

# Un estudio de validación de la Double Standard Scale y la Rape Supportive Attitude Scale en mujeres brasileñas

## A Validation Study of the Double Standard Scale and the Rape Supportive Attitude Scale in Brazilian Women

*Juan Carlos Sierra*  
*Universidad de Granada*  
*Nazaré Costa*  
*Universidade Federal do Maranhao*  
*Virgilio Ortega*  
*Universidad de Granada*

### ABSTRACT

The need to improve measurement in research of violence against women has been recognized. The purpose of this study was introduced first psychometric data of two questionnaires assessing sexist attitudes on Brazilian women: Double Standard Scale (DSS) and Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). Both scales were administered in two women samples ( $N = 300$ ;  $N = 500$ ). In accordance with previous research, the findings reproduced the single-factor structure on each scale. Reliability estimation through Cronbach's alpha evidenced satisfactory internal consistency values for each scale. Finally, evidence that supports the measurement validity of the DSS and the RSAS was also provided.

**Key words:** Double standard, rape, attitude, reliability, validity.

### RESUMEN

En la investigación de la violencia contra las mujeres se ha señalado la necesidad de mejorar la medición. El propósito de este estudio ha sido introducir los primeros datos psicométricos relativos a dos cuestionarios que evalúan actitudes sexistas en mujeres brasileñas: la Double Standard Scale (DSS) y la Rape Supportive Attitude Scale (RSAS). Ambas escalas fueron aplicadas a dos muestras de mujeres ( $N = 300$ ;  $N = 500$ ). En consonancia con la investigación previa, los resultados replicaron la estructura unifactorial de cada escala. La estimación de la fiabilidad mediante alfa de Cronbach reveló valores de consistencia interna satisfactorios para cada escala. Finalmente, también se aportó evidencia sobre la validez de la medida con la DSS y la RSAS.

**Palabras clave:** Moral, violación, actitud, fiabilidad, validez.

---

Artículo recibido/Article received: Abril 20, 2009/April 20, 2009, Artículo aceptado/Article accepted: Noviembre 15, 2009/November 15/2009

Dirección correspondencia/Mail Address:

Juan Carlos Sierra. Facultad de Psicología. Universidad de Granada. 18071 Granada (España). E-mail: [jesierra@ugr.es](mailto:jesierra@ugr.es)

Nazaré Costa. Universidade Federal do Maranhao. Facultad de Psicología. Avda. dos Portugueses, s/n. Sao Luis. Brasil. E-mail: [naza.pc@gmail.com](mailto:naza.pc@gmail.com)

Virgilio Ortega. Facultad de Psicología. Campus Universitario La Cartuja, s/n. 18011 Granada. España. E-mail: [virgilo@ugr.es](mailto:virgilo@ugr.es)

INTERNATIONAL JOURNAL OF PSYCHOLOGICAL RESEARCH esta incluida en PSERINFO, CENTRO DE INFORMACION PSICOLOGICA DE COLOMBIA, OPEN JOURNAL SYSTEM, BIBLIOTECA VIRTUAL DE PSICOLOGIA (ULAPSY-BIREME), DIALNET y GOOGLE SCHOLARS. Algunos de sus articulos aparecen en SOCIAL SCIENCE RESEARCH NETWORK y está en proceso de inclusion en diversas fuentes y bases de datos internacionales.

INTERNATIONAL JOURNAL OF PSYCHOLOGICAL RESEARCH is included in PSERINFO, CENTRO DE INFORMACIÓN PSICOLÓGICA DE COLOMBIA, OPEN JOURNAL SYSTEM, BIBLIOTECA VIRTUAL DE PSICOLOGIA (ULAPSY-BIREME ), DIALNET and GOOGLE SCHOLARS. Some of its articles are in SOCIAL SCIENCE RESEARCH NETWORK, and it is in the process of inclusion in a variety of sources and international databases.

A lo largo de la historia, e incluso en la actualidad, diversas conductas sexuales como el sexo prematrimonial, la coexistencia de varias parejas sexuales, el inicio sexual o las relaciones sexuales exentas de compromiso, entre otras, vienen siendo valoradas de forma distinta en función de si las realiza un hombre o una mujer. Así, desde el concepto de doble moral sexual se asume mayor libertad y permisividad para el hombre que para la mujer con respecto a estas conductas (Nadler & Morrow, 1959). Además, la doble moral sexual engloba la presencia de creencias y actitudes que justifican o toleran el uso de la agresividad (e incluso la violencia) por parte del hombre en el contexto de las relaciones heterosexuales (Sierra, Rojas, Ortega, & Martín-Ortiz, 2007).

