

## 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, Kufrin 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 (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 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  $\Delta R^2$  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 $\chi^2$	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  $\chi^2$ : Santorra-Bentler Scaled Chi-Square; gl: grados de libertad; RMSEA (IC 90%): Root Mean-Square error of approximation (entre paréntesis su intervalo confidencia al 90%); AIC: Criterio de Información Akaike; CFI: Comparative Fit Index; \*\*  $p < 0,01$

*Tabla 2*  
Funcionamiento diferencia del ítem en sexo

Ítem	Modelo 2			Modelo 3			
	$\chi^2_{(1)}$	P	$\Delta R^2$	$\chi^2_{(1)}$	p	$\Delta R^2$	
Inicio	1	8,27	0,00	0,003	<b>98,24</b>	<b>0,00</b>	<b>0,035</b>
	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;  $\Delta R^2$ : tamaño de efecto

$\chi^2_{(1)} = 3,02, p = 0,082, \Delta R^2 = 0,001$ ; 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
<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)

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.jpaga.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 DeTosta, 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 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 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: 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, 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.