). In some cases, the use of cocaine or metham-
26 phetamines is so linked to sexuality that many users cannot separate con-
27 sumption of the substance from sexual practice (Rawson, Washton, Domier,
28 & Reiber, 2002). Several studies have pointed out that, in low doses and
29 in the short term, drugs sometimes improve certain aspects of sexual

Address correspondence to Pablo Vallejo-Medina, Universidad de Granada, Personalidad Evaluación y Tratamiento Psicológico, Facultad de Psicología, Universidad de Granada, Granada, 18011, Granada, 18011 Spain. E-mail: pvallejo@ugr.es

30 functioning (Degenhardt & Topp, 2003; Emanuele & Emanuele, 1998; Kurtz,
31 2005; Lévy & Garnier, 2006; McKay, 2005; Peugh & Belenko, 2001). These
32 beneficial effects sometimes lead individuals to start to consume a given
33 substance (La Pera et al., 2008), but they are short-lived. An increase in
34 the dose or time of consumption leads to problems in sexual functioning
35 (Aguilar De Arcos et al., 2008; Avila Escribano, Pérez Madruga, Olazabal
36 Ulaia, & López Fidalgo, 2004; Bang-Ping, 2008, 2009; Johnson, Phelps, &
37 Cottler, 2004; Peugh & Belenko, 2001; Rosen, 1991; Smith, 2007).

38 The Changes in Sexual Functioning Questionnaire-short form (CSFQ-14)
39 is one of the instruments most widely used to assess sexual functioning and
40 was developed by Keller, McGarvey, and Clayton (2006). Although the scale
41 has shown good psychometric properties overall, no agreement has been
42 reached yet on its dimensionality, which varies according to sex and the
43 clinical sample. Many studies have used the original proposal by Clayton,
44 McGarvey, and Clavet (1997), which has five factors (pleasure, desire/
45 interest, desire/frequency, arousal, and orgasm) and has received little em-
46 pirical support. Other possibilities considered three factors (desire, arousal,
47 and orgasm; Keller et al., 2006) and even four factors (pleasure, desire,
48 arousal, and orgasm; Clayton et al., 1997). In men, Keller et al. (2006) and
49 Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, and Sierra (2010) found a factorization in
50 which arousal and orgasm had loadings in the same scale.

51 In Spain, the scale has been adapted and validated by Bobes et al.
52 (2000). The psychometric properties in this version were similar to those of
53 the American version. Furthermore, Vallejo-Medina et al. (2011) validated
54 the CSFQ-14 in male drug users and reported good internal consistency reli-
55 ability, a three-dimensional structure (pleasure, desire, and arousal-orgasm),
56 and adequate convergent validity with the Brief Sexual Function Inventory
57 (O'Leary et al., 1995; Vallejo-Medina, Guillén-Riquelme, & Sierra, 2009).

58 The present instrumental study (Carretero-Dios & Pérez, 2007; Montero
59 & León, 2007) explored a number of psychometric properties of the adapta-
60 tion of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire to drug-dependent
61 individuals (CSFQ-D). The first goal was to test the factor equivalence of the
62 scale and the equivalence of item content between two samples: a drug-
63 dependent sample and a non-drug-dependent sample. The next step was to
64 provide validity and reliability indicators for the scale and analyze some psy-
65 chometric properties of the items. The last step was to present data according
66 to age and main substance used, comparing the scores of both groups.

67

METHOD

68 Participants

69 The sample comprised 301 drug-dependent men and 202 non-drug-
70 dependent men. Mean age was 35.59 years ($SD = 8.28$ years) in the

71 drug-dependent group and 31.70 years ($SD = 11.29$ years) in the control
72 group. The difference was statistically significant, $t(497) = -4.46, p < .001,$
73 $d = 0.38$. Regarding education, 20 controls and 130 drug users had pri-
74 mary education, 62 controls and 84 drug users had secondary education, 34
75 controls and 55 drug users had completed nonuniversity higher education,
76 and 83 controls and 23 drug users had university studies. Differences were
77 significant: $\chi^2(3, N = 491) = 109.20, p < .001, \eta = 0.44$.

78 All drug-dependent men were 18 years of age or older, had at least
79 2 weeks in withdrawal, could read and write and all were under psycholog-
80 ical treatment while 19% were also subjected to pharmacological treatment.
81 All were diagnosed as being drug-dependent and receiving treatment for
82 substance abuse using *DSM-IV* criteria. A 22% self-report to have other ill-
83 nesses different to the addiction. The evaluation was made by one researcher
84 with experience in this field.

Q5

85 They were recruited by cluster sampling from the following institutions:
86 ACLAD in A Coruña, UMAD in Santiago de Compostela, Proyecto Hombre
87 Galicia (in the various provinces of Galicia) and Fundación Noray-Proyecto
88 Hombre Alicante in Alicante, all in Spain. Normative participants were re-
89 cruited by convenience sampling. Table 1 shows the consumption charac-
90 teristics of the drug-dependent group according to preferred substance.

Q6

91 Instruments

92 We used the following scales in this study:

- 93 1. CSFQ-D (Keller et al., 2006; Vallejo-Medina et al., 2010). Information about
94 this instrument is provided in the introduction. Higher scores indicate
95 better sexual functioning.
- 96 2. Sexual Assertiveness Scale (Morokoff et al., 1997; Sierra, Vallejo-Medina, &
97 Santos-Iglesias, 2011). This study used the initiation and refusal subscales
98 of the adaptation for drug-dependent individuals by Vallejo-Medina and
99 Sierra (2011). Each subscale comprises six items reported on a 5-point
100 Likert-type scale ranging from 0 (*never*) to 4 (*always*). Santos-Iglesias and
101 Sierra (2010) reported reliability ranging from 0.66 to 0.86. The adaptation
102 for drug-dependent individuals also had good reliability and an equivalent
103 dimensionality to that of the regular version. In the present study, the
104 Cronbach's alpha for initiation and refusal was 0.62.
- 105 3. Cuestionario Consumo Sustancias ("Questionnaire on Substance Use";
106 Vallejo-Medina et al., 2011). This 16-item questionnaire includes the diag-
107 nostic criteria of the *DSM-IV-R* in a short, simple, and clear format. It is
108 useful to diagnose problems of substance dependence, abuse, and intoxi-
109 cation. Items are responded on a dichotomous (*yes/no*) scale. Spearman's
110 correlation with the diagnosis made by the various institutions (using

TABLE 1. Consumption Characteristics

	Substance of choice						
	Alcohol	Cocaine	Cocaine + Alcohol	Heroin ^e	Speedball	Marijuana	Otras ^f
Participants (<i>n</i>)	63	63	83	34	38	16	4
Age in years, <i>M</i> (<i>SD</i>)	43.03 (9.73)	31.77 (5.94)	32.55 (7.02)	37.12 (5.19)	35.32 (5.67)	28.81 (7.45)	37.67 (4.50)
Mean time of use in years	21.55 (8.85)	9.78 (5.45)	11.88 (5.92)	13.26 (6.45)	15.10 (7.16)	10.93 (6.20)	14.00 (5.05)
Mean daily consumption in grams/day	290.95	0.84	1.17	0.83	0.94	2.70	9.00
Absinence time in years (<i>SD</i>)	0.78 (1.19)	1.19 (1.98)	0.58 (0.45)	1.81 (3.24)	1.48 (1.47)	1.37 (1.63)	13.44 (19.97)

Q7

Q8
Q9
^fMethamphetamines and benzodiazepines (always in units).

111 EuropASI and personal interviews) was .85, $p > .001$. Reliability was .88
 112 in the original study and .82 in the present study.

Q10

113 4. Register of substance use. We assessed the following variables: preferred
 114 substance, amount of substance used, and frequency and duration of use.
 115 These data provide information on severity of use. In addition, we assessed
 116 time of abstinence (with self-reported methods or urine or blood tests,
 117 according to the procedure used in each institution). Last, we recorded
 118 sociodemographic characteristics.

119 Procedure

120 The validation of the CSFQ-14 by Vallejo-Medina et al. (2010) was the starting
 121 point. We adapted the questionnaire on the basis of suggestions made by
 122 Vallejo-Medina et al. (2010) and our own experience in the area of sexuality
 123 with drug user patients. After following the authors' recommendation of
 124 eliminating Items 10 and 14 (which assess pain), we created three new items
 125 to assess the pleasure dimension because there was only one item of this
 126 kind in the original version, and it did not represent the full construct of
 127 sexual pleasure (Vallejo-Medina et al., 2010). In addition, the wording of the
 128 items was simplified, eliminating redundancies that made them difficult to
 129 understand. Last, we simplified the sexual vocabulary by avoiding the use
 130 of technical jargon. For example, we replaced *to ejaculate* with *to come*,
 131 *erection* with *hard-on*, *graphic sexual material* with *porn*, and so on. The
 132 new version of the questionnaire (see the Appendix) was assessed by five
 133 experts in psychometry, whose agreement with the wording of the items
 134 exceeded 85%. Last, comprehension of the items was assessed by five drug
 135 users and five university students, more than 85% of whom reported optimal
 136 comprehension.

Q11

137 Before answering the questionnaires, all drug-dependent participants
 138 gave their written informed consent. Participation was voluntary, anony-
 139 mous, and confidential. The assessment took 30 min. Participants had to be
 140 more than 18 years of age, free of the effect of substances for at least 2 weeks
 141 before the assessment, literate, and receiving treatment for a substance de-
 142 pendence disorder. Non-drug user participants responded after giving verbal
 143 informed consent and confirming they had not been diagnosed with sub-
 144 stance dependence.

145 This work was reviewed and approved by an independent ethical board
 146 of our institution in accordance with 1975 Declaration of Helsinki, as revised
 147 in 1983 Ethic Committee for Clinical Research.

148 Data Analysis

Q12

149 Factor invariance was confirmed using structural equation modeling with
 150 AMOS. Estimates were made with the generalized least squares method.

151 We assessed the fit of several models, considering the following values as
152 adequate: values greater than .85 for the AGFI, values between 1 and 3 for
153 the χ^2/df , and values lower than .08 for the RMSEA. After assessing model fit,
154 invariance was tested in models with good fit. The following were considered
155 signs of invariance: no increase in the AIC and $\Delta\chi^2/df$ compared with the
156 least restrictive model, and a CFI not reduced by more than .01 compared
157 with the previous model (Cheung & Rensvold, 2002). SPSS was used to
158 assess the presence of DIF, using multinomial logistic regression (Miller &
159 Spray, 1993). If the contribution of Model 2 in itself is significant, the DIF is
160 uniform; if the contribution of Model 3 is significant, the DIF is nonuniform.
161 The measure was complemented with the Nagelkerke ΔR^2 , a measure of
162 effect size. An increase in R^2 by less than .035 indicates negligible DIF;
163 values between .035 and .070 show moderate DIF, and an increase greater
164 than .070 shows high DIF (Jodoin & Gierl, 2001).

165

RESULTS

166 The present study tested three of the factor models most used in the CSFQ:
167 the model with three independent factors (desire, arousal, and orgasm;
168 M3), the model with four independent factors (pleasure, desire, arousal,
169 and orgasm; M4), and the model with five independent factors (pleasure,
170 frequency/desire, interest/desire, arousal, and orgasm; M5). As shown in
171 Table 2, the four-factor model had the best fit indices in general and invari-
172 ance indices in particular. M4 had better χ^2/df indices than did M3 and M5.
173 A similar trend was shown by the RMSEA, in which M4 and M5 obtained ad-
174 equate indices. Only the AGFI supported a better fit of M3 compared to M4
175 and M5. As for indicators of invariance, $\Delta\chi^2/df$ and AIC suggested greater
176 invariance in M4, although the ΔCFI showed the real level of invariance.
177 Thus, the only model with strong invariance was the four-factor model.

178 Figure 1 shows the path diagram of the four-dimension model with the
179 equivalences between the factor weights of the drug user group and the
180 control group. All the items (except Item 15) had similar weights in both
181 groups.

182 After confirming the factor equivalence of the CSFQ-D between drug-
183 dependent and non-drug-dependent participants, we verified the presence
184 of DIF. As shown in Table 3, the DIF analysis performed in each scale did
185 not show uniform or nonuniform DIF in any items. Therefore, there does not
186 seem to be a bias in the interpretation of the items of the CSFQ-D. However,
187 it should be noted that Items 1, 6, and 15 scored highest in the Nagelkerke
188 ΔR^2 , although their scores were lower than .035.

189 After verifying the factor and metric equivalence of the scale, a few of its
190 psychometric properties were analyzed. Table 4 shows that the mean score of
191 each item was slightly higher in the control group than in the drug-dependent

Validation of the CSFQ-D in Drug-Dependent Males

TABLE 2. Goodness-of-Fit Indices of Invariance Model

	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2/df$	RMSEA	AFGI	CFI	ΔCFI	AIC
Four-factor model (pleasure, desire, arousal, and orgasm)									
M4 _a : Configural invariance	488.91	180	2.71	—	.061	.811	.39	—	608.91
M4 _b : Same loadings on the factors	507.41	191	2.56	-.15	.060	.816	.38	-.01	605.41
M4 _c : Same structural covariance	518.70	195	2.66	.10	.060	.815	.37	-.01	608.70
M4 _d : Same error variance	664.92	210	3.16	.50	.069	.780	.11	-.26	724.92
Five-factor model (pleasure, frequency/desire, interest/desire, arousal, and orgasm)									
M5 _a : Configural invariance	519.59	186	2.79	—	.062	.806	.35	—	627.59
M5 _b : Same loadings on the factors	522.48	193	2.70	-.09	.055	.812	.35	.00	616.48
M5 _c : Same structural covariance	543.64	197	2.76	.06	.056	.808	.32	-.03	629.64
M5 _d : Same error variance	683.49	212	3.22	.46	.064	.776	.08	-.24	739.49
Three-factor model (desire, arousal, and orgasm)									
M3 _a : Configural invariance	297.32	88	3.37	—	.072	.824	.38	—	385.32
M3 _b : Same loadings on the factors	311.01	96	3.24	-.13	.070	.831	.36	-.02	383.01
M3 _c : Same structural covariance	314.89	99	3.18	-.06	.069	.834	.36	.00	380.90
M3 _d : Same error variance	386.07	110	3.51	.33	.074	.817	.18	-.18	430.07

Q13

192 group. Standard deviations were close to 1, as recommended by Carretero-
 193 Dios and Pérez (2005). In the drug-dependent group, the corrected item-total
 194 correlation was always greater than .30 (Nunnally & Bernstein, 1995). The
 195 same was true for the control group, except for Item 15, whose corrected
 196 item-total correlation was .23. In addition, except for Item 2, eliminating any
 197 of the items did not lead to an improvement in the final alpha of the subscale.
 198 Cronbach's alpha was acceptable for all the subscales except orgasm, which
 199 had a low value in the sample of normal men ($\alpha = .45$).

200 Last, the following data are presented as validity indicators: mean scores,
 201 standard deviations, differences in sexual functioning between the drug-
 202 dependent and the control group according to age groups, and correlations
 203 with the subscales of the Sexual Assertiveness Scale. As shown in Table 5,
 204 the scores of the drug-dependent group were always lower than those of
 205 the control group. Differences were significant (99% CI) in most cases and
 206 had a medium effect size. The Kruskal-Wallis test also revealed significant
 207 differences (95% CI) regarding preferred substance in desire and arousal:
 208 CSFQ desire: $\chi^2(6) = 12.93, p = .044$ and CSFQ arousal: $\chi^2(6) = 16.25,$

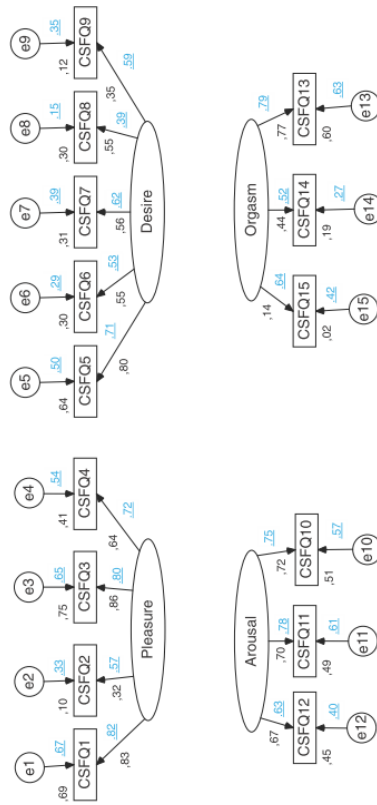


FIGURE 1. Standardized estimates of the unconstrained model for control and experimental (Color figure available online).