A pesar de los grandes avances producidos en las últimas décadas en lo que respecta a la valoración de la sexualidad femenina, la presencia de actitudes sexistas, esto es, de creencias prescriptivas sobre los roles de hombres y mujeres, sigue siendo una realidad en la mayoría de las sociedades. Crawford y Popp (2003), después de una revisión de estudios sobre doble moral realizados durante la década de los ochenta, concluyen que existen diferentes estándares de permisividad sexual en función del sexo. Diégez, Sueiro y López (2003), una vez evaluadas las actitudes sexuales de una amplia muestra de estudiantes universitarios españoles, señalan que las concepciones del rol sexual siguen siendo mucho más restrictivas en las mujeres que en los hombres. Por su parte, Sierra, Gutiérrez, Rojas y Ortega (2007) encuentran que, aunque este tipo de actitudes que sostienen la dominación tradicional del varón y el sexismo hostil son más frecuentes entre los hombres que entre las mujeres, ellas también presentan porcentajes relevantes de las mismas; así, en este estudio un 10,21% de las universitarias españolas evaluadas y un 15,42% de las salvadoreñas mostraron acuerdo con afirmaciones sobre doble moral sexual, mientras que un 9,54% y un 19,08%, respectivamente, aceptaban actitudes que justificaban el uso de la agresividad por parte del hombre en el contexto de las relaciones heterosexuales.

La importancia de estas actitudes sexuales machistas radica en que constituyen un factor fundamental para la explicación de la violencia de género del hombre hacia la mujer (Echeburúa & Fernández-Motalvo, 1998; Heise, 1998; Pulerwitz & Barker, 2008). Así, por ejemplo, las creencias y actitudes tolerantes hacia la violencia contra las mujeres constituyen un factor de riesgo para su ocurrencia (Heise, 1998; Muehlenhard & Linton, 1987; Sanmartín, Farnós, Capel, & Molina, 2000). En un estudio reciente, Sierra, Gutiérrez-Quintanilla, Bermúdez y Buena-Casal (2009) concluyen que la doble moral sexual y la actitud favorable hacia el uso de la violencia en las relaciones heterosexuales son variables que forman parte de un modelo explicativo de la conducta sexual agresiva del hombre hacia la mujer. En esta misma línea, Sierra, Santos-Iglesias y Gutiérrez-Quintanilla (en prensa) señalan que la presencia en la mujer de doble moral sexual constituye un

importante factor de riesgo de victimización dentro de la pareja.

En Brasil, el Informe del Instituto Patricia Galvao (2006) concluye que del año 2004 al 2006 creció entre la población la preocupación por la violencia contra la mujer. Dresch, Kronbauer y Meneghel (2005) señalan que un 55% y 38% de mujeres de una muestra del Sur del país habían sufrido violencia psicológica y física, respectivamente. Reichenheim, et al. (2006), en un estudio realizado en 16 capitales de Brasil, advierten que el 78,3% y 34,4% de las 6.760 mujeres encuestadas habían experimentado abusos psicológico y físico, respectivamente. Ludermir, Schraiber, D'Oliveira, França-Junior y Jansen (2008) indican que un 50,7% de mujeres de una muestra reclutada en Sao Paulo y Zona da Mata de Pernambuco habían sufrido algún tipo de violencia de pareja. Estos resultados reflejan que la violencia de pareja constituye un fenómeno muy extendido en Brasil.

En consecuencia, parece imprescindible contar con instrumentos que permitan evaluar estas actitudes con las suficientes garantías psicométricas. Ante esta situación y dada la ausencia de instrumentos adaptados para la evaluación de factores de riesgo de la violencia de género, el objetivo de este estudio instrumental (Carretero-Dios & Pérez, 2007; Montero & León, 2007) es obtener los primeros datos psicométricos de las versiones brasileñas de la Double Standard Scale (DSS) (Caron, Davis, Halteman, & Stickle, 1993) y de la Rape Supportive Attitude Scale (RSAS) (Lottes, 1991) en población femenina. Para ello, se llevará a cabo, en primer lugar, un análisis de los ítems que componen cada uno de los autoinformes, un análisis de su estructura factorial, así como la estimación de la fiabilidad de consistencia interna; en segundo lugar, se realizará una validación cruzada en otra muestra diferente de mujeres con el fin de examinar la estabilidad de la estructura de las escalas. Como indicador de la validez convergente de las medidas obtenidas por ambos instrumentos, hipotetizamos una correlación directa significativa entre ambas, tal como ha ocurrido en las versiones salvadoreñas (Sierra, Gutiérrez-Quintanilla, & Delgado-Domínguez, 2007).

## MÉTODO

### Participantes

Teniendo en cuenta que este estudio se contextualiza en una investigación más amplia acerca de los factores de riesgo en mujeres abusadas por sus parejas, se emplearon dos muestras de mujeres del Nordeste de Brasil seleccionadas mediante muestro incidental de entre la población general. Las participantes fueron reclutadas en diferentes instituciones (centros universitarios, instituciones relacionadas con la mujer, centros asistenciales, etc.) así como entre familiares y allegados de éstas.

La primera muestra, estaba compuesta por 300 mujeres que mantenían una relación de pareja heterosexual estable, en el momento de la evaluación, desde hacía al menos seis

meses; sus edades estaban comprendidas entre 18 y 73 años ( $M = 29,34$ ;  $DT = 11,85$ ). En cuanto a su nivel de escolarización, el 13,7% tenía estudios fundamentales, el 15,8% medios y el 70,5% superiores. Sus ocupaciones laborales se distribuían entre amas de casa (9,7%), profesiones que no requerían estudios universitarios (18,8%), profesiones que exigían estudios universitarios (16,1%) y estudiantes (55,4%).

La segunda muestra, la componían 500 mujeres que mantenían una relación de pareja heterosexual desde hacía al menos seis meses, con edades comprendidas entre 18 y 66 años ( $M = 32,33$ ;  $DT = 9,80$ ). Su nivel de escolarización se distribuía entre nivel fundamental (10,7%), medio (45,3%) y superior (44%). En cuanto a la actividad profesional, un 26,1% eran amas de casa, un 24% ejercía trabajos que no requerían título universitario, un 37,5% se ocupaba en trabajos que exigían un título universitario y un 12,4% eran estudiantes.

Se emplean dos muestras independientes con el fin de llevar a cabo una validación cruzada de la estructura factorial de los dos instrumentos. La diferencia entre ambas muestras radica en que, mientras la primera está formada mayoritariamente por estudiantes universitarias (55,4%), la segunda solo incluye a un 12,4% de mujeres de este colectivo.

### Instrumentos

- Double Standard Scale (DSS) (Caron, et al., 1993). Para evaluar el grado de aceptación de la doble moral sexual tradicional, Caron, et al. (1993) elaboraron la Double Standard Scale (DSS), formada por 10 ítems contestados en una escala tipo Likert de 5 puntos desde 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo); su fiabilidad de consistencia interna en una muestra de estudiantes fue de 0,72. Sierra, Rojas, et al. (2007) llevaron a cabo su adaptación a población española, obteniendo un alfa de Cronbach de 0,76 en una muestra de hombres y de 0,70 en otra de mujeres. La adaptación realizada en El Salvador permitió desarrollar una versión reducida de 8 ítems que alcanzó una fiabilidad de consistencia interna de 0,78 (Sierra & Gutiérrez-Quintanilla, 2007). El Anexo 1 muestra la DSS.

- Rape Supportive Attitude Scale (RSAS) (Lottes, 1991). Compuesta por 20 ítems contestados en una escala tipo Likert de 5 puntos, desde 1 (muy en desacuerdo) hasta 5 (muy de acuerdo). Fue diseñada con la finalidad de detectar la existencia de actitudes favorables hacia el uso de la violencia del hombre hacia la mujer en el contexto de las relaciones heterosexuales, obteniéndose en una muestra de estudiantes universitarios una fiabilidad de consistencia interna de 0,91. Sierra, Rojas, et al. (2007) ratificaron su estructura unidimensional en estudiantes españoles, alcanzando valores de consistencia interna similares al estudio original (alfa de Cronbach de 0,91 en mujeres y 0,92 en hombres). Resultados afines fueron obtenidos también en muestras salvadoreñas (Sierra, Gutiérrez-

Quintanilla, & Delgado-Domínguez, 2007). El Anexo 2 incluye la versión brasileña de la RSAS.