TABLE 3. Differential Item Functioning, by Subscale

Item	Model 2			Model 3		
	$\chi^2(1)$	p	ΔR^2 Nagelkerke	$\chi^2(1)$	p	ΔR^2 Nagelkerke
			Pleasure			
1	1.18	.27	.005	11.27	.00	.030
2	2.83	.09	.008	0.14	.70	.000
3	0.05	.82	.000	3.84	.05	.011
4	6.75	.01	.018	2.78	.10	.007
			Desire			
5	0.00	.98	.000	3.66	.56	.010
6	8.73	.00	.023	10.99	.00	.029
7	0.03	.86	.000	5.18	.02	.014
8	0.12	.72	.001	2.07	.15	.005
9	8.17	.00	.022	0.55	.45	.001
			Arousal			
10	0.14	.70	.001	0.37	.53	.001
11	0.14	.70	.001	0.70	.40	.002
12	0.46	.49	.002	1.86	.17	.005
			Orgasm			
13	0.51	.47	.001	4.76	.03	.013
14	5.39	.02	.014	5.83	.02	.015
15	11.15	.00	.029	2.57	.11	.007

Note. Model 1 regression without DIF. The Model 2 is a grouping variable regression (uniform DIF) and to the Model 3 is added an interaction between the group score and the total test score (nonuniform DIF). For all subscales, the DIF quantity was negligible. Model 1 results are as follows: For pleasure, $\chi^2(1) = 33.98$, $p = .00$, $R^2 = .092$; for desire, $\chi^2(1) = 17.44$, $p = .00$, $R^2 = .047$; for arousal, $\chi^2(1) = 15.17$, $p = .00$, $R^2 = .041$; and for orgasm, $\chi^2(1) = 22.16$, $p = .00$, $R^2 = .061$.

Q14
Q15
Q16
Q17

209 $p = .012$. However, no differences were found in CSFQ pleasure: $\chi^2(6) =$
210 7.59 , $p = .27$ or CSFQ orgasm: $\chi^2(5) = 6.41$, $p = .26$.

211 Correlations between the CSFQ-D subscales and the initiation subscale
212 of the Sexual Assertiveness Scale were significant and low. The refusal sub-
213 scale only correlated in the drug-dependent group with the desire subscale.

214

DISCUSSION

215 According to the results obtained, the CSFQ-D was found to be reliable and
216 valid in a male drug-dependent sample. The adaptation of the question-
217 naire showed strong equivalence between drug-dependent and non-drug-
218 dependent participants. All the items seem to discriminate correctly between
219 clinical and nonclinical participants, and the differences found point in the
220 right direction, that is, they suggest worse functioning in drug-dependent
221 men.

TABLE 4. Psychometric Properties of Items

Subscale	Items	Drug dependents					Normals				
		M	SD	DIF ^c	α item	α scale	M	SD	DIF ^c	α item	α scale
Pleasure	CSFQ-1	2.93	1.38	.72	.74	.83	3.60	0.99	.76	.73	.82
	CSFQ-2	3.88	0.93	.46	.85		4.27	0.72	.42	.87	
	CSFQ-3	3.14	1.20	.77	.71		3.66	0.93	.78	.73	
Desire	CSFQ-4	3.08	1.15	.65	.77		3.40	0.90	.69	.77	
	CSFQ-5	3.35	1.13	.45	.71	.73	3.62	0.88	.45	.63	.68
	CSFQ-6	4.12	0.88	.51	.69		4.15	0.63	.44	.65	
	CSFQ-7	4.06	0.99	.60	.65		4.30	0.76	.48	.62	
	CSFQ-8	2.82	1.28	.50	.70		3.16	1.21	.52	.61	
Arousal	CSFQ-9	3.10	0.99	.47	.70		3.55	0.97	.39	.66	
	CSFQ-10	4.08	0.94	.52	.69	.73	4.34	0.77	.43	.69	.68
	CSFQ-11	4.38	0.87	.66	.54		4.62	0.62	.58	.51	
Orgasm	CSFQ-12	4.32	1.04	.51	.71		4.54	0.72	.50	.58	
	CSFQ-13	3.76	0.92	.42	.51	.61	3.97	0.69	.30	.34	.45
	CSFQ-14	3.57	1.27	.46	.47		3.87	1.05	.37	.21	
	CSFQ-15	3.68	0.85	.41	.53		4.08	0.65	.23	.45	

Note. DIF^c = Discrimination Index (corrected item-total correlation); α item = reliability if item eliminated; α scale = reliability.

Q18

222 To the best of our knowledge, the present study is the first to confirm
 223 the dimensionality of the CSFQ, which had not been consolidated and had
 224 basic problems until now. Previous studies (Bobes et al., 2000; García-Portillo
 225 et al., 2011; Keller et al., 2006; Vallejo-Medina et al., 2010) showed divergent
 226 data with the following shortcomings: either arousal and orgasm had load-
 227 ings in the same factor or a divided construct was used (desire/frequency
 228 and desire/interest)—whose differentiation is not necessary on a theoretical
 229 level—or there were problems with Items 1 (which loaded alone on one
 230 factor) and 10 and 14 (which do not match the syntactic definition of sexual
 231 functioning). The reason for such problems may be that the original study by
 232 Clayton et al. (1997) obtained the factorization of the scale from theoretical
 233 clusters and intercorrelations between them, which is not the best method
 234 to estimate a factor structure. Some of these problems were solved by elim-
 235 inating Items 10 and 14 and complementing the sexual pleasure factor (on
 236 which only Item 1 had loadings) with three new items. The factor structure
 237 obtained not only showed adequate fit indices in the unconstrained model,
 238 in drug-dependent and non-drug-dependent men; this adaptation of the
 239 questionnaire also showed strong equivalence between both samples. Of all
 240 the models tested, the four-factor model was the only one that reached this
 241 level of invariance and allowed equivalent comparisons between the factor
 242 means (Dimitrov, 2010).

243 Apart from the fact that the questionnaire showed factor equivalence, the
 244 absence of DIF also strengthens the idea of a questionnaire with equivalent

TABLE 5. Descriptive Analysis, by Subscales and Group Differences

	18-30 years old						31-45 years old							
	Drug group		Non-drug group		Differences		Drug group		Non-drug group		Differences			
	<i>M</i> (DT)		<i>M</i> (DT)		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M</i> (DT)		<i>M</i> (DT)		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Pleasure	13.34 (4.09)		15.20 (2.78)		3.56	.000	.53	12.94 (3.71)		14.71 (2.80)		3.50	.000	.53
Desire	18.02 (3.42)		19.06 (3.02)		2.25	.025	.32	17.37 (3.85)		19.02 (2.62)		3.45	.000	.50
Arousal	13.02 (2.04)		13.82 (1.57)		3.00	.002	.43	12.87 (2.35)		13.68 (1.37)		3.06	.000	.42
Orgasm	11.26 (2.23)		11.93 (1.73)		2.38	.018	.33	11.06 (2.35)		12.39 (1.46)		4.83	.000	.67
	45-55 years old													
	Drug group		Non-drug group		Differences		Drug group		Non-drug group		Differences			
	<i>M</i> (DT)		<i>M</i> (DT)		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>	<i>M</i> (DT)		<i>M</i> (DT)		<i>t</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Pleasure	12.28 (3.20)		14.36 (3.15)		2.47	.016	.65	13.02 (3.78)		14.92 (2.90)		6.18	.000	.56
Desire	16.59 (3.31)		17.73 (3.07)		1.39	.169	.35	17.43 (3.70)		18.76 (3.02)		4.34	.000	.39
Arousal	11.88 (2.48)		12.42 (1.72)		1.02	.311	.25	12.77 (2.30)		13.50 (1.65)		4.07	.000	.36
Orgasm	10.24 (2.02)		11.44 (1.56)		2.57	.013	.66	11.01 (2.51)		11.92 (1.69)		4.95	.000	.45

Note. Significant differences (CI = 95) appear in bold.

Q19

245 content. Thus, it is possible to state that, at least in the sample used in this
246 study, non-drug-dependent and drug-dependent participants had the same
247 probability of choosing a given response to any item, without their decision
248 being influenced by belonging to either group (Hidalgo, Gómez, & Padilla,
249 2005). Therefore, the absence of DIF along with factor equivalence make it
250 possible to use the CSFQ-D as an instrument to compare sexual functioning
251 between drug-dependent men and non-drug-dependent men.

252 After confirming the dimensionality of the scale and verifying the ab-
253 sence of bias in the wording of the items, a few psychometric properties of
254 the items and the scale were analyzed. Standard deviations (close to 1), cor-
255 rected item-total correlations (greater than .30), and a Cronbach's alpha that
256 did not increase if items were eliminated were good indicators. In addition,
257 the Cronbach's alpha obtained in both samples was acceptable, except for
258 the scale orgasm (especially in normal participants), in which it was low.
259 It is difficult to compare reliability coefficients with those reported by other
260 studies because different dimensionalities have been used. However, all the
261 dimensions had good reliability overall, except orgasm, which had a reli-
262 ability of .45 in the present study (although only in non-drug-dependent
263 participants) and in the studies by Clayton et al. (1997) and Keller et al.
264 (2006). All the values obtained in this study suggest that Item 15 (Item 13 in
265 the original version) "How intense are your orgasms?" is the most problem-
266 atic. This item may have a more subjective interpretation and vary between
267 participants, although focus groups or cognitive interviews would be neces-
268 sary to confirm this.

269 External validity indicators were also adequate. Worse sexual function-
270 ing was observed even in drug-dependent men with about one year of
271 abstinence (see Table 1). These results contradict those of Cocores, Miller,
272 Pottash, and Gold (1988), who concluded that sexual functioning problems
273 spontaneously disappear after three weeks of abstinence, or those of Rojas-
274 García and Sierra (2011), who pointed out that there are no differences
275 in levels of sexual desire between drug-dependent participants during ab-
276 stinence and participants with no history of substance use. Although the
277 direct physiological effects derived from substance use may disappear af-
278 ter 3 weeks, the conditioning caused by associating sexual practice and
279 sexual problems may not disappear so quickly. Moreover, drug-dependent
280 participants showed worse sexual functioning, similarly to the findings of
281 Bang-Ping (2009), Palha and Esteves (2002, 2008), or Vallejo-Medina et al.
282 (2010). Last, significant and low correlations were found between the Sexual
283 Assertiveness Scale initiation subscale and the CSFQ-D subscales. Initiation
284 sexual assertiveness is related to sexual functioning (Morokoff et al., 1997;
285 Santos-Iglesias & Sierra, 2010; Sierra et al., 2011). The fact that significant,
286 inverse, and low correlations were found between the desire and refusal
287 subscales is also consistent. Thus, lower sexual desire seems to be related to
288 more frequent refusal of sexual relations.

289 Conclusions, Limitations, and Future Areas of Research

290 The CSFQ-D seems to be a good instrument to assess sexual functioning
 291 in drug-dependent men. Its psychometric properties guarantee a quality as-
 292 sessment and its equivalence makes it possible to compare the scores of
 293 non-drug-dependent and drug-dependent participants. The differences in
 294 the age and educational level of the two samples might affect the inter-
 295 pretation of the results. However, such small differences should be of little
 296 importance, given that it is a psychometric study. In addition, some signif-
 297 icant differences were found in sexual functioning according to preferred
 298 substance. Future studies should correct this and study each substance sepa-
 299 rately. We would remain prudent in interpreting the external validity. This is
 300 only intended to make a trend; there are many other variables that may be af-
 301 fecting our results (e.g., psychiatric comorbidity, somatic illness, abstinence,
 302 pharmacological treatment). Studies with a more clinical nature should take
 303 into account issues such as these. Last, the sampling method used was non-
 304 probabilistic, hence the observations cannot be generalized to the entire
 305 population. In the future, it would be necessary to include numerical tables
 306 in the test so that a more accurate assessment can be made. It would also be
 307 interesting to assess how abstinence from drugs affects sexual functioning,
 308 that is, to determine the actual recovery curve and assess the influence of
 309 other variables such as anxiety, depression, personal relations, medication,
 310 or disease.

311

REFERENCES

- 312 Aguilar De Arcos, F., Verdejo García, A., López Jiménez, A., Montañez Pareja, M.,
 313 Gómez Juárez, E., Arráez Sánchez, F., & Pérez García, M. (2008). Cambios en
 314 la respuesta emocional ante estímulos visuales de contenido sexual en adictos
 315 a drogas. *Adicciones*, *20*, 117–124. **Q20**
- 316 Ávila Escribano, J. J., Pérez Madruga, A., Ólazabal Ulacia, J. C., & López Fidalgo, J.
 317 (2004). Disfunciones sexuales en el alcoholism. *Adicciones*, *16*, 1–6. **Q21**
- 318 Bang-Ping, J. (2008). Erectile dysfunction associated with psychoactive substances.
 319 *Chonnam Medical Journal*, *44*, 117–124. doi: 10.4068/cmj.2008.44.3.117
- 320 Bang-Ping, J. (2009). Sexual dysfunction in men who abuse illicit drugs: A pre-
 321 liminary report. *Journal of Sexual Medicine*, *6*, 1072–1080. doi:10.1111/j.1743-
 322 6109.2007.00707.x
- 323 Bobes, J., González, M. P., Rico-Villademoros, F., Bascarán, M. T., Sarasa, P., &
 324 Clayton, A. (2000). Validation of the Spanish version of the Changes in Sex-
 325 ual Functioning Questionnaire (CSFQ). *Journal of Sex & Marital Therapy*, *26*,
 326 119–131. doi: 10.1080/009262300278524
- 327 Calafat, A., Juan, M., Becoña, E., & Mantecón, A. (2008). Qué drogas se prefieren
 328 para las relaciones sexuales en contextos recreativos. *Adicciones*, *20*, 37–48. **Q22**
- 329 Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de
 330 estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*,
 331 *5*, 521–551. **Q23**

- 332 Carreiro-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and review
333 of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological
334 research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *7*, 863–
335 882.
- 336 Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for
337 testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233–255.
338 doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- 339 Clayton, A. H., McGarvey, E. L., & Clavet, G. J. (1997). The Changes in Sexual
340 Functioning Questionnaire (CSFQ): Development, reliability and validity. *Psy-
341 chopharmacology Bulletin*, *33*, 731–745.
- 342 Cocores, J. A., Miller, N. S., Pottash, A. C., & Gold, M. S. (1988). Sexual dysfunction in
343 abusers of cocaine and alcohol. *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*,
344 *14*, 169–173.
- 345 Degenhardt, L., & Topp, L. (2003). Crystal meth use among polydrug users in Sydney's
346 dance party subculture: Characteristics, use patterns and associated harms. *Inter-
347 national Journal of Drug Policy*, *14*, 17–24. doi:10.1016/S0955-3959(02)00200-1
- 348 Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct
349 validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *43*,
350 121–149. doi: 10.1177/0748175610373459
- 351 Emanuele, M. A., & Emanuele, N. V. (1998). Alcohol's effects on male reproduction.
352 *Alcohol Health Research World*, *22*, 195–201.
- 353 García-Portilla, M. P., Saiz, P. A., Fonseca, E., Al-Halabi, S., Bobes-Bascaran, M.
354 T., Arrojo, M., ... Bobes, J. (2011). Psychometric properties of the Spanish
355 version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-
356 14) in patients with severe mental disorders. *The Journal of Sexual Medicine*, *8*,
357 1371–1382. doi: 10.1111/j.1743-6109.2010.02043.x
- 358 Hidalgo, M. D., Gómez, J., & Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: Alternativas
359 de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicobema*,
360 *17*, 509–515.
- Q24 361 Jodoin, M. G., & Gierl, M. J. (2001). Evaluating type I error and power rates
362 using an effect size measure with the logistic regression procedure for
363 DIF detection. *Applied Measurement in Education*, *14*, 329–349. doi:10.1207/
364 S15324818AME1404_2
- 365 Johnson, S. D., Phelps, D. L., & Cottler, L. B. (2004). The association of
366 sexual dysfunction and substance use among a community epidemiologi-
367 cal sample. *Archives of Sexual Behavior*, *33*, 55–63. doi:10.1023/B:ASEB.
368 0000007462.97961.5a
- 369 Keller, A., McGarvey, E. L., & Clayton, A. H. (2006). Reliability and construct validity
370 of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire Short-Form (CSFQ-14).
371 *Journal of Sex & Marital Therapy*, *32*, 43–52. doi: 10.1080/00926230500232909
- 372 Kurtz, S. P. (2005). Post-circuit blues: Motivations and consequences of crys-
373 tal meth use among gay men in Miami. *AIDS and Behavior*, *9*, 63–72. doi:
374 10.1007/s10461-005-1682-3
- 375 La Pera, G., Carderi, A., Marianantoni, Z., Peris, F., Lentini, M., & Taggi, F. (2008).
376 Sexual dysfunction prior to first drug use among former drug addicts and its
377 possible causal meaning on drug addiction: Preliminary results. *The Journal of
378 Sexual Medicine*, *5*, 164–172. doi:10.1111/j.1743-6109.2007.00571.x