### Procedimiento

En primer lugar, se llevó a cabo una traducción de la versión original de los ítems de la DSS y RSAS al portugués. La traducción junto con la versión original de los instrumentos fue revisada por dos especialistas bilingües que llegaron a un total acuerdo en la traducción de cada uno de los ítems. Las versiones revisadas por éstos, fueron enviadas a cinco psicólogos expertos en actitudes sexuales, con el fin de que revisaran la redacción de los ítems e indicasen si ésta era correcta o no. Esta nueva versión de las dos escalas fue administrada a 20 mujeres de la población general que indicaron en cada ítem si lo comprendían o no. Por último, las versiones definitivas fueron aplicadas por cinco evaluadoras entrenadas para tal fin a las dos muestras de mujeres seleccionadas. La administración autoaplicada se hizo de forma individual o en pequeños grupos; en los casos de mujeres con un bajo nivel cultural la administración fue heteroaplicada. Todas las participantes recibieron las mismas instrucciones acerca del modo de contestar y de los objetivos de la investigación. La participación fue voluntaria y se garantizó en todo momento la confidencialidad y anonimato de las respuestas.

## RESULTADOS

### Análisis de ítems

En la primera muestra, se llevó a cabo un análisis de los ítems a partir del cálculo de su media, desviación típica e índice de discriminación. En cuanto a la DSS, la respuesta media a los ítems se situó por debajo del punto medio del rango teórico de la escala de respuesta, oscilando entre 1,55 para el ítem 8 y 2,63 para el ítem 9 (véase la Tabla 1); en cuanto a las desviaciones típicas, todas ellas estuvieron en torno a uno, siendo ,85 la mínima (ítem 8) y 1,35 la máxima (ítem 9). Por lo que respecta a la discriminación de los ítems, apreciamos que todos ellos presentan una correlación ítem-total corregida superior a ,30, a excepción del ítem 8 ( $r_{i-t} = ,16$ ), cuya eliminación supondría un leve incremento de la consistencia interna de la escala total, pasando de ,76 a ,77.

Por lo que respecta a la RSAS, tal como se aprecia en la Tabla 2, los valores medios de respuesta a todos los ítems se situaron por debajo del punto medio del rango teórico de la escala de respuesta, oscilando entre 1,49 para el ítem 11 y 2,81 para el ítem 6; todas las desviaciones típicas se acercaron o superaron ligeramente el valor de 1, oscilando entre ,80 para el ítem 7 y 1,33 para el ítem 18. En cuanto a los valores de correlación ítem-total, todos están por encima de ,30, a excepción de los ítems 1 ( $r_{i-t} = ,03$ ) y 6 ( $r_{i-t} = ,26$ ); además, el ítem 1 es el único cuya eliminación supondría un ligero incremento del coeficiente alfa de Cronbach, el cual pasaría de ,84 a ,85.

Tabla 1. Medias (*M*), desviaciones típicas (*DT*), correlación ítem-total ( $r_{i-t}$ ) y alfa de Cronbach si el ítem es eliminado ( $\alpha$ ) en la DSS.

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	$r_{i-t}$	$\alpha$
DSS1	2,38	1,17	,41	,74
DSS2	2,08	1,02	,34	,75
DSS3	2,39	1,19	,37	,75
DSS4	2,16	1,20	,54	,72
DSS5	2,36	1,28	,50	,73
DSS6	1,68	,93	,41	,74
DSS7	1,67	,93	,54	,73
DSS8	1,55	,85	,16	,77
DSS9	2,63	1,35	,44	,74
DSS10	1,93	1,05	,54	,73

Tabla 2. Medias (*M*), desviaciones típicas (*DT*), correlación ítem-total ( $r_{i-t}$ ) y alfa de Cronbach si el ítem es eliminado ( $\alpha$ ) en la RSAS.

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	$r_{i-t}$	$\alpha$
RSAS1	2,19	1,14	,03	,85
RSAS2	1,65	,84	,37	,84
RSAS3	2,68	1,31	,48	,83
RSAS4	2,80	1,31	,31	,84
RSAS5	2,10	1,13	,37	,84
RSAS6	2,81	,99	,26	,84
RSAS7	1,64	,80	,45	,83
RSAS8	1,62	,95	,43	,83
RSAS9	2,14	1,12	,49	,83
RSAS10	1,72	,92	,46	,83
RSAS11	1,49	,80	,54	,83
RSAS12	1,71	,85	,44	,83
RSAS13	2,20	1,03	,59	,83
RSAS14	1,75	,93	,55	,83
RSAS15	2,41	1,13	,50	,83
RSAS16	1,94	,94	,47	,83
RSAS17	1,92	,97	,45	,83
RSAS18	2,56	1,33	,43	,84
RSAS19	1,96	1,08	,43	,83
RSAS20	1,92	,95	,56	,83

### Análisis factorial exploratorio

En ambos casos, y con la finalidad de constatar la unidimensionalidad de los instrumentos, se llevó a cabo para cada una de las escalas un análisis de componentes principales prefijando un solo factor, acorde con el planteamiento de los autores de las versiones originales y de las adaptaciones españolas. Previamente, el test de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett aseguraron la idoneidad de los datos para el empleo de este análisis, tanto en el caso de la DSS ( $KMO = ,84$ ;  $\chi^2_{45} = 496,40$ ,  $p < ,001$ ) como de la RSAS ( $KMO = ,85$ ;  $\chi^2_{190} =$

1352,04,  $p < ,001$ ).

La solución unifactorial de la DSS, obtenida en la muestra 1, explica un 32,98% de la varianza, con un valor propio de 3,30, situándose las cargas factoriales de todos los ítems por encima de ,30, tal como recomiendan Nunnally y Bernstein (1995), a excepción del ítem 8 cuya saturación es de ,23 (véase la Tabla 3); recordemos que este ítem tenía la desviación típica y la correlación ítem-total más bajas.

Tabla 3. Matriz de componentes para la solución unifactorial de la DSS.

Muestra 1 ( <i>N</i> = 300)		Muestra 2 ( <i>N</i> = 500)	
Ítem	Carga factorial	Ítem	Carga factorial
DSS4	,70	DSS10	,72
DSS7	,69	DSS4	,68
DSS10	,68	DSS7	,66
DSS5	,64	DSS5	,65
DSS9	,57	DSS3	,64
DSS6	,57	DSS9	,62
DSS1	,55	DSS2	,57
DSS3	,49	DSS1	,57
DSS2	,47	DSS6	,50
DSS8	,23	DSS8	,01
% VE	32,98	% VE	35,31
VP	3,30	VP	3,53
$\alpha$	,76	$\alpha$	,77

Notas. VE: varianza explicada; VP: valor propio;  $\alpha$ : alfa de Cronbach.

En cuanto a la RSAS, en esta misma muestra, la solución de un solo factor llegó a explicar un 27,60% de la varianza, con un valor propio de 5,52, situándose las cargas factoriales por encima de ,30 para todos los ítems, a excepción del ítem 1 (véase la Tabla 4), que recordemos era el que presentaba peor correlación ítem-total.

### Validación cruzada de la estructura factorial

Con la finalidad de examinar la estabilidad de la estructura factorial de la DSS y de la RSAS, ambos instrumentos fueron aplicados a una segunda muestra de mujeres ( $N = 500$ ) con características similares a las de la primera.

En cuanto a la DSS, tanto el test de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = ,88$ ) como la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{45} = 863,09$ ,  $p < ,001$ ) mostraron la idoneidad de los datos para llevar a cabo un segundo análisis de componentes principales, cuyo único factor explicó el 35,31% de la varianza total, con un valor propio de 3,53, situándose las cargas factoriales de todos los ítems por encima de ,30, a

excepción nuevamente del ítem 8, que además presentó una correlación ítem-total muy baja ( $,01$ ) (véase la Tabla 3), dando lugar su eliminación a un incremento sustancial en el valor del coeficiente alfa de la escala total, pasando éste de  $,77$  a  $,80$ .