- 379 Lévy, J. J., & Garnier, C. (2006). Drogues, médicaments et sexualité. *Drogues, Santé*
380 *et Société*, 5, 11–48. **Q25**
- 381 McKay, A. (2005). Sexuality and substance use: The impact of tobacco, alcohol, and
382 selected recreational drugs on sexual function. *Canadian Journal of Human*
383 *Sexuality*, 14, 47–56.
- 384 Miller, T. R., & Spray, J. A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF
385 identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measure-*
386 *ment*, 30, 107–122. doi:10.1111/j.1745-3984.1993.tb01069.x
- 387 Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology.
388 *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847–862.
- 389 Morokoff, P. J., Quina, K., Harlow, L. L., Whitmire, L., Grimley, D. M., Gibson, P.
390 R., & Burkholder, G. J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women:
391 Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73,
392 790–804. doi:10.1037/0022-3514.73.4.790
- 393 Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid, Spain: McGraw-
394 Hill. **Q26**
- 395 O'Leary, M. P., Fowler, F. J., Lenderking, W. R., Barber, B., Sagnier, P. P., Guess, H.
396 A., & Barry, M. J. (1995). A brief male sexual function inventory for urology.
397 *Urology*, 46, 697–706. doi: 10.1016/S0090-4295(99)80304-5
- 398 Palha, A. P., & Esteves, M. (2002). A study of the sexuality of opiate addicts. *Journal*
399 *of Sex & Marital Therapy*, 28, 427–437. doi: 10.1080/00926230290001547
- 400 Palha, A. P., & Esteves, M. (2008). Drugs of abuse and sexual functioning. *Advances*
401 *in Psychosomatic Medicine*, 29, 131–149. doi: 10.1159/000126628
- 402 Peugh, J., & Belenko, S. (2001). Alcohol, drugs and sexual function: A review.
403 *Journal of Psychoactive Drugs*, 33, 223–232.
- 404 Rawson, R. A., Washton, A., Domier, C. P., & Reiber, C. (2002). Drugs and sexual
405 effects: Role of drug type and gender. *Journal of Substance Abuse Treatment*,
406 22, 103–108. doi: 10.1016/S0740-5472(01)00215-X
- 407 Rojas-García, A., & Sierra, J. C. (2011). Análisis del deseo sexual en una muestra de
408 drogodependientes en periodo de abstinencia. *Trastornos Adictivos*. **Q27**
- 409 Rosen, R. C. (1991). Alcohol and drug effects on sexual response: Human experi-
410 mental and clinical studies. *Annual Review of Sex Research*, 2, 119–179. **Q28**
- 411 Santos-Iglesias, P., & Sierra, J. (2010). El papel de la de la asertividad sexual en la
412 sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical*
413 *and Health Psychology*, 10, 553–577. **Q29**
- 414 Sierra, J. C., Vallejo-Medina, P., & Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psi-
415 cométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales*
416 *Psicología*, 27, 17–26. **Q30**
- 417 Smith, S. (2007). Drugs that cause sexual dysfunction. *Psychiatry*, 6, 111–114.
418 doi:10.1016/j.mppsy.2006.12.004
- 419 Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2009). Análisis psicométrico
420 de la versión española del Brief Sexual Function Inventory (BSFI) en una mues-
421 tra de hombres con historia de abuso de drogas. *Adicciones*, 21, 221–228. **Q31**
- 422 Vallejo-Medina, P., Guillén-Riquelme, A., & Sierra, J. C. (2010). Psychometric proper-
423 ties of the Spanish version of the Changes in Sexual Functioning Questionnaire-
424 Short-Form (CSFQ-14) in a sample of males with drug abuse history. *Sexuality*
425 *and Disability*, 28, 105–118. doi:10.1007/s11195-010-9146-8

- 426 Vallejo-Medina, P., & Sierra, J. C. (2011). *Adaptation and validation of the Sexual*
427 *Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users*. Manuscript under
428 revision.
- 429 Vallejo-Medina, P., Sierra, J. C., Araujo Gallego, M., Casete Fernández, L., Díaz Castro,
430 E., Fraga Rodríguez, R. M., et al. (2011, April). *Desarrollo y validación de una*
431 *escala breve de diagnóstico de trastornos por uso de sustancias. El Cuestionario*
432 *de Consumo de Sustancias (CSS)*. Paper presented at the XXXVIII Jornadas
433 Nacionales de Socidrogalcohol, Madrid, Spain.
- Q32**
- Q33**
- Q34**
- Q35**

Propiedades psicométricas de la versión española de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS)

Juan Carlos Sierra, Pablo Vallejo-Medina* y Pablo Santos-Iglesias

Universidad de Granada (España)

Resumen. La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos saludables. La *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) es una escala de 18 ítems que evalúa tres dimensiones: *Iniciación*, *Rechazo* y *Prevención Embarazo-ETS (E-ETS)*. En este estudio 853 personas contestaron la SAS, junto a una batería de instrumentos afines. La puntuación media de los ítems ha sido similar a la media teórica del cuestionario, siendo además las desviaciones típicas cercanas a uno. Casi todos los ítems han mostrado un índice de discriminación por encima de .30 y un aporte apropiado a la fiabilidad de la escala. El análisis factorial exploratorio ha mostrado tres dimensiones idénticas a las obtenidas en el estudio original que explican un 48% de la varianza (*Iniciación* $\omega = .80$; *Rechazo* $\omega = .76$ y *E-ETS* $\omega = .85$). Esta estructura ha sido confirmada mediante un modelo de ecuaciones estructurales observándose un buen ajuste. Se discute la validez concurrente al observar correlaciones significativas entre las subescalas del SAS con otros constructos afines.

Palabras clave: Asertividad sexual; SAS; estudio instrumental; validez; fiabilidad.

Title: Psychometric properties of the Spanish version of the Sexual Assertiveness Scale (SAS).

Abstract: The construct of sexual assertiveness has been developed to further the understanding of the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sex and negotiate pregnancy and sexually transmitted diseases prevention, and consequently, explore healthy behaviours. Sexual Assertiveness Scale (SAS), which is an 18 items questionnaire that consists of three factors measuring *Initiation*, *Refusal*, and *Pregnancy Sexually Transmitted Disease prevention (P-STD)* assertiveness. In this study, 853 people answered to the SAS together with others scales. The mean of the items has been similar to the theoretical average of the questionnaire. Moreover, the standard deviation has been close to one. Most of the items have showed a discrimination index higher than .30. No alpha increase has been observed if any item were deleted. Exploratory factor analysis showed three dimensions (48% variance) which replicate the original solution identically (*Initiation* $\omega = .80$; *Refusal* $\omega = .76$ and *P-STD* $\omega = .85$). The scale dimension has been confirmed by using a Structural Equation Modeling and found a good fit index. Significant correlations have been observed between SAS and other related constructs.

Key words: Sexual assertiveness; SAS; instrumental study; validity; reliability.

Asertividad general y asertividad sexual

La asertividad general es una habilidad social que permite comunicar nuestros sentimientos, preferencias, necesidades u opiniones a otra persona, sin menospreciarla, forzarla o usarla (Dee Galasi, 1977). Gidycz, Hanson y Layman (1995) o Greene y Navarro (1998) argumentan que la asertividad es específica de cada situación; de hecho, Zamboni, Crawford y Williams (2000) señalan que los sujetos asertivos y comunicativos en su día a día no tienen porque serlo en el ámbito sexual. Se sugiere, por tanto, evaluar la asertividad en situaciones sexuales específicas, empleando para ello el constructo concreto de asertividad sexual (Livingston, Testa y VanZile-Tamsen, 2007). La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables; se basa en el derecho humano a la autonomía, que asume que las personas tienen derecho a elegir sobre su propia experiencia y actividad sexual (Morokoff, Quina, Harlow, Whitmire, Grimley, Gibson et al., 1997).

Funcionamiento sexual, victimización sexual y conductas sexuales de riesgo

El estudio de la asertividad sexual puede organizarse en tres grandes áreas: funcionamiento sexual, victimización

sexual y conductas sexuales de riesgo (Santos-Iglesias y Sierra, 2010a). Dentro del funcionamiento sexual, probablemente, sea la satisfacción sexual la más perjudicada por la ausencia de asertividad sexual debido a la incapacidad de la persona para comunicar asertivamente sus preferencias sexuales, gustos y sensaciones. De hecho, varios estudios relacionan la satisfacción sexual con la asertividad sexual (Haavio-Mannila y Kontula, 1997; Hurlbert, 1991) y con la capacidad orgásmica (Cotten-Houston y Wheeler, 1983; Hurlbert, 1991; Kuriansky, Sharpe y O'Connor, 1982; Nelson, 1974). Se han encontrado también correlatos entre el deseo sexual y la asertividad sexual (Hurlbert, 1991; Hurlbert, Singh, Menendez, Fertel, Fernández y Salgado, 2005). La capacidad para rechazar una relación sexual sería el núcleo de la segunda área: la victimización sexual. Existen diversos estudios que relacionan la coerción y el abuso sexual con una baja asertividad sexual (Livingston et al., 2007; Morokoff et al., 1997; Rickert, Sanghvi y Wiemann; 2002; Testa, VanZile-Tamsen y Livingston, 2007). De hecho, la carencia de asertividad sexual actuaría como un factor de vulnerabilidad en las mujeres que han sufrido abusos (Greene y Navarro, 1998; Rickert et al., 2002; Rosenbaum y O'Leary, 1981; Sierra, Ortega, Santos y Gutiérrez, 2007; Stoner, Norris, George, Morrison, Zawacki, Davis et al., 2008; Testa y Dermen, 1999; Testa et al., 2007). Se ha demostrado también como el entrenamiento en asertividad sexual puede proteger a las mujeres ante la violencia sexual (Macy, Nurius y Norris, 2006; Somlai, Kelly, McAuliffe, Gudmundson, Murphy, Sikkema et al., 1998). La última área de interés serían las conductas sexuales de riesgo. Hay que tener en cuenta que la mera habilidad para iniciar y mantener una conversación sobre sexualidad no está relacionada con la

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Pablo Vallejo Medina. Facultad de Psicología. Universidad de Granada. Campus de Cartuja, s/n. 18011 Granada (España). E-mail: pvallejo@ugr.es

capacidad de negociación del uso del preservativo (Robles, Moreno, Frías, Rodríguez, Barroso, Díaz et al., 2006). Es la propia asertividad sexual asociada a la prevención de embarazos y enfermedades de transmisión sexual (E-ETS) la que predice su uso, aunque solo en mujeres (Raj, Silverman y Amaro, 2004; Quina, Harlow, Morokoff, Burkholder y Deiter, 2000; Robles et al., 2006; Štulhofer, Graham, Božičević, Kufirin y Ajduković, 2007), ya que en hombres sólo se ha encontrado esta relación con respecto al uso del condón femenino (Lameiras-Fernández, Núñez-Mangana, Rodríguez-Castro, Bretón-López y Agudelo, 2007; Lameiras-Fernández, Carrera-Fernández, Failde-Garrido, Ricoy-Lorenzo, López-Castedo y Núñez-Mangana, 2010). En esta misma línea, Auslander, Perfect, Succop y Rosenthal, (2007) encontraron, en mujeres, una relación negativa entre asertividad sexual de E-ETS y la promiscuidad sexual.

Evaluación de la asertividad sexual

Existen diversos instrumentos para evaluar la asertividad sexual, siendo los más empleados el *Hurlbert Index of Sexual Assertiveness* (HISA; Hurlbert, 1991), el *Safer Sex Assertiveness* (SSA; Wingood y Diclemente, 1998), una subescala del *Sexual Awareness Questionnaire* (Snell, Fisher y Miller, 1991) o la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS; Morokoff et al., 1997). La SAS se creó siguiendo la propia definición, tanto semántica como sintáctica (Carretero-Dios y Pérez, 2005), del constructo definido por Morokoff et al. (1997). Se recoge de esta forma un amplio contenido de componentes de la asertividad sexual: inicio de relaciones sexuales deseadas, rechazo de las relaciones no deseadas, y la prevención de embarazos y enfermedades de transmisión sexual. Asimismo, el cuestionario, tanto si es administrado globalmente como si se emplea alguna de las subescalas de forma aislada, ha mostrado buenas propiedades psicométricas.

La SAS está compuesta por 18 ítems que recogen los tres componentes que definen sintácticamente el constructo de asertividad sexual. La primera subescala (*Inicio*; ítems 1-6) evalúa la frecuencia con la que una persona comienza una relación sexual y que acontezca de forma deseada; la segunda (*Rechazo*; ítems 7-12) mide el frecuencia en que una persona es capaz de evitar, tanto una relación sexual, como una práctica sexual no deseada; la última dimensión (*Embarazo y enfermedades de transmisión sexual*; ítems 13-18) evalúa la frecuencia con la que una persona insiste en el uso de métodos anticonceptivos de barrera de látex con su pareja. Todos los ítems se puntúan sobre una escala de respuesta tipo Likert que oscila entre 0 (*Nunca*) y 4 (*Siempre*). La mitad de los ítems están redactados de forma inversa (3, 4, 6, 8, 10, 11, 13, 14 y 16). Puntuaciones elevadas indican mayor asertividad sexual.

Las propiedades psicométricas en mujeres han sido descritas por Morokoff et al. (1997). Se partió de un banco de 112 ítems que se redujeron a 18 tras un proceso de filtrado. El análisis factorial exploratorio mostró tres dimensiones (*Inicio*, *Rechazo* y *E-ETS*). A continuación se confirmó la estructura factorial mediante un modelo de ecuaciones estruc-

turales, certificando además que la administración de una sola subescala, de forma aislada, no afectaría sus características psicométricas. En este estudio se informa del alfa de Cronbach en cinco muestras independientes de mujeres (tres compuestas por estudiantes universitarias, una de mujeres con conductas sexuales de riesgo y una última resultado del seguimiento de las estudiantes universitarias y las mujeres con conductas de riesgo), obteniéndose los siguientes valores: .82, .76, .77, .77 y .82 para *Inicio*; .78, .80, .71, .74 y .80 en *Rechazo*; y .82, .80, .85, .82 y .80 en *E-ETS*; para el total de la escala se alcanzaron coeficientes de .79, .77, .75, .82 y .84, respectivamente. También se evaluó la fiabilidad test-retest en tres momentos (inicio, a los seis meses y al año), encontrándose correlaciones entre cada subescala consigo misma en los diferentes momentos, en ningún caso inferiores a .59. Por último se examinó la validez concurrente, encontrándose relaciones entre la asertividad sexual y la duración y satisfacción de la relación, la victimización sexual, la experiencia sexual y las conductas preventivas de ETS. Otros estudios han informado de un alfa de Cronbach que oscila entre .66 y .86 (Jacobs y Thomlison, 2009; Jenkins, 2008; Livingston et al., 2007; Mosack, Weeks, Sylla y Abbott, 2005; Noar, Morokoff y Harlow, 2002; Noar, Morokoff y Redding, 2002; Parks, Hsieh, Collins, King y Levonyan-Radloff, 2009; Quina et al. 2000; Stoner et al., 2008; Testa et al., 2007; Yoder, Perry y Saal, 2007). La subescala E-ETS ha mostrado ser sensible a la hora de evaluar cambios en la asertividad sexual en función de la etapa de cambio para el uso del condón en la que se encuentra una persona, tanto en mujeres con conductas sexuales de riesgo como en población normal (Noar, Morokoff y Redding, 2002).

Propósito del estudio

El objetivo del presente estudio instrumental (Carretero-Dios y Pérez, 2007; Montero y León, 2007) fue examinar algunas propiedades psicométricas de la *Sexual Assertiveness Scale* (SAS) en una muestra española. Para ello se analizaron las propiedades métricas de los ítems que componen la escala, sometiendo a examen su estructura factorial mediante análisis factorial exploratorio (AFE), que fue contrastada mediante análisis factorial confirmatorio (AFC). Por último, una vez confirmada la estructura, se analizó la fiabilidad de consistencia interna, así como diversos indicadores de validez de sus medidas. Para las pruebas de validez concurrente se analizaron las correlaciones del SAS con el *Hurlbert Index of Sexual Assertiveness* (HISA; Hurlbert, 1991; Santos-Iglesias y Sierra, 2010b), el Cuestionario de Aserción en la Pareja (ASPA; Carrasco, 1998), la versión española abreviada de la Escala de Ajuste Diádico (EAD-13; Santos-Iglesias, Vallejo-Medina y Sierra, 2009) y la Escala de Habilidades Sociales (EHS; Gísmero, 2002). En este sentido, esperamos: a) que las puntuaciones del SAS correlacionen positivamente con las del HISA; b) que las puntuaciones en el SAS correlacionen de forma negativa con las subescalas *Agresión*, *Sumisión* y *Agresión pasiva* del ASPA, y de forma positiva con la subesca-

la *Aserción*, dado que los miembros de la pareja que abusan y dominan a sus compañeros hacen gala de un estilo comunicativo agresivo (Infante, Chandler y Rudd, 1989); c) que se produzca una correlación positiva entre satisfacción marital y asertividad sexual (Greene y Faulkner, 2005; Hurlbert, 1991; Morokoff et al., 1997); y d) que las puntuaciones de la SAS correlacionen de forma positiva con las de la EHS, dado que las habilidades sociales están relacionadas con la asertividad sexual (Hammond y Oci, 1982; Quina et al., 2000; Salazar, DiClemente, Wingood, Crosby, Harrington, Davies et al., 2004).

Método

Participantes

La muestra compuesta por 853 personas (400 varones y 453 mujeres) fue seleccionada de forma incidental, tratando de compensarla en cuanto al sexo de los participantes y que

estuvieran representadas diferentes edades y niveles educativos. Los requisitos de inclusión en el estudio eran ser mayor de edad, estar involucrado en una relación de pareja heterosexual desde al menos seis meses y mantener actividad sexual dentro de esa relación. El rango de edad osciló entre 18 y 71 años ($M = 30.83$; $DT = 9.58$) (Figura 1), siendo la edad media de los varones muy similar a la de las mujeres: 32.09 ($DT = 10.03$) y 29.73 ($DT = 9.03$), respectivamente. Respecto al nivel educativo, un 9.60% había cursado estudios básicos de primaria, el 24.7% cursó secundaria y un 65.7% tenían estudios universitarios. Con el objetivo de explorar y confirmar la estructura factorial de la escala, la muestra se dividió de forma aleatoria en submuestra 1 formada por 300 sujetos (147 varones y 153 mujeres) y submuestra 2 integrada por 491 sujetos (272 mujeres y 219 varones), no existiendo diferencias significativas entre ambas ni en sexo $\chi^2(1, N = 791) = 1.44, p = .23$, ni en edad $t(789) = 3.03, p = .76$, ni en nivel educativo $\chi^2(3, N = 784) = 2.84, p = .41$.

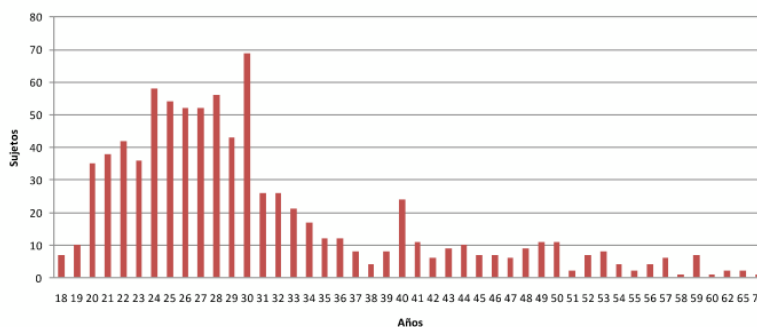


Figura 1: Frecuencia de las edades.

Instrumentos

- *Sexual Assertiveness Scale* (SAS; Morokoff et al., 1997). La información sobre esta escala aparece en la introducción. En este estudio una mayor puntuación supone más asertividad sexual. Véase el Anexo 1.
- *Hurlbert Index of Sexual Assertiveness* (HISA; Hurlbert, 1991). Se empleó la versión española de Santos-Iglesias y Sierra (2010b) constituida por 19 ítems contestados en una escala de respuesta tipo Likert de 0 (*Nunca*) a 4 (*Siempre*). Los ítems se distribuyen en dos dimensiones (*Inicio* y *Ausencia de timidez/Rechazo*), ambas con una fiabilidad de consistencia interna de .83, presentando además buenos indicadores de validez, tanto externa como de constructo. En el presente estudio, el alfa de Cronbach fue .78 para *Inicio* y .80 para *Ausencia de timidez/Rechazo*. Una mayor puntuación es indicativa de mayor asertividad sexual en ambas dimensiones.

- Cuestionario de Aserción en la Pareja (Carrasco, 1998). Compuesto por 40 ítems que se responden en una escala tipo Likert de 1 (*Casi nunca*) a 6 (*Casi siempre*). Los ítems se corresponden con diferentes estilos comunicativos dentro de la pareja: *Aserción*, *Agresión*, *Sumisión* y *Agresión pasiva*. El estudio original informa de una buena fiabilidad, con valores de consistencia interna comprendidos entre .75 y .90, así como de una adecuada validez. En el presente estudio el coeficiente alfa de Cronbach osciló entre .77 y .85. Puntuaciones elevadas reflejan mejor comunicación.
- Versión abreviada de la Escala de Ajuste Diádico (Santos-Iglesias et al., 2009). Se trata de una versión breve del cuestionario original desarrollado por Spanier en 1976. Esta versión reducida la componen 13 ítems que ofrecen una puntuación global en ajuste diádico y en tres subescalas: *Consenso*, *Satisfacción* y *Cohesión*. Se responde sobre una esca-

la tipo Likert de cinco y seis opciones de respuesta. Se informa de una adecuada fiabilidad de consistencia interna para la escala global ($\alpha = .83$) e igual a .73, .70 y .63 para las tres subescalas, respectivamente (Santos-Iglesias et al., 2009). En el presente estudio la fiabilidad alcanzó el valor .81 para la escala global y .74, .70 y .61 en las tres subescalas, respectivamente. Una mayor puntuación indica mayor ajuste.

- Escala de Habilidades Sociales (Gismero, 2002). Compuesta por 33 ítems con un formato de respuesta tipo Likert desde 1 (*No me identifico en absoluto*) a 4 (*Muy de acuerdo y me sentiría así o actuaría así en la mayoría de los casos*). Proporciona una puntuación global sobre habilidades sociales. La fiabilidad es igual a .80 y los indicadores de validez son adecuados. En el presente estudio la fiabilidad de consistencia interna alcanzó un valor igual a .89. Mayores puntuaciones indican más habilidades sociales.

Procedimiento

En primer lugar, se procedió a la adaptación lingüística del cuestionario empleándose para ello la traducción hacia delante (Hambleton, 1996). Primero se tradujeron los ítems al castellano, dicha traducción se entregó, junto al original en inglés, a un experto bilingüe que recomendó una serie de cambios. Se modificó el original con los cambios sugeridos, culminando de este modo el proceso de traducción. A continuación se envió el cuestionario a cuatro jueces expertos en sexualidad, quienes juzgaron la adecuación y comprensión de los ítems proponiendo, si fuese necesaria, una redacción alternativa. El siguiente paso consistió en calcular el porcentaje de acuerdo, revisándose según las recomendaciones de los expertos aquellos ítems que no alcanzaron el 85% de acuerdo. La batería final se entregó a 20 personas de la población general quienes juzgaron nuevamente la comprensión de los ítems, señalando aquellos que no entendían. Nuevamente se revisaron los ítems que contaban con un consenso inferior al 85%, obteniéndose de esta forma la versión final del instrumento que aparece en el Anexo I.

La batería de instrumentos se aplicaba de forma individual o en pequeños grupos (en este caso la evaluación se hacía en un aula o sala). Se entregaba a cada participante un cuadernillo con los cuestionarios y una hoja de respuestas. A todos los participantes se les proporcionaban las mismas instrucciones, incidiendo en el carácter voluntario, anónimo y confidencial de la investigación, otorgando todos los participantes su consentimiento informado verbal antes de comenzar a contestar. El tiempo medio para completar el cuadernillo fue de 30 minutos.

Análisis estadísticos

Se empleó el SPSS 15.0 para obtener algunas de las propiedades métricas de los ítems. Mediante el programa Factor 7.02 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006) se realizó el análisis

factorial exploratorio (AFE) en la submuestra 1. La extracción del número de factores se realizó mediante análisis paralelo (AP). 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). La fiabilidad de cada subescala se ha obtenido mediante el omega, un indicador menos sesgado que el alfa de Cronbach para escalas de respuesta categórica (Elosua y Zumbo, 2008). Se empleó el programa AMOS 7.0 para confirmar el análisis factorial (AFC) en la submuestra 2. Dadas las características de la distribución muestral, se ha empleado el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) (Paszek, 2007; Ximénez y García, 2005). Los índices considerados para evaluar el ajuste de los modelos han sido el ratio ji-cuadrado entre los grados de libertad (χ^2 / gl), el *Goodness of Fit Index* (GFI; Jöreskog y Sörbom, 1984; Tanaka y Huba, 1985), el *Adjusted Goodness of Fit* (AGFI) y el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; Browne y Cudeck, 1989; Steiger, 1990). Para el ratio (χ^2 / gl) se consideran valores entre 1 y 3 índices de buen ajuste, para el GFI y el AGFI se considerarán valores por encima de .90 y .85 respectivamente como adecuados. El RMSEA es considerado el mejor indicador del ajuste global (Marsh, Balla y Hau, 1996). Para este indicador valores inferiores a .05 son considerados óptimos, si bien, Browne y Cudeck (1993) consideran que valores entre .05 y .08 indicarían un ajuste aceptable, mientras que valores por encima de .10 indicarían un ajuste deficiente.

Resultados

Análisis de ítems y análisis factorial exploratorio (AFE)

Los resultados muestran que todas las opciones de respuesta son elegidas en todos los ítems. La media de respuesta de los ítems se sitúa .47 puntos por encima de la media teórica del cuestionario y las desviaciones típicas oscilan entre .96 y 1.65 por lo que podemos suponer una adecuada variabilidad de puntuaciones. Excepto los ítems 3 ($r_{it} = .28$) y 5 ($r_{it} = .22$) todas las correlaciones ítem-total corregidas superaron el valor .30 (Nunnally y Bernstein, 1995). Pese a que se observa que la eliminación de estos ítems no mejoraría el alfa global de la escala (.82), se estudiará más adelante la conveniencia de eliminarlos o no en función del poder discriminante dentro de la subescala a la que pertenezcan (véase la Tabla 1).

El índice de adecuación muestral ($KMO = .77$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{153} = 1.874,3; p < .001$) indicaron la idoneidad de los datos para realizar el análisis factorial. Debido a que la distribución muestral no es normal, se ha empleado el *Unweighted Least Squares* (ULS) como método de extracción. El método de rotación oblicua empleado ha sido *Oblimin Direct*, ya que para la distribución y el tamaño muestral de este estudio es más adecuado que el

Tabla 1: Media (M), Desviación Típica (DT), Correlación ítem-total corregida (r_{it}) y alfa de Cronbach si el ítem es eliminado (α_i).

Ítems	M	SD	r_{it}	α_i
SAS 1	2.80	1.20	.36	.81
SAS 2	2.51	1.29	.32	.82
SAS 3	2.65	1.11	.28	.82
SAS 4	2.37	1.11	.42	.81
SAS 5	2.06	1.34	.22	.82
SAS 6	2.55	.96	.31	.82
SAS 7	2.70	1.22	.43	.81
SAS 8	2.57	1.39	.36	.81
SAS 9	1.42	1.43	.36	.81
SAS 10	2.78	1.24	.41	.81
SAS 11	1.89	1.53	.48	.81
SAS 12	1.97	1.49	.47	.81
SAS 13	3.18	1.22	.47	.81
SAS 14	3.20	1.25	.47	.81
SAS 15	2.57	1.52	.37	.81
SAS 16	2.73	1.47	.54	.80
SAS 17	2.51	1.53	.52	.80
SAS 18	2.02	1.65	.51	.80
Total	44.47	12.12	-	.82

Direct Quartimin empleado por Morokoff et al. (1997). El Análisis Paralelo (AP) establece cuatro factores. Tres de ellos recogen al completo la factorización original y un cuarto parece ser un artefacto estadístico (Carmines y Zeller, 1979; Marsh, 1996; Morales, 2000), ya que recoge la influencia de los ítems redactados negativamente del factor *Rechazo* y *E-ETS* (ítems 8, 10, 11, 13, 14 y 16). De hecho existe una elevada correlación entre este cuarto factor y el de *Rechazo* ($r = .69; p < .001$) y el de *E-ETS* ($r = .70; p < .001$), la cual según Carmines y Zeller (1979) reflejaría dicho artefacto estadístico. Por tanto, se ha repetido el análisis factorial preestableciendo el número de factores a tres (véase la Tabla 2). De esta forma se obtienen tres factores con una adecuada fiabilidad: *Inicio* ($\omega = .80$), *Rechazo* ($\omega = .76$) y *E-ETS* ($\omega = .85$) que explican un 48% de la varianza. De este modo se replica, a la espera de la confirmación, la factorización encontrada por Morokoff et al. (1997).

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Se han contrastado tres modelos distintos:

- Modelo unifactorial (modelo A) que contemplaría la asertividad sexual como un todo global.
- Modelo de tres factores relacionados (modelo B), en donde se pone a prueba el modelo original de Morokoff et al. (1997); se trataría del modelo encontrado a su vez en el AFE del presente estudio.
- Modelo de tres factores (al igual que el modelo B), pero independientes (modelo C).

Tabla 3: Índices de ajuste de los modelos contrastados.

Modelos	χ^2	df	p	χ^2/df	GFI	AGFI	RMSEA
1 factor (A)	642.98	134	.00	4.79	.854	.814	.088
3 factores relacionados (B)	390.38	131	.00	2.98	.911	.884	.064
3 factores (C)	430.63	134	.00	3.20	.902	.875	.067

Tabla 2: Matriz de componentes rotados, comunalidades (h^2), % varianza explicada, eigenvalue y omega.

Ítems	Inicio	Rechazo	E-ETS	h^2
SAS 1	.35			.19
SAS 2	.65			.40
SAS 3	.71			.48
SAS 4	.78			.64
SAS 5	.34			.12
SAS 6	.38			.22
SAS 7		.56		.35
SAS 8		.60		.34
SAS 9		.49		.24
SAS 10		.60		.35
SAS 11		.58		.38
SAS 12		.57		.36
SAS 13			.56	.38
SAS 14			.53	.36
SAS 15			.75	.50
SAS 16			.61	.47
SAS 17			.74	.55
SAS 18			.77	.63
% varianza	9	25	14	48
Eigenvalue	1.71	4.62	2.43	
Omega	.80	.76	.85	

Nota. Las cargas factoriales inferiores a .30 fueron eliminadas.

En la Tabla 3 se pueden observar los índices de ajuste de los tres modelos contrastados. La unidimensionalidad (modelo A) de la escala queda rechazada, pues ninguno de los índices empleados supera el umbral requerido. Según se observa, el modelo de tres factores relacionados (modelo B) ajusta mejor que el modelo de tres factores independientes (modelo C), siendo sólo el AGFI_b = .884 inferior al requisito mínimo preestablecido. No obstante, hay que tener en cuenta que el modelo B está más saturado que el C, por lo que una mejora sustancial en el ajuste sería esperable. Será, por tanto, el ratio χ^2/df un estimador menos sesgado ante el número de saturaciones, quien finalmente posicione el modelo B como el que mejor ajusta de todos los contrastados, ya que es el único con un ratio χ^2/df inferior a 3, dos décimas por encima del modelo de factores independientes, y así queda recogido en el *path diagram* de la solución factorial confirmada (véase la Figura 2), en donde se observan nuevamente algunos problemas con el ítem 5, el cual tiene una saturación estandarizada de .21 con el factor *Inicio*. Asimismo, se ha covariado el error del ítem 5 con el del ítem 2 como han sugerido los índices de modificación, ya que ambos ítems cuentan con una redacción muy similar (ítem 5: “Le indico a mi pareja que me estimule los genitales con su boca cuando así lo desco”; ítem 2: “Le indico a mi pareja que me toque los genitales cuando así lo desco”).

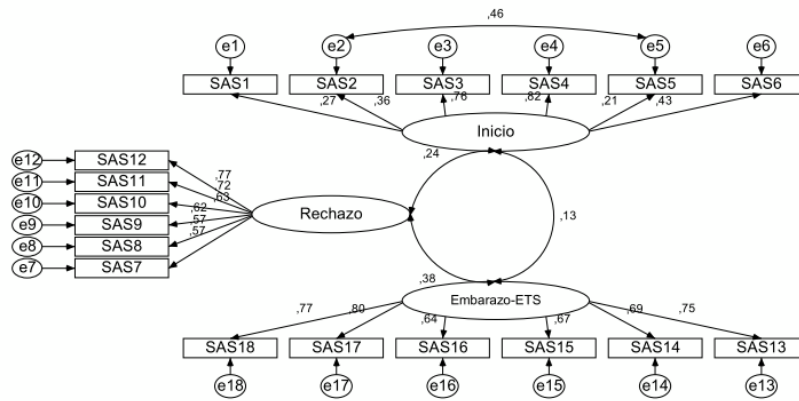


Figura 2: Path Diagram del SAS con tres factores relacionados.

Una vez confirmada la estructura factorial, se revisaron las propiedades métricas de cada escala. Todos los ítems tenían una r_i^2 superior a .30 en su respectiva subescala y en ningún caso la eliminación de alguno de ellos supondría una mejora en la fiabilidad de la propia subescala. Por tanto, se

ha decidido mantener los ítems 3 y 5 -que estaban pendientes de revisión-, pues su eliminación no mejoraría la capacidad psicométrica de su escala. En la Tabla 4 se pueden observar las medias, desviaciones típicas y rango de las diferentes subescalas en función del sexo y la edad.

Tabla 4: Media, Desviación típica y rango de las subescalas del SAS en función del sexo y la edad

Sexo	Hombres (n = 366)			Mujeres (n = 425)		
	Media	DT	rango	Media	DT	rango
SAS Inicio	14.48	4.04	3-24	14.92	4.80	0-24
SAS Rechazo	11.95	5.24	0-24	15.13	5.49	0-24
SAS E-ETS	15.18	6.39	0-24	18.25	5.90	0-24

Edad	18-35 años (n = 620)			36-49 años (n = 120)			50-71 años (n = 51)		
	Media	DT	rango	Media	DT	rango	Media	DT	rango
SAS Inicio	14.78	4.48	0-24	15.34	4.30	5-24	12.59	4.16	0-22
SAS Rechazo	13.86	5.60	0-24	14.02	5.61	1-24	10.49	4.63	0-24
SAS E-ETS	17.40	6.24	0-24	15.93	6.04	3-24	12.00	5.64	0-24

Validez concurrente

Se comprobó la validez concurrente mediante correlaciones de Pearson entre las subescalas del SAS y las de los otros autoinformes empleados. Tal como se puede apreciar en la Tabla 5, la subescala *Inicio* presentó correlaciones positivas con las subescalas del HISA, ASPA Aserción, subescalas del EAD-13 y EHS (oscilando entre .16 y .50) y negativas con las subescalas *Agresión*, *Sumisión* y *Agresión pasiva* del ASPA (entre -.09 y -.29). Por su parte, la subescala *Rechazo* correlaciona de manera positiva con *Ausencia de timidez/Rechazo* del HISA, ASPA Aserción, EAD-13 Satisfacción y EHS (coeficientes entre .09 y .27), y de forma negativa con ASPA Agresión, ASPA Sumisión y ASPA Agresión pasiva (entre -.10 y -.30). En cuanto a la subescala E-ETS el comporta-

miento de sus correlaciones es similar a las de *Inicio*, aunque con valores mucho más moderados.

Tabla 5: Correlaciones entre las subescalas del SAS y los factores del HISA, ASPA, EAD y el total de la EHS.

Subescalas	Inicio	Rechazo	E-ETS
HISA Inicio	.50**	.06	.10**
HISA Ausencia timidez/Rechazo	.40**	.23**	.16**
ASPA Aserción	.33**	.27**	.25**
ASPA Agresión	-.09**	-.10**	-.11**
ASPA Sumisión	-.29**	-.30**	-.28**
ASPA Agresión pasiva	-.20**	-.11**	-.11**
EAD-13 Consenso	.16**	.06	.14**
EAD-13 Satisfacción	.16**	.09*	.17**
EAD-13 Cohesión	.18**	.02	.11**
EHS	.34**	.14**	.07*

* p < .05; ** p < .01.

Discusión

En este estudio se han revisado las propiedades psicométricas de la SAS en una muestra de hombres y mujeres españoles. Resulta de suma importancia contar con instrumentos válidos y fiables para evaluar componentes de la salud sexual, como por ejemplo la asertividad sexual (Sierra, Santos, Gutiérrez-Quintanilla, Gómez, y Macso, 2008). En este estudio se han adaptado y validado las tres dimensiones de la asertividad sexual: *Inicio*, *Rechazo* y *Embarazo-ETS*. Estas escalas pueden emplearse por separado para evaluar funcionamiento sexual, victimización sexual y uso de métodos anti-conceptivos y prevención de ETS, respectivamente.

A nivel general se han obtenido unos indicadores adecuados, similares a los descritos por Morokoff et al. (1997). Tal como recomiendan Carretero-Dios y Pérez (2005), la media de las puntuaciones de los ítems del cuestionario es muy similar a la media teórica, siendo sus desviaciones típicas cercanas a 1. Las propiedades psicométricas de los ítems son adecuadas, sólo los ítems 3 y 5 tienen una correlación ítem-total corregida inferior a .30; no obstante, se ha descartado su eliminación, pues ambos refuerzan las propiedades psicométricas de su correspondiente escala. El AFE ha mostrado un artefacto estadístico, ya que los ítems redactados negativamente de las subescalas *Rechazo* y *E-ETS* saturaban en su correspondiente subescala y, además, en un cuarto factor que recoge la connotación negativa de la redacción. Una vez aclarado este problema, la extracción preestableciendo el número de factores a tres y empleando la rotación *Oblimin Direct*, ha replicado la estructura factorial hallada por Morokoff et al. (1997), la cual ha explicado un 48% de la varianza. Esta estructura ha sido confirmada mediante análisis factorial confirmatorio, de forma que el modelo de tres factores (*Inicio*, *Rechazo* y *E-ETS*) relacionados entre sí, ha sido el que mejor ha ajustado de entre los que se han sometido a prueba.

La fiabilidad de las subescalas es adecuada, encontrándose coeficientes para cada una de ellas muy similares a los hallados en otros estudios (Jacobs y Thomlison, 2009; Jenkins, 2008; Livingston et al., 2007; Mosack et al., 2005; Noar, Morokoff y Harlow, 2002; Noar, Morokoff y Redding, 2002; Quina et al. 2000; Stoner et al., 2008; Testa et al., 2007; Yoder et al., 2007). Al igual que en Morokoff et al. (1997), la subescala con mayor índice de fiabilidad ha sido *E-ETS* ($\omega = .85$), seguida por *Inicio* ($\omega = .80$) y *Rechazo* ($\omega = .76$).

En el análisis de la validez concurrente se han confirmado la mayor parte de las hipótesis de partida. Debemos señalar que las puntuaciones del HISA y del SAS han sido transformadas en sentido positivo, por lo que mayor puntuación indica mayor asertividad sexual. En cuanto a las correlaciones del SAS con el HISA, SAS *Inicio* ha correlacionado de forma elevada con HISA *Inicio* y de forma moderada con HISA *Ausencia de timidez/Rechazo*; SAS *Rechazo* mantiene una correlación baja, aunque positiva como se esperaba, con HISA *Ausencia timidez/Rechazo*, lo mismo que ocurre

con la subescala SAS *E-ETS*. Parece por tanto confirmarse una relación lógica y esperada entre las subescalas del SAS y del HISA. Las bajas correlaciones de la subescala *E-ETS* pudieran estar indicando la ausencia de un contenido homólogo en el HISA. En cuanto a las correlaciones con el ASPA, como se esperaba, las tres subescalas del SAS han correlacionado de forma positiva con ASPA *Aserción*, y de forma negativa con ASPA *Agresión*, *ASPA Sumisión* y *ASPA Agresión pasiva*, aunque los coeficientes de correlación obtenidos son más bien bajos. Los resultados apuntan en la dirección de lo observado por otros autores (Apt y Hurlbert, 1993; Testa et al., 2007). Las bajas correlaciones con *Agresión* podrían explicarse por el hecho de que el SAS tiene ítems redactados de forma positiva (comunicación asertiva) y de forma negativa (comunicación pasiva), no encontrándose en ningún caso ítems alusivos a un estilo de comunicación agresivo. Por otro lado, se han observado correlaciones en el sentido esperado, aunque bajas, entre las subescalas del EAD-13 y las subescalas *Inicio* y *E-ETS* del SAS, lo que confirmaría que las personas con mayor asertividad sexual están más satisfechas y cohesionadas en su relación de pareja, tomando además las decisiones de forma más consensuada (Epstein, 1981; Greene y Faulkner, 2005; Hurlbert, 1991; Morokoff et al., 1997; Smolen, Spiegel, Bakker-Rabdan, Bakker y Martin, 1985). Por último, las habilidades sociales generales correlacionan con SAS *Inicio* de forma moderada, poniéndose de manifiesto la relación entre las habilidades sociales y la capacidad percibida para iniciar una relación sexual (Hammond y Oei, 1982; Quina et al., 2000; Salazar et al., 2004). Esta relación es más baja en el caso de la subescala *Rechazo* donde posiblemente exista una gran influencia de los estereotipos de género (Kiefer, Sanchez, Kalinka e Ybarra, 2006; Sánchez, Kiefer e Ybarra, 2006) y presiones sociales (Walker, 1997) que eclipsen el efecto de las habilidades sociales. También parece ser que las habilidades sociales solo explican una pequeña parte del uso de métodos anticonceptivos, los cuales se ven influenciados por otras muchas variables, como la autoestima (Boden y Horwood, 2006), la autoeficacia (O'Leary, Jemmott y Jemmott, 2008), el riesgo percibido (Lameiras, Rodríguez y Dafonte, 2002) o el consumo de alcohol (Antón Ruiz y Espada, 2009; Stoner et al., 2008), entre otras.

En definitiva, se puede concluir que la adaptación española de la SAS representa la asertividad sexual tal como la definieron Morokoff et al. (1997). El cuestionario se muestra estable en dos países con culturas diferentes. Se trata además de un cuestionario fiable, con una dimensionalidad que replica el contenido teórico y unos indicadores de consistencia interna así como de validez concurrente adecuados. No obstante, pese a que los resultados parecen indicar una buena bondad psicométrica del SAS en hombres y mujeres españoles, es necesario reseñar que los datos encontrados difícilmente podrían enmarcarse como conclusiones definitivas. Otros estudios con objetivos más ambiciosos serían interesantes; por ejemplo, calcular la invarianza factorial de hombres y mujeres, con el objetivo de replicar la equivalencia de

la dimensionalidad de la escala en estas dos muestras. También resultaría de sumo interés la obtención de baremos con el fin de poder detectar las carencias en asertividad sexual, planteando diferentes intervenciones en función de las nece-

sidades. Por último, sería de gran relevancia, una vez confirmada la validez y fiabilidad de la escala en población normal, adaptar y validar la escala en poblaciones clínicas o conductas sexuales de riesgo.

Referencias

- Antón Ruiz, F.A. y Espada, J.P. (2009). Consumo de sustancias y conductas sexuales de riesgo para la transmisión del VIH en una muestra de estudiantes universitarios. *Anales de Psicología*, 25, 344-350.
- Apt, C. y Hurlbert, D.F. (1993). The sexuality of women in physically abusive marriages: A comparative study. *Journal of Family Violence*, 8, 57-69.
- Auslander, B.A., Perfect, M.M., Succop, P.A. y Rosenthal, S.L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: Initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, 20, 157-162.
- Boden, J.M. y Horwood, L.J. (2006). Self-esteem, risky sexual behavior, and pregnancy in a New Zealand birth cohort. *Archives of Sexual Behavior*, 35, 549-560.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 445-55.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Carmines, E.G. y Zeller, R.A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Carrasco, M.J. (1998). *ASP.A. Cuestionario de Aserción en la Pareja*. Madrid: TEA.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- 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.
- Cotten-Houston, A.L. y Wheeler, K.A. (1983). Preorgasmic group treatment: Assertiveness, marital adjustment and sexual function in women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 9, 296-302.
- Dee Galasi, R. (1977). *Assert Yourself! How to Be Your Own Person*. Nueva York: The Human Sciences Press.
- Elosua, P. y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categorica ordenada. *Psicobema*, 20, 896-901.
- Epstein, N. (1981). Assertiveness training in marital treatment. En G.P. Sholevar (Ed.), *The handbook of marriage and marital therapy* (pp. 287-302). Nueva York: Spectrum.
- Gidycz, C.A., Hanson, K. y Layman, M.J. (1995). A prospective analysis of the relationships among sexual assault experiences an extension of previous findings. *Psychology of Women Quarterly*, 19, 5-29.
- Gismero, E. (2002). *EHS. Escala de Habilidades Sociales*. Madrid: TEA.
- Greene, K. y Faulkner, S.L. (2005). Gender, belief in the sexual double standard, and sexual talk in heterosexual dating relationships. *Sex Roles*, 53, 239-251.
- Greene, D.M. y Navarro, R.L. (1998). Situation-specific assertiveness in the epidemiology of sexual victimization among university women. *Psychology of Women Quarterly*, 22, 589-604.
- Haavio-Mannila, E. y Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, 26, 399-419.
- Hambleton, R.K. (1996). Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas. En J. Muñiz (Ed.), *Psicometría* (pp. 203-238). Madrid: Universitat.
- Hammond, P.D. y Oei, T.P.S. (1982). Social skills training and cognitive restructuring with sexual unassertiveness in women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 8, 297-304.
- Hurlbert, D.F. (1991). The role of assertiveness in female sexuality: A comparative study between sexually assertive and sexually nonassertive women. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 17, 183-190.
- Hurlbert, D.F., Singh, D., Menendez, D.A., Ferrel, E.R., Fernández, F. y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, 14, 15-30.
- Infante, D.A., Chandler, T.A. y Rudd, J.E. (1989). Test of an argumentative skill deficiency model of interpersonal violence. *Communication Monographs*, 56, 163-177.
- Jacobs, R.J. y Thomlison, B. (2009). Self-silencing and age as risk factors for sexually acquired HIV in midlife and older women. *Journal of Aging Health*, 21, 102-128.
- Jenkins, C.C. (2008). Are young adult college attending African American women protecting themselves from HIV/AIDS? A study of sexual assertiveness characteristics. *Dissertation Abstracts International*, 69/02, 152.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1984). *LISREL-VI user's guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Kiefer, A.K., Sanchez, D.T., Kalinka, C.J. e Ybarra, O. (2006). How women's nonconscious association of sex with submission relates to their arousal y orgasm ability. *Sex Roles*, 55, 83-94.
- Kuriansky, J.B., Sharpe, L. y O'Connor, D. (1982). The treatment of anorgasmia: Long term effectiveness of a short term behavioral group therapy. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 8, 29-43.
- Lameiras, M., Rodríguez, Y. y Dafonte, S. (2002). Evolución de la percepción de riesgo de la transmisión heterosexual del VIH en universitarios/as españoles/as. *Psicobema*, 14, 255-261.
- Lameiras-Fernández, M., Carrera-Fernández, M.V., Failde-Garrido, J.M., Rico-Lorenzo, M.C., López-Castedo, A. y Núñez-Mangana, A.M. (2010). Promocionando el uso del preservativo femenino: un estudio cualitativo en parejas heterosexuales españolas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 309-326.
- Lameiras-Fernández, M., Núñez-Mangana, A., Rodríguez-Castro, Y., Bretón-López, J. y Agudelo, D. (2007). Conocimiento y viabilidad de uso del preservativo femenino en jóvenes universitarios españoles. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 207-216.
- Livingston, J.A., Testa, M. y VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, 13, 298-313.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research Methods*, 38, 88-91.
- Macy, R.J., Nurius, P.S. y Norris, J. (2006). Responding in their best interests: Contextualizing women's coping with acquaintance sexual aggression. *Violence Against Women*, 12, 478-500.
- Marsh, H.W. (1996). Positive y negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810-819.
- Marsh, H.W., Balla, J.R. y Hau, K.T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical processes. En G.A. Maroulides y R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling techniques* (pp.115-353). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- 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.
- Morales, P. (2000). *Medición de actitudes en Psicología y Educación: construcción de escalas y problemas metodológicos*. Madrid: Universidad Pontificia de Comillas.
- Morokoff, P.J., Quina, K., Harlow, L.L., Whitmore, L., Grimley, D.M., Gibson, P.R., et al. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 790-804.

- Mosack, K.E., Weeks, M.R., Sylla, L.N. y Abbott, M. (2005). High-risk women's willingness to try a simulated vaginal microbicide: Results from a pilot study. *Women & Health*, 42, 71-88.
- Nelson, A. (1974). *Personality Attributes of Female Orgasmic Consistency (or, Romance Maker You Frigid)*. Tesis de maestría no publicada. Universidad de California, Berkeley, California.
- Noar, S.M., Morokoff, P.J. y Harlow, L.L. (2002). Condom negotiation in heterosexually active men and women: Development and validation of a condom influence strategy questionnaire. *Psychology & Health*, 17, 711-735.
- Noar, S.M., Morokoff, P.J. y Redding, C.A. (2002). Sexual assertiveness in heterosexually active men: A test of three samples. *AIDS Education and Prevention*, 14, 330-342.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill.
- O'Leary, A., Jemmott, L.S. y Jemmott, J.B. (2008). Mediation analysis of an effective sexual risk-reduction intervention for women: the importance of self-efficacy. *Health Psychology*, 27, 180-184.
- Parks, K.A., Hsieh, Y.P., Collins, R.L., King, L.P. y Levonyan-Radloff, K. (2009). Predictors of risky sexual behavior with new and regular partners in a sample of women bar drinkers. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 70, 197-205.
- Paszek, E. (2007). *Estimation*. Recuperado el 6 de noviembre de 2008, de <http://cns.org/content/m13524/1.2/>
- Quina, K., Harlow, L.L., Morokoff, P.J., Burkholder, G. y Deiter, P.J. (2000). Sexual communication in relationships: When words speak louder than actions. *Sex Roles*, 42, 523-549.
- Raj, A., Silverman, J.G. y Amaro, H. (2004). Abused women report greater male partner risk and gender-based risk for HIV: Findings from a community-based study with Hispanic women. *AIDS Care*, 16, 519-529.
- Rickert, V.I., Sanghvi, R. y Wiemann, C.M. (2002). Is lack of sexual assertiveness among adolescent and young adult women a cause for concern? *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 34, 178-183.
- Robles, S., Moreno, D., Frías, B., Rodríguez, M., Barroso, R., Díaz, E., et al. (2006). Entrenamiento conductual en habilidades de comunicación sexual en la pareja y uso correcto del condón. *Anales de Psicología*, 22, 60-71.
- Rosenbaum, A. y O'Leary, K.D. (1981). Marital violence: Characteristics of abusive couples. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 63-71.
- Salazar, L.F., DiClemente, R.J., Wingood, G.M., Crosby, R.A., Harrington, K., Davies, S., et al. (2004). Self-concept and adolescents' refusal of unprotected sex: A test of mediating mechanisms among African American girls. *Prevention Science*, 5, 137-149.
- Sanchez, D.T., Kiefer, A. e Ybarra, A. (2006). Sexual submissiveness in women: Costs for autonomy. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 512-524.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J.C. (2010a). El papel de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 553-577.
- Santos-Iglesias, P. y Sierra, J.C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports*, 107, 39-57.
- Santos-Iglesias, P., Vallejo-Medina, P. y Sierra, J.C. (2009). Desarrollo y validación de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en población española. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 501-517.
- Sierra, J.C., Ortega, V., Santos, P. y Gutiérrez, J.R. (2007). Estructura factorial, consistencia interna e indicadores de validez de la versión española del Index of Spouse Abuse. *Boletín de Psicología*, 91, 83-96.
- Sierra, J.C., Santos, P., Gutiérrez-Quintanilla, J.R., Gómez, P. y Maeso, M.D. (2008). Un estudio psicométrico del Hurlbert Index of Sexual Assertiveness en mujeres hispanas. *Terapia Psicológica*, 26, 117-123.
- Smolen, R.C., Spiegel, D.A., Bakker-Rabdan, M.K., Bakker, C.B. y Martin, C. (1985). A situational analysis of the relationship between spouse-specific assertiveness and marital adjustment. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 7, 397-410.
- Snell, W.E., Fisher, T.D. y Miller, R.S. (1991). Development of the Sexual Awareness Questionnaire: Components, reliability, and validity. *Sexual Abuse: A Journal of Research and Treatment*, 4, 65-92.
- Somlai, A.M., Kelly, J.A., McAuliffe, T.L., Gudmundson, J.L., Murphy, D.A., Sikkema, K.J., et al. (1998). Role play assessments of sexual assertiveness skills: Relationships with HIV/AIDS sexual risk behavior practices. *AIDS and Behavior*, 2, 319-328.
- Spanier, G.B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-38.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation y modificación: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180.
- Stoner, S.A., Norris, J., George, W.H., Morrison, D.M., Zawacki, T., Davis, K.C., et al. (2008). Women's condom use assertiveness y sexual risk-taking: Effects of alcohol intoxication and adult victimization. *Addictive Behaviors*, 33, 1167-1176.
- Štulhofer, A., Graham, C., Božičević, I., Kufrić, K. y Ajduković, D. (2007). An assessment of HIV/STI vulnerability and related sexual risk-taking in a nationally representative sample of young Croatian adults. *Archives of Sexual Behavior*, 38, 209-225.
- Tanaka, J.S. y Huba, G.J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 197-201.
- Testa, M. y Dermen, K.H. (1999). The differential correlates of sexual coercion and rape. *Journal of Interpersonal Violence*, 14, 548-561.
- Testa, M., VanZile-Tamsen, C. y Livingston, J.A. (2007). Prospective prediction of women's sexual victimization by intimate and nonintimate male perpetrators. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 52-60.
- 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.
- Walker, S.J. (1997). When "no" becomes "yes": Why girls and women consent to unwanted sex. *Applied and Preventive Psychology*, 6, 157-166.
- Wingood, G.M. y DiClemente, R.J. (1998). Partner influences y gender-related factors associated with noncondom use among young adult African American women. *American Journal of Community Psychology*, 26, 29-51.
- Ximénez, M.C. y García, A.G. (2005). Comparación de los métodos de estimación de máxima verosimilitud y mínimos cuadrados no ponderados en el análisis factorial confirmatorio mediante simulación Monte Carlo. *Psicothema*, 17, 528-535.
- Yoder, J.D., Perry, R.L. y Saal, E.I. (2007). What Good is a Feminist Identity?: Women's Feminist Identification and Role Expectations for Intimate and Sexual Relationships. *Sex Roles*, 57, 365-372.
- Zamboni, B.D., Crawford, I. y Williams, P.G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention*, 12, 492-504.

(Artículo recibido: 12-11-2009; aceptado: 22-5-2010)

Este estudio forma parte del proyecto de investigación SEJ2007-61824 financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (España), concedido al primer autor.

Anexo I: Versión española de la Sexual Assertiveness Scale (SAS).

Esta escala está diseñada para evaluar algunos aspectos de las relaciones sexuales con su pareja. No es una prueba, por lo tanto no existen respuestas correctas ni incorrectas. Por favor responda a cada afirmación de forma honesta y precisa, seleccionando un número de los que siguen.

- 0 = Nunca
 1 = A veces (en un 25% de las ocasiones, aproximadamente)
 2 = La mitad de las veces (en un 50% de las ocasiones, aproximadamente)
 3 = Casi siempre (en un 75% de las ocasiones, aproximadamente)
 4 = Siempre

	Nunca	A veces	La mitad de las veces	Casi siempre	Siempre
1. Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo	0	1	2	3	4
2. Le indico a mi pareja que me toque los genitales cuando así lo deseo	0	1	2	3	4
3*. En vez de indicarle lo que quiero a mi pareja, espero a que me toque los genitales	0	1	2	3	4
4*. En vez de indicarle lo que quiero a mi pareja, espero a que acaricie mi cuerpo	0	1	2	3	4
5. Le indico a mi pareja que me estimule los genitales con su boca cuando así lo deseo	0	1	2	3	4
6*. Espero a que mi pareja inicie el acercamiento sexual, como por ejemplo acariciar mi cuerpo	0	1	2	3	4
7*. Si mi pareja me presiona, cedo y le beso, incluso si ya le he dicho que no	0	1	2	3	4
8*. Si mi pareja lo desea, estímulo sus genitales con mi boca, incluso cuando no me apetece	0	1	2	3	4
9. Me niego a dejar que mi pareja acaricie mi cuerpo si no lo deseo, incluso cuando insiste	0	1	2	3	4
10*. Tengo relaciones sexuales si mi pareja lo desea, incluso cuando no me apetece	0	1	2	3	4
11. Si he dicho que no, no dejo que mi pareja me toque los genitales aunque me presione	0	1	2	3	4
12. Me niego a tener sexo si no me apetece, incluso si mi pareja insiste	0	1	2	3	4
13*. Si a mi pareja no le gusta usarlos, tengo relaciones sexuales sin condón o barrera de látex, incluso aunque yo prefiera utilizarlos	0	1	2	3	4
14*. Si mi pareja insiste, tengo relaciones sexuales sin utilizar condón o barrera de látex, incluso aunque yo no quiera	0	1	2	3	4
15. Cuando tengo relaciones sexuales con mi pareja me aseguro de utilizar condón o barrera de látex	0	1	2	3	4
16*. Si mi pareja así lo desea, tengo relaciones sexuales sin condón o barrera de látex	0	1	2	3	4
17. Insisto en usar condón o barrera de látex cuando quiero, incluso aunque mi pareja prefiera no usarlos	0	1	2	3	4
18. Me niego a tener relaciones sexuales si mi pareja no quiere utilizar condón o barrera de látex	0	1	2	3	4

* Ítems inversos.

Evaluación de la equivalencia factorial y métrica de la Sexual Assertiveness Scale (SAS) por sexo

Juan Carlos Sierra, Pablo Santos-Iglesias y Pablo Vallejo-Medina
Universidad de Granada

La asertividad sexual se refiere a la habilidad con la que una persona inicia la actividad sexual, rechaza la actividad sexual no deseada y emplea métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables. La Sexual Assertiveness Scale (SAS) evalúa estas tres dimensiones. El propósito del presente estudio es evaluar la equivalencia de la escala mediante modelos de ecuaciones estructurales y funcionamiento diferencial del ítem entre hombres y mujeres. También se proveerá de baremos a la prueba. Un total de 4.034 participantes de 21 provincias españolas participaron en este estudio. Se empleó un muestreo por cuotas. Los resultados indican una equivalencia factorial estricta para la Sexual Assertiveness Scale entre sexos. Un ítem ha mostrado funcionamiento diferencial del ítem, pero éste no parece afectar a la escala, por tanto no existe un sesgo notable en la escala al comparar entre sexos. Los baremos muestran puntuaciones similares entre hombres y mujeres en asertividad-inicio y mayores para las mujeres en asertividad-rechazo, y asertividad-uso de métodos anticonceptivos y prevención de embarazo. La escala puede ser usada en hombres y mujeres con garantías psicométricas suficientes.

Evaluation of the factorial and metric equivalence of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) by sex. Sexual assertiveness refers to the ability to initiate sexual activity, refuse unwanted sexual activity, and use contraceptive methods to avoid sexually transmitted diseases, developing healthy sexual behaviors. The Sexual Assertiveness Scale (SAS) assesses these three dimensions. The purpose of this study is to evaluate, using structural equation modeling and differential item functioning, the equivalence of the scale between men and women. Standard scores are also provided. A total of 4,034 participants from 21 Spanish provinces took part in the study. Quota sampling method was used. Results indicate a strict equivalent dimensionality of the Sexual Assertiveness Scale across sexes. One item was flagged by differential item functioning, although it does not affect the scale. Therefore, there is no significant bias in the scale when comparing across sexes. Standard scores show similar Initiation assertiveness scores for men and women, and higher scores on Refusal and Sexually Transmitted Disease Prevention for women. This scale can be used on men and women with sufficient psychometric guarantees.

La asertividad sexual se refiere a la capacidad de las personas para iniciar la actividad sexual, rechazar la actividad sexual no deseada y emplear métodos anticonceptivos, desarrollando comportamientos sexuales saludables (Morokoff et al., 1997). La asertividad es un constructo específico de cada situación. De hecho, una persona socialmente asertiva no tiene por qué serlo en contextos sexuales (Santos-Iglesias y Sierra, 2010b; Sierra, Vallejo-Medina y Santos-Iglesias, 2011; Zamboni, Crawford y Williams, 2000). Por tanto, es recomendable evaluar el constructo concreto de asertividad sexual empleando para ello instrumentos específicos (Livingston, Testa y VanZile-Tamsen, 2007). Contar además con instrumentos equivalentes entre grupos poblacionales (por ejemplo, hombres y mujeres) cuando el deseo es comparar el constructo en estas poblaciones es importante para minimizar el sesgo

de la evaluación. Puesto que los niveles de asertividad sexual de hombres y mujeres han sido ampliamente comparados (Haavio-Mannila y Kontula, 1997; Morokoff et al., 2009; Pierce y Hurlbert, 1999; Rosenthal, Moore y Flynn, 1991; Štulhofer, Graham, Božicevic, Kufirin y Ajdukovic, 2007) resulta necesario contar con un instrumento que evalúe asertividad sexual que se muestre equivalente para ambos sexos, más aún cuando bien es sabido que este constructo está implicado en diferentes áreas de la salud sexual: funcionamiento sexual (Hurlbert et al., 2005; Ménard y Offman, 2009), la victimización sexual (Katz, May, Sørensen y DeTosta, 2010; Kearns y Calhoun, 2010; Livingston et al., 2007; Ortega, Sánchez, Ortega-Rivera, Nocentini y Menesini, 2010; Sierra, Monge, Santos-Iglesias, Bermúdez y Salinas, 2011) y las conductas sexuales de riesgo (Auslander, Perfect, Succop y Rosenthal, 2007; Bermúdez, Castro, Madrid y Buela-Casal, 2010; Rickert, Sanghvi y Wiemann, 2002; Roberts y Kennedy, 2006; Schick, Zucker y Bay-Cheng, 2008). Por tanto, una escala de asertividad sexual equivalente para ambos sexos ayudaría a interpretar correctamente el peso que la asertividad sexual tiene sobre el funcionamiento sexual, la victimización sexual y las conductas sexuales de riesgo en hombres y en mujeres.

Fecha recepción: 16-5-11 • Fecha aceptación: 16-11-11
Correspondencia: Pablo Vallejo-Medina
Facultad de Psicología
Universidad de Granada
18011 Granada (Spain)
e-mail: pvallejo@ugr.es

La Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997) es un instrumento breve y autoadministrable formado por 18 ítems con 5 categorías de respuesta de tipo Likert (0= *nunca*; 4= *siempre*) agrupados en tres dimensiones que corresponden con la definición semántica del constructo: *Inicio* (ítems 1-6, evalúa la frecuencia con la que se inicia una relación sexual y que ésta se desarrolle de la forma deseada), *Rechazo* (ítems 7-12, evalúa la frecuencia con la que una persona se niega a tener una relación o práctica sexual no deseada) y *Prevención de Embarazos y Enfermedades de Transmisión Sexual y (E-ETS)* (ítems 13-18, evalúa la insistencia en el uso de métodos anticonceptivos de barrera de látex con la pareja). La mitad de los ítems están redactados de forma inversa. En la revisión de Santos-Iglesias y Sierra (2010a) se indica una consistencia interna de las subescalas que osciló entre 0,66 y 0,86. También se ha observado una buena fiabilidad test-retest (entre 0,60 y 0,78 a los 6 meses, y entre 0,59 y 0,69 al año), así como una estructura factorial estable. En España, tanto las validaciones en población normal de la escala (Sierra et al., 2011) como la adaptación a población drogodependiente (Vallejo-Medina y Sierra, 2011) han mostrado adecuadas propiedades psicométricas.

El objetivo del presente estudio instrumental (Montero y León, 2007) es analizar la equivalencia factorial (mediante el cálculo de invarianza bajo el procedimiento *Mean and Covariance Structures Analysis*, MACS) y la equivalencia métrica (empleando Funcionamiento Diferencial del Ítem, DIF) de la escala entre hombres y mujeres. Por último, se presentarán los baremos de la escala diferenciados por sexo y edad, y se explorarán las diferencias por sexo en asertividad sexual.

Método

Participantes

La muestra estaba compuesta por 4.034 individuos heterosexuales. Todos ellos mantenían una relación de pareja estable (de al menos 6 meses de duración). De ellos, 1.901 (47,10%) son varones y 2.133 (52,90%) mujeres. Sus edades oscilaban entre 18 y 87 años, siendo la media 40,28 ($DT=13,58$), no encontrándose diferencias significativas por sexo ($t(4019)=-0,14$; $p=0,98$), siendo la edad media de los hombres 40,28 años ($DT=13,40$) y 40,29 ($DT=13,74$) la de las mujeres. Respecto al nivel académico, 93 participantes (2,3%, 45 hombres y 48 mujeres) informaron no tener estudios, 769 (19,10%, 335 hombres y 429 mujeres) tenían estudios primarios, 1.132 (28,10%, 579 hombres y 552 mujeres) acabaron los estudios de Secundaria y 2.027 (50,20%, 935 hombres y 1085 mujeres) tenían estudios superiores. Las diferencias en el nivel educativo por sexo no resultaron significativas a un nivel de confianza del 99%.

Los participantes fueron seleccionados entre la población general española de 21 provincias mediante muestreo no probabilístico por cuotas: grupo de edad (18-34, 35-49 y más de 50 años), sexo (hombres y mujeres) y tamaño de población de residencia (menos y más de 50.000 habitantes). Se reclutaron en centros de salud, centros clínicos, hospitales, centros sociocomunitarios y de animación sociocultural, centros de atención a la tercera edad, centros de la Cruz Roja, universidades, centros de voluntariado, asociaciones de vecinos, etc.

Instrumentos

- Cuestionario sociodemográfico que recogía información acerca del sexo, edad, pareja sexual, actividad sexual, zona geográfica de residencia y nivel de estudios.

- Sexual Assertiveness Scale (SAS; Morokoff et al., 1997; Sierra et al., 2011). La información sobre la escala se ha incluido en la introducción. En el presente estudio se ha encontrado un coeficiente de fiabilidad omega (Elosua y Zumbo, 2008) de 0,77 en *Inicio*, 0,77 en *Rechazo* y 0,89 en *E-ETS*. A mayor puntuación más asertividad sexual.

Procedimiento

El proceso de evaluación se realizó en distintos centros. Un equipo de psicólogos entrenados para tal fin llevó a cabo la evaluación, facilitando las mismas instrucciones y aclarando las dudas a los participantes. Estos últimos no recibieron incentivo de ningún tipo (salvo los estudiantes universitarios evaluados en la Universidad de Alicante, Universidad de Murcia y la Universidad de Vigo, en donde la participación suponía el incremento de una décima en la calificación de una asignatura). A todos los participantes se les entregaron los dos cuestionarios junto a otros que no son objeto de este estudio en un sobre, el cual devolvían en mano y cerrado una vez contestados; asegurándoles el anonimato y la confidencialidad de sus respuestas. La evaluación duraba aproximadamente 45 minutos. Se empleó el consentimiento informado verbal. La participación fue voluntaria. El 15,56% de los participantes presentaron alguna omisión en sus respuestas, siendo estos casos eliminados para los análisis estadísticos.

Análisis de datos

Se dice que una escala es invariante cuando las relaciones entre ítems y constructo son idénticas para los grupos que se comparan; de esta forma se confirmaría que las puntuaciones no se ven sesgadas por la existencia de distintos patrones de relaciones entre los constructos y los ítems (Lubke, Dolan, Kelderman y Mellenberg, 2003). Mediante EQS 6.1 se realizó el cálculo de la Invarianza Factorial (IF) de forma progresiva bajo el procedimiento *Mean and Covariance Structures Analysis* (MACS), siguiendo la línea de Byrne et al. (2009), el cual permite evaluar invarianza de forma fuerte frente al *Covariances Structures Analysis* (COVS), que solo permite, según Meredith (1993), una evaluación débil de la IF; en Byrne y Stewart (2006) se puede ampliar información al respecto. La evaluación progresiva de la IF (Byrne, 2008; Elosua, 2005) se realizará en cuatro pasos: 1) invarianza configural (se evaluará la invarianza sin restricciones en el modelo); 2) invarianza métrica o débil (se restringirán los pesos factoriales, evaluando la equivalencia del peso de cada ítem respecto a su factor perteneciente); 3) invarianza fuerte (se restringirán los interceptos); y 4) invarianza estricta (se restringirán las varianzas y covarianzas de los errores). Los índices de ajuste global empleados fueron el *Root Mean Square Error Approximation* (RMSEA; Hu y Bentler, 1999) y su intervalo confidencial y el *Comparative Fit Index* (CFI; Bentler, 1990). Valores inferiores a 0,06 para el RMSEA (Browne y Cudeck, 1993) y mayores a 0,95 para el CFI serán considerados de buen ajuste. Además, el CFI será el principal indicador empleado para evaluar la IF; se considerará indicio de invarianza que el CFI no disminuya más de 0,01 con respecto al modelo anterior (Cheung y Rensvold, 2002). El CFI se complementará con el criterio de información de Akaike (AIC; Akaike, 1974). Un incremento considerable en este indicador será indicador de ausencia de IF. El test de Mardia (Mardia, 1974) ha sido empleado para evaluar la normalidad multivariada de los datos, valores inferiores a 5,00 serán indicativos de

normalidad. El método de estimación empleado ha sido máxima verosimilitud (ML) robusta. Puesto que las alternativas de respuestas son categóricas se ha empleado la matriz de correlaciones policóricas (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011).

Como complemento a la IF se ha realizado análisis de Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF). El DIF es un sesgo consistente en que participantes con el mismo nivel en la característica evaluada tienen una probabilidad diferente de escoger una determinada respuesta en un determinado ítem en función del grupo al que pertenecen (Hidalgo, Gómez y Padilla, 2005). Se empleó el SPSS para evaluar la presencia de DIF mediante regresión logística multinomial (Miller y Spray, 1993). Esta técnica permite detectar DIF uniforme y no uniforme en ítems políticos (Hidalgo y López-Pina, 2004).

Si la aportación del Modelo 2, por sí misma, es significativa (99%), nos encontraremos ante un DIF de tipo uniforme; si la aportación del Modelo 3 es significativa (99%), el DIF será de tipo no uniforme. Ante un tamaño muestral elevado es de esperar la aparición de relaciones significativas, por tanto el informe de DIF se complementará con una medida del tamaño de efecto que medirá la magnitud del DIF: el ΔR^2 Nagelkerke ($R^2 < 0,035 =$ DIF despreciable; $0,035 < R^2 < 0,070 =$ DIF moderado; $R^2 > 0,070 =$ DIF alto [Jodoin y Gierl, 2001]). También se implementará un proceso de purificación por etapas para los ítems que hayan mostrado DIF moderado o alto. Para ello se realizará una nueva regresión eliminando del total de la escala los ítems con DIF. De esta forma podremos observar si la presencia del DIF estaba atenuando, agravando o encubriendo la presencia de más DIF. Para acabar, se ha utilizado un modelo de probabilidad acumulativa, con el fin de observar en qué categoría de la escala de respuesta se encuentra el DIF (Mellenbergh, 1995).

Resultados

Equivalencia factorial de la escala (invarianza factorial)

El test de Mardia (65,77) indica no normalidad multivariada de los datos, por lo que, tal y como ha sido descrito, se ha empleado un método de estimación robusto: Máxima Verosimilitud (ML). Se ha puesto a prueba el modelo español que mejor ajuste ha proporcionado al SAS hasta la fecha: tres factores relacionados (Inicio, Rechazo y E-ETS) con covarianza entre los errores de los ítems 2 y 5. Evaluando la equivalencia configural de este modelo se aprecia un mal ajuste del mismo: *Santorra-Bentler Scaled Chi-Square* ($S-B\chi^2 = 2839,89$, $gl = 262$, $p = 0,00$, $RMSEA = 0,07$, $CFI = 0,91$). Dado que un buen ajuste del modelo configural es necesario para comenzar a evaluar la IF, se han consultado los índices de modificación (*Lagrange Multiplier Test*) que sugieren covariar los errores de los ítems redactados de forma inversa, entre ellos y solo dentro del factor correspondiente: (Inicio: 3, 4, 6; Rechazo: 7, 8, 10; E-ETS: 13, 14, 16), de forma que se ha puesto el nuevo modelo a prueba; los resultados pueden observarse en la tabla 1.

El nuevo modelo puesto a prueba muestra un excelente ajuste en el modelo configural, por tanto se procederá a evaluar un nivel débil de invarianza. El ajuste general para este segundo modelo es también óptimo y, como se puede observar, el CFI no se reduce prácticamente y el AIC solo aumenta levemente; por tanto, este modelo cumple la IF débil. A continuación damos otro paso en la evaluación progresiva de la IF y ponemos a prueba el modelo de invarianza fuerte. Este modelo también muestra adecuados índices

de ajuste y un CFI que se reduce en 0,009; si bien es cierto que el AIC aumenta considerablemente, consideramos que el estancamiento del CFI es suficiente para otorgar la invarianza fuerte. Por último, este modelo también parece cumplir una invarianza factorial estrictamente equivalente entre hombres y mujeres, pues aunque el CFI se aleja ligeramente de 0,95, y el AIC aumenta considerablemente, el ajuste general puede considerarse adecuado y el CFI no se reduce en más de 0,01. Por tanto, se ha alcanzado el máximo nivel de invarianza al que se ha sometido el modelo.

Equivalencia métrica de la escala (funcionamiento diferencial del ítem)

A continuación, se implementó otro procedimiento para confirmar la equidad de la escala: análisis del funcionamiento diferencial del ítem. Los resultados de la regresión logística multinomial parecen confirmar la tendencia encontrada en los análisis anteriores. Al observar la tabla 2 se aprecia cómo la presencia de DIF es casi anecdótica. Solo el ítem 1, al comparar entre sexos, muestra DIF moderado, no uniforme. Al realizar la purificación del total, no aparece nuevo DIF y el propio DIF del ítem 1 se reduce (Modelo 2:

Tabla 1
Índices de bondad de ajuste de los modelos de invarianza por sexo

	S-B χ^2	gl	RMSEA (IC 90%)	AIC	CFI
Invarianza configural	1055,37**	210	0,049 (0,046-0,052)	635,11	0,958
Invarianza débil	1091,58**	213	0,049 (0,046-0,052)	665,58	0,957
Invarianza fuerte	1281,57**	228	0,052 (0,049-0,055)	825,57	0,948
Invarianza estricta	1515,83**	237	0,056(0,054-0,059)	1041,83	0,939

Nota: S-B χ^2 : Santorra-Bentler Scaled Chi-Square; gl: grados de libertad; RMSEA (IC 90%): Root Mean-Square error of approximation (entre paréntesis su intervalo de confianza al 90%); AIC: Criterio de Información Akaike; CFI: Comparative Fit Index; ** $p < 0,01$

Tabla 2
Funcionamiento diferencial del ítem en sexo

Ítem	Modelo 2			Modelo 3			
	$\chi^2_{(1)}$	P	ΔR^2	$\chi^2_{(1)}$	p	ΔR^2	
Inicio	1	8,27	0,00	0,003	98,24	0,00	0,035
	2	28,52	0,00	0,010	46,94	0,00	0,017
	3	5,28	0,02	0,002	49,20	0,00	0,017
	4	0,00	0,94	0,000	44,36	0,00	0,016
	5	19,22	0,00	0,007	35,47	0,00	0,012
	6	33,42	0,00	0,012	57,22	0,00	0,020
Rechazo	7	0,16	0,68	0,000	3,87	0,05	0,001
	8	51,35	0,00	0,016	7,80	0,01	0,003
	9	2,27	0,13	0,001	27,88	0,00	0,008
	10	11,91	0,00	0,004	18,39	0,00	0,006
	11	36,94	0,00	0,012	6,43	0,01	0,002
	12	5,52	0,02	0,002	38,23	0,00	0,012
E-ETS	13	1,88	0,17	0,001	12,04	0,00	0,004
	14	4,67	0,03	0,002	18,33	0,00	0,006
	15	66,71	0,00	0,023	14,08	0,00	0,005
	16	24,20	0,00	0,009	11,64	0,00	0,004
	17	0,00	0,99	0,000	2,17	0,14	0,001
	18	6,13	0,01	0,002	2,82	0,09	0,001

Nota: se destaca en negrita la presencia de DIF; ΔR^2 : tamaño de efecto

EVALUACIÓN DE LA EQUIVALENCIA FACTORIAL Y MÉTRICA DE LA SEXUAL ASSERTIVENESS SCALE (SAS) POR SEXO 319

$\chi^2_{(1)} = 3,02, p = 0,082, \Delta R^2 = 0,001$; Modelo 3: $\chi^2_{(1)} = 73,95, p < 0,01, \Delta R^2 = 0,027$). Tampoco aparece DIF de consideración al comparar por categorías de respuesta de Mellenberg.

Baremos

Observando los histogramas de las puntuaciones, junto con la asimetría y la curtosis se aprecia la normalidad de la distribución muestral con valores cercanos a $\pm 0,50$. Los baremos se han obtenido, por tanto, empleando las puntuaciones directas sin ninguna transformación previa. Véanse las tablas 3 y 4.

Salvo en la dimensión *Inicio* en 18-34 años ($t(1289) = -0,39, p = 0,69$) y en 35-49 años ($t(1289) = 0,43, p = 0,66$), en la que no se han encontrado diferencias significativas en función del sexo, en el resto sí existen diferencias significativas. En concreto: 1) en 18-34 años en la dimensión *Rechazo* ($t(1390) = -16,51, p = 0,00, d = 0,88$; *E-ETS* ($t(1389) = -11,05, p = 0,00, d = 0,59$); 2) en 35-49 años en *Rechazo* ($t(1287) = -11,63, p = 0,00, d = 0,64$; *E-ETS* ($t(1269) = -10,16, p = 0,00, d = 0,57$); y 3) en 50-88 años en *Inicio* ($t(1099) = 9,49, p = 0,00, d = 0,57$; *Rechazo* ($t(1097) = 11,76, p = 0,00, d = 0,70$; y *E-ETS* ($t(1048) = -7,83, p = 0,00, d = 0,52$).

Discusión y conclusiones

En este estudio se planteó como objetivo demostrar la equivalencia de la SAS entre hombres y mujeres. Para ello se implementaron dos procedimientos distintos: el cálculo de la IF progresiva

bajo el procedimiento MACS y el análisis de la presencia de DIF. La IF ha mostrado una invarianza estrictamente equivalente de la SAS entre ambos sexos para el modelo de tres factores con los errores de los ítems redactados de forma negativa, covariados dentro de la subescala. Alcanzar un nivel de invarianza estricta no solo permite comparar las medias de los ítems y factores de cada grupo con un sesgo mínimo, sino que permite afirmar que la medida es igual de precisa en ambos grupos (Dimitrov, 2010).

Estos resultados además son coherentes con los obtenidos mediante DIF, en donde solo el ítem 1 (“Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo”) ha mostrado DIF (de tipo no uniforme) entre sexos. Pese a que el DIF no llega a ser muy intenso, su presencia podría indicar que todavía existe un ligero sesgo en la población española, heredado de los roles tradicionales de género (Gutiérrez-Quintanilla, Rojas-García y Sierra, 2010; Legido-Marín y Sierra, 2010; Morokoff et al., 2009; Sierra, Rojas, Ortega y Martín Ortiz, 2007). No obstante, la cantidad de DIF es casi despreciable y no es necesario tomar medidas con este ítem. Por tanto, no parece existir sesgo importante al aplicar la escala a hombres y mujeres.

Una vez que se ha probado una equivalencia factorial estricta y la equivalencia métrica de la SAS entre sexos, se han presentado los baremos para la escala. Como se puede observar en las tablas 3 y 4, la asertividad sexual referida a iniciar relaciones sexuales en los varones apenas se modifica con la edad, disminuye un solo punto. Una tendencia similar se encuentra en las mujeres, quienes mantienen las puntuaciones parecidas entre los 18 y 49 años pero bajan 4 puntos (casi una desviación típica) al superar los 49 años,

Tabla 3
Baremos de la SAS para varones por rango de edad

	Varones								
	18-34			35-49			50-88		
	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS
M	14,67	12,15	14,79	14,34	11,45	12,41	13,57	10,11	9,79
DT	4,36	5,70	7,16	4,45	5,40	7,12	4,34	5,30	7,02
Mín	1	0	0	1	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
N	658	658	658	587	587	581	512	511	490
Perdidos	6	6	6	53	53	59	83	84	105
Percentiles									
1	4	0	0	4	0	0	1	0	0
5	7	3	2	7	2	0	6	1	0
15	10	6	7	10	6	4	9	4	1
25	12	8	10	11	8	8	11	7	4
35	13	10	12	13	10	10	12	8	6
45	14	11	13	14	11	12	13	10	8
50	15	12	14	14	12	12	14	10	10
55	15	12	16	15	12	12	14	11	11
65	16	14	19	16	13	14	15	12	12
75	18	16	22	18	14	18	16	13	13
85	19	19	24	19	17	23	18	15	17
95	22	23	24	22	22	24	20	20	24
99	24	24	24	24	24	24	24	24	24

Nota: M: Media; DT: Desviación Típica; Mín y Máx: Mínimo y Máximo; N: tamaño muestral; E-ETS (Enfermedades de Transmisión Sexual y prevención de Embarazos)

solo en el último rango de edad se encuentran diferencias significativas entre hombres y mujeres. Esto podría deberse a que por encima de los 50 años nos encontramos con una cohorte que ha sido educada en función de los roles tradicionales de género (Morokoff et al., 2009), donde las mujeres juegan un rol pasivo y esperan a que sea el varón quien inicie la relación (Metts y Spitzberg, 1996; Muehlenhard y McCoy, 1991). Pudiera ser que la presencia de DIF en el ítem 1 ("Inicio las relaciones sexuales con mi pareja cuando lo deseo") indique la presencia residual de estos roles tradicionales en nuestra sociedad. No obstante y a grandes rasgos, los resultados observados en el presente estudio se acercan a los encontrados en estudios recientes (Morokoff et al., 2009; Sierra et al., 2011; Štulhofer et al., 2007), los cuales se distancian de los roles tradicionales de género. Otra hipótesis que no se puede obviar sería considerar una influencia de la menopausia, aunque esto no ha sido probado. Respecto a la subescala *Rechazo*, las mujeres puntúan significativamente más en asertividad sexual de rechazo que los hombres de su misma edad. Otros estudios también apuntan en esta dirección; así, Štulhofer et al. (2007) señalan que las mujeres tienen mayor asertividad de rechazo que los hombres. Estos resultados sí apuntan directamente hacia los roles tradicionales, donde se considera a la mujer la restrictora del sexo (Simon y Gagnon, 2003). Por último, en todos los rangos de edad se han observado diferencias significativas a favor de las mujeres en E-ETS. Ellas muestran más asertividad sexual de E-ETS, pese a que tradicionalmente el condón ha sido asociado al control masculino y que las mujeres que lo llevan hayan sido asociadas con baja moralidad (Ramos, Díaz, Sal-

dívar y Martínez, 1999). Es posible que nos encontremos también en esta escala con un cambio con respecto a ideas tradicionales y que sean las mujeres —que tienen mayor riesgo de contagio de VIH— las que más asertividad sexual de E-ETS tengan.

Como conclusión, la invarianza estricta alcanzada junto con la presencia mínima de DIF al comparar hombres y mujeres permite contrastar las medias de los factores entre sexos de forma precisa. Además, la obtención de los baremos permitirá una evaluación más precisa de la asertividad sexual. No obstante, el estudio presenta ciertas limitaciones, pues a pesar de contar con un tamaño muestral elevado, éste no es representativo de la población española, no pudiendo por tanto generalizarse los resultados.

Agradecimientos

Esta investigación ha sido financiada por el Ministerio de Educación y Ciencia de España y forma parte del proyecto SEJ2007-61824.

Además a los autores nos gustaría agradecer la ayuda otorgada a Abilio Reig, Ana Sánchez, Asociación Cultural Galega de Formación Permanente de Adultos, Asociación de Vecinos Porto Bello, Biko Arloak, Carlos Rodríguez, Centro Quérote, Clínica UNER, Cruz Roja de Ourense, Francisca Fariña, Javier Fernández Agrafojo, Jordi Llabrés, José Luis Fernández Seara, José Olivares, José Pedro Espada, Juan Cachinero, Lourdes Espinosa, Luis Fernández Ríos, Olga Hernández, Ramón Arce, Raquel Rodríguez, Ricardo Folé y Rodrigo Carcedo.

Tabla 4
Baremos de la SAS para mujeres por rango de edad

	Mujeres								
	18-34			35-49			50-88		
	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS	Inicio	Rechazo	E-ETS
<i>M</i>	14,76	16,93	18,79	14,22	14,82	16,49	10,72	13,69	13,33
<i>DT</i>	4,82	5,10	6,32	5,20	4,99	7,08	5,48	4,78	7,55
Mín	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Máx	24	24	24	24	24	24	24	24	24
<i>N</i>	736	735	734	702	703	691	589	588	560
Perdidos	2	3	4	8	7	19	87	88	116
Percentiles									
1	3	5	1	2	4	0	0	3	0
5	6	8	7	5	7	3	1	6	0
15	9	11	12	9	10	9	5	9	4
25	11	13	14	11	11	12	7	11	8
35	13	15	17	12	12	12	8	12	12
45	15	16	20	13	13	15	10	12	12
50	15	17	22	14	14	17	11	13	12
55	16	18	23	15	15	19	12	13	12
65	17	20	24	17	16	23	13	15	16
75	18	21	24	18	19	24	15	17	20
85	20	23	24	20	20	24	16	19	24
95	22	24	24	22	24	24	20	23	24
99	24	24	24	24	24	24	22	24	24

Nota: *M*: Media; *DT*: Desviación Típica; Mín y Máx: Mínimo y Máximo; *N*: tamaño muestral; E-ETS (Enfermedades de Transmisión Sexual y prevención de Embarazos)

Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at statistical model identification. *Transactions on Automatic Control*, *19*, 716-723. doi: 10.1109/TAC.1974.1100705.
- Auslander, B.A., Perfect, M.M., Succop, P.A., y Rosenthal, S.L. (2007). Perceptions of sexual assertiveness among adolescent girls: Initiation, refusal, and use of protective behaviors. *Journal of Pediatric and Adolescent Gynecology*, *20*, 157-62. doi:10.1016/j.jpag.2007.03.093.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Bermúdez, M.P., Castro, A., Madrid, J., y Buela-Casal, G. (2010). Análisis de la conducta sexual de adolescentes autóctonos e inmigrantes latinoamericanos en España. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *10*, 89-103.
- Browne, M.W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen y J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, *20*, 872-882.
- Byrne, B.M., Oakland, T., Leong, F.T., van de Vijver, F.J., Hambleton, R., Cheung, F.M., y Bartram, D. (2009). A critical analysis of cross-cultural research and testing practices: Implications for improved education and training in psychology. *Training and Education in Professional Psychology*, *3*, 29-105. doi: 10.1037/a0014516.
- Byrne, B.M., y Stewart, S.M. (2006). The MACS approach to testing for multigroup invariance of a second-order structure: A walk through the process. *Structural Equation Modeling*, *13*, 287-321. doi: 10.1207/s15328007sem1302_7.
- Cheung, G.W., y Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, *9*, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Dimitrov, D.M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *43*, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459.
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, *17*, 356-362.
- Elosua, P., y Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, *20*, 896-901.
- Gutiérrez-Quintanilla, J.R., Rojas-García, A., y Sierra, J.C. (2010). Comparación transcultural de la doble moral sexual entre estudiantes universitarios salvadoreños y españoles. *Revista Salvadoreña de Psicología*, *1*, 31-51.
- Haavio-Mannila, E., y Kontula, O. (1997). Correlates of increased sexual satisfaction. *Archives of Sexual Behavior*, *26*, 399-419. doi: 10.1023/A:1024591318836.
- Hidalgo, M.D., Gómez, J., y Padilla, J.L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema*, *17*, 509-515.
- Hidalgo, M.D., y López-Pina, J.A. (2004). Differential item functioning detection and effect size: A comparison between logistic regression and Mantel-Haenszel procedures. *Educational and Psychological Measurement*, *64*, 903-915. doi: 10.1177/0013164403261769.
- Hu, L., y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Hurlbert, D., Singh, D., Menéndez, D., Fertel, E., Fernández, F., y Salgado, C. (2005). The role of sexual functioning in the sexual desire adjustment and psychosocial adaptation of women with hypoactive sexual desire. *Canadian Journal of Human Sexuality*, *14*, 15-30.
- Jodoin, M.G., y Gierl, M.J. (2001). Evaluating type I error and power rates using an effect size measure with the logistic regression procedure for DIF detection. *Applied Measurement in Education*, *14*, 329-349. doi: 10.1207/S15324818AME1404_2.
- Katz, J., May, P., Sörensen, S., y DelTosta, J. (2010). Sexual revictimization during women's first year of college: Self-blame and sexual refusal assertiveness as possible mechanisms. *Journal of Interpersonal Violence*, *25*, 2113-2126. doi: 10.1177/0886260509354515.
- Kearns, M.C., y Calhoun, K.S. (2010). Sexual revictimization and interpersonal effectiveness. *Violence and Victims*, *25*, 504-517. doi: 10.1891/0886-6708.25.4.504.
- Legido-Marín, S., y Sierra, J.C. (2010). Evaluación de conductas sexuales agresivas en estudiantes universitarios españoles: propiedades psicométricas del Aggressive Sexual Behavior Inventory. *Boletín de Psicología*, *98*, 23-40.
- Livingston, J.A., Testa, M., y VanZile-Tamsen, C. (2007). The reciprocal relationship between sexual victimization and sexual assertiveness. *Violence Against Women*, *13*, 298-313. doi: 10.1177/1077801206297339.
- Lubke, G.H., Dolan, C.V., Kelderman H., y Mellenbergh, G.J. (2003). On the relationship between sources of within- and between-group differences and measurement invariance in the common factor model. *Intelligence*, *31*, 543-566. doi:10.1016/S0160-2896(03)00051-5.
- Mardia, K.V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya*, *36*, 115-128.
- Mellenbergh, G.J. (1995). Conceptual notes on models for discrete polytomous item responses. *Applied Psychological Measurement*, *19*, 91-100. doi: 10.1177/014662169501900110.
- Ménard, A., y Offman, A. (2009). The interrelationships between sexual self-esteem, sexual assertiveness and sexual satisfaction. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, *18*, 35-45.
- Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, *58*, 525-543. doi: 10.1007/BF02294825.
- Metts, S., y Spitzberg, B.H. (1996). Sexual communication in interpersonal contexts: A script-based approach. En B.R. Burleson (Ed.), *Communication yearbook 19* (pp. 49-91). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Miller, T.R., y Spray, J.A. (1993). Logistic discriminant function analysis for DIF identification of polytomously scored items. *Journal of Educational Measurement*, *30*, 107-122. doi: 10.1111/j.1745-3984.1993.tb01069.x.
- 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.
- Morokoff, P.J., Quina, K., Harlow, L.L., Whitmire, L., Grimley, D.M., Gibson, P.R., y Burkholder, G.J. (1997). Sexual Assertiveness Scale (SAS) for women: Development and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, *73*, 790-804.
- Morokoff, P.J., Redding, C.A., Harlow, L.L., Cho, S., Rossi, J.S., Meier, K.S., y Brown-Peterside, P. (2009). Associations of sexual victimization, depression, and sexual assertiveness with unprotected sex: A test of the multifaceted model of HIV risk across gender. *Journal of Applied Behavioral Research*, *14*, 30-54. doi: 10.1111/j.1751-9861.2009.00039.x.
- Muehlenhard, C.L., y McCoy, M.L. (1991). Double standard/double blind: The sexual double standard and women's communication about sex. *Psychology of Women Quarterly*, *15*, 447-461. doi: 10.1111/j.1471-6402.1991.tb00420.x.
- Ortega, R., Sánchez, V., Ortega-Rivera, J., Nocentini, A., y Menesini, E. (2010). Peer sexual harassment in adolescent girls: A cross-national study (Spain-Italy). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *10*, 245-264.
- Pierce, A.P., y Hurlbert, D.F. (1999). Test-retest reliability of the Hurlbert Index of Sexual Assertiveness. *Perceptual and Motor Skills*, *88*, 31-34.
- Ramos, L., Díaz, R., Saldívar, G., y Martínez, Y. (1999). Creencias sobre el origen del SIDA en estudiantes universitarios. En R. Díaz y K. Torres (Eds.), *Juventud y Sida: una visión psicosocial*. México DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rickert, V., Sanghvi, R., y Wiemann, C. (2002). Is lack of sexual assertiveness among adolescent and young adult women a cause for concern? *Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, *34*, 178-183. doi: 10.1363/3417802.
- Roberts, S.T., y Kennedy, B.L. (2006). Why are young college women not using condoms? Their perceived risk, drug use, and developmental vulnerability may provide important clues to sexual risk. *Archives of Psychiatric Nursing*, *20*, 32-40. doi: 10.1016/j.apnu.2005.08.008.
- Rosenthal, D., Moore, S., y Flynn, J. (1991). Adolescent self-efficacy, self-esteem and sexual risk-taking. *Journal of Community and Applied Social Psychology*, *1*, 77-88. doi: 10.1002/casp.2450010203.
- Santos-Iglesias, P., y Sierra, J.C. (2010a). El papel de la asertividad sexual en la sexualidad humana: una revisión sistemática. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *10*, 553-577.

- Santos-Iglesias, P., y Sierra, J.C. (2010b). Hurlbert Index of Sexual Assertiveness: A study of psychometric properties in a Spanish sample. *Psychological Reports, 107*, 39-57. doi: 10.2466/02.03.07.17.21.PR0.107.4.39-57.
- Schick, V.R., Zucker, A.N., y Bay-Cheng, L.Y. (2008). Safer, better sex through feminism: The role of feminist ideology in women's sexual well-being. *Psychology of Women Quarterly, 32*, 225-232. doi: 10.1111/j.1471-6402.2008.00431.x.
- Sierra, J.C., Monge, F.S., Santos-Iglesias, P., Bermúdez, M.P., y Salinas, J.M. (2011). Validation of a reduced Spanish version of the Index of Spouse Abuse. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 11*, 363-383.
- Sierra, J.C., Rojas, A., Ortega, V., y Martín Ortiz, J.D. (2007). Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 7*, 41-46.
- Sierra, J.C., Vallejo-Medina, P., y Santos-Iglesias, P. (2011). Propiedades psicométricas de la versión española del Sexual Assertiveness Scale (SAS). *Anales de Psicología, 27*, 17-26.
- Simon, W., y Gagnon, J.H. (2003). Sexual scripts: Origins, influences and changes. *Qualitative Sociology, 26*, 491-497. doi: 10.1023/B:QUAS.0000005053.99846.e5.
- Štulhofer, A., Graham, C., Božicevic, I., Kufirin, K., y Ajdukovic, D. (2007). An assessment of HIV/STI vulnerability and related sexual risk-taking in a nationally representative sample of young croatian adults. *Archives of Sexual Behavior, 38*, 209-225. doi: 10141400/30.1007/s10508-007-9234-8.
- Timmerman, M.E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods, 16*, 209-220. doi: 10.1037/a0023353.
- Vallejo-Medina, P., y Sierra, J.C. (2011). *Adaptation and validation of the Sexual Assertiveness Scale (SAS) in a sample of male drug users*. Manuscrito sometido a revisión.
- Zamboni, B.D., Crawford, L., y Williams, P.G. (2000). Examining communication and assertiveness as predictors of condom use: Implications for HIV prevention. *AIDS Education and Prevention, 12*, 492-504.