Tabla 4. *Matriz de componentes para la solución unifactorial de la RSAS.*

Muestra 1 (N = 300)		Muestra 2 (N = 500)	
Ítem	Carga factorial	Ítem	Carga factorial
RSAS13	,66	RSAS20	,64
RSAS14	,65	RSAS13	,63
RSAS11	,64	RSAS7	,63
RSAS20	,64	RSAS14	,62
RSAS15	,59	RSAS8	,61
RSAS9	,58	RSAS11	,61
RSAS16	,56	RSAS16	,60
RSAS10	,56	RSAS9	,59
RSAS7	,54	RSAS17	,59
RSAS3	,54	RSAS10	,58
RSAS12	,53	RSAS12	,58
RSAS6	,52	RSAS15	,58
RSAS19	,51	RSAS5	,54
RSAS17	,51	RSAS2	,47
RSAS18	,50	RSAS19	,46
RSAS5	,45	RSAS18	,46
RSAS2	,43	RSAS3	,42
RSAS4	,37	RSAS6	,42
RSAS6	,30	RSAS4	,32
RSAS1	,06	RSAS1	,22
% VE	27,60	% VE	29,27
VP	5,52	VP	5,85
$\alpha$	,84	$\alpha$	,86

Notas. VE: varianza explicada; VP: valor propio;  $\alpha$ : alfa de Cronbach.

Por lo que respecta a la RSAS, nuevamente, tanto el test de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = ,90$ ) como la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\chi^2_{190} = 2133,86, p < ,001$ ) mostraron la idoneidad de los datos para llevar a cabo un segundo análisis de componentes principales. En esta ocasión el factor aislado explicó un 29,27% de la varianza total con un valor propio de 5,85, valores ligeramente superiores a los obtenidos en la primera muestra. En esta ocasión las cargas factoriales de los ítems superaron el valor de  $,30$  a excepción del ítem 1 (véase la Tabla 4), que recordemos ya se situaba por debajo de este valor en la primera muestra. Además, tampoco en esta ocasión este ítem alcanzó un coeficiente de correlación ítem-total aceptable, quedándose en un valor de  $,19$ . El coeficiente alfa de Cronbach para la escala total en esta segunda muestra es de  $,86$ .

### Validez convergente

Tal como se había hipotetizado, se encontró una correlación directa significativa entre las puntuaciones de la DSS y la RSAS ( $r = ,57; p < ,001$ ).

### DISCUSIÓN

La presencia de actitudes machistas en el hombre constituye un factor de riesgo para que éste perpetre conductas violentas hacia la mujer (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1998; Heise, 1998; Pulerwitz & Barker, 2008; Sierra, et al., 2009), mientras que su presencia en las mujeres las convierte en potenciales víctimas de abuso por parte de sus parejas (Sierra, et al., en prensa). Estas evidencias hacen que en el estudio de la violencia de género sea necesario contar con instrumentos adaptados a las poblaciones objeto de estudio que permitan evaluar dichas actitudes de manera fiable y válida. La DSS y la RSAS constituyen ejemplos de autoinformes que permiten evaluar la doble moral sexual y la actitud justificadora de la violencia del hombre hacia la mujer en las relaciones heterosexuales, respectivamente, siendo ambos tipos de actitudes sexuales calificadas como machistas (Sierra, Rojas, et al., 2007).

La DSS se presenta como una medida unidimensional de la doble moral sexual, tanto en el estudio original de Caron, et al. (1993) como en las adaptaciones española (Sierra, Rojas, et al., 2007) y salvadoreña (Sierra & Gutiérrez-Quintanilla, 2007). En el presente estudio, en muestras de mujeres brasileñas, se ratifica dicha unidimensionalidad, siendo el porcentaje de varianza explicada (32,98% en la primera muestra y 35,31 en la segunda) muy similar al obtenido en la adaptación española (29,40%) y en la salvadoreña (35,33%). La carga factorial de los ítems es muy parecida en ambas muestras, lo que proporciona estabilidad a la estructura factorial obtenida. Tal como ocurrió en muestras salvadoreñas, el ítem 8 presentó unas propiedades métricas inadecuadas, lo que condujo a su eliminación en ambas versiones, la salvadoreña y la brasileña. De este modo, en esta versión brasileña de la DSS, la fiabilidad de consistencia interna se sitúa en  $,80$ , valor superior a los informados para la versión original ( $,72$ ), española ( $,70$ ) y salvadoreña ( $,78$ ). Se debe tener en cuenta que el ítem 8 es el único que está redactado de forma inversa, lo que podría estar explicando el inadecuado funcionamiento del mismo.

En cuanto a la RSAS, los resultados encontrados también dan apoyo a la unidimensionalidad de la escala, solución factorial que explica el 27,60% en la primera muestra y el 29,27 en la segunda, valores superiores a los de la adaptación salvadoreña de Sierra, Gutiérrez-Quintanilla y Delgado-Domínguez (2007), pero inferiores a los de la adaptación española de Sierra, Rojas, et al. (2007). De igual modo que ocurrió con la DSS, el ordenamiento de los ítems de la RSAS en función de su carga factorial se mantiene de forma estable en ambas muestras, lo que

refleja la solidez de la estructura factorial obtenida. A diferencia de las adaptaciones española y salvadoreña, en la brasileña se optó por eliminar de la versión definitiva el ítem 1 por su baja fiabilidad y carga factorial, quedando de esta manera una versión de 19 ítems que alcanza una fiabilidad de consistencia interna de ,86, valor superior al de la adaptación salvadoreña (,82), aunque ligeramente menor al de la adaptación española de Sierra, Rojas, et al. (2007) y a la de la versión original de Lottes (1991) (,91 en ambos casos).

Como indicador de la validez convergente de ambas escalas, y fundamentándonos en el hecho de que ambas pruebas evalúan actitudes sexuales machistas (Sierra, Rojas, et al., 2007), se hipotetizó una correlación directa significativa entre sus puntuaciones. Los resultados encontrados sostienen dicha hipótesis, obteniéndose un coeficiente de correlación positivo mayor que el obtenido por Sierra, et al., (2007) en mujeres salvadoreñas. Esta asociación permite sustentar el hecho de que las actitudes favorables o justificadoras del uso de la violencia por parte del hombre en el contexto de las relaciones heterosexuales constituyen un tipo de actitudes sexuales machistas, como ya habían planteado Sierra, Rojas, et al. (2007).

En definitiva, se puede concluir que las adaptaciones de la DSS y la RSAS llevadas a cabo en mujeres brasileñas replican la estructura unifactorial obtenida en estudios previos, obteniéndose valores satisfactorios de consistencia interna para ambos instrumentos, así como evidencias acerca de una adecuada validez convergente. Futuros estudios deberían ampliar a otras muestras estos primeros datos obtenidos en población brasileña, así como ratificar la propuesta de eliminar un ítem de cada escala.

## REFERENCIAS

- Caron, S.L., Davis, C.M., Haltzman, W.A., & Stickle, M. (1993). Predictors of condom-related behaviours among first-year college students. *Journal of Sex Research, 30*, 252-259.
- 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.
- Crawford, M., & Popp, D. (2003). Sexual double standards: A review methodological critique of two decades of research. *Journal of Sex Research, 40*, 13-26.
- Diéguez, K.L., Sueiro, E., & López F. (2003). The Sexual Double Standard y variables relacionadas. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 67/68*, 79-88.
- Dresch Kronbauer, J.F., & Meneghel, S.N. (2005). Perfil da violência de gênero perpetrada por companheiro. *Revista de Saude Pública, 39*, 696-701.
- Echeburúa, E., & Fernández-Montalvo, J. (1998). Hombres maltratadores. Aspectos teóricos. En E. Echeburúa, & P. Sierra, J.C., Costa, N., & Ortega, V. (2009). Un estudio de validación de la Double Standard Scale y la Rape Supportive Attitude Scale en mujeres brasileñas. *International Journal of Psychological Research, 2(2)*, 90-98.
- Corral (Eds.), *Manual de violencia familiar* (pp. 73-90). Madrid: Siglo XXI.
- Heise, L. (1998). Violence against women: An integrated, ecological framework. *Violence Against Women, 4*, 262-290.
- Instituto Patrícia Galvão (2006). Percepção e reações da sociedade sobre a violência contra a mulher. Recuperado el 5 de septiembre de 2007 de <http://copodeleite.rits.org.br/apc-aa-patriciagalvao/home/noticias.shtml?x=527>
- Lottes, I.L. (1991). Belief systems: Sexuality and rape. *Journal of Psychology and Human Sexuality, 4*, 37-59.
- Ludermir, A.B., Schraiber, L.B., D'Oliveira, A.F.P.L., França-Junior, I., & Jansen, H.A. (2008). Violence against women by their intimate partner and common mental disorders. *Social Science and Medicine, 66*, 108-1018.
- Montero, I., & León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*, 847-862.
- Muehlenhard, C.L., & Linton, M.A. (1987). Date rape and sexual aggression in dating situations: Incidence and risk factors. *Journal of Consulting Psychology, 34*, 186-196.
- Nadler, E.B., & Morrow, W.R. (1959). Authoritarian attitudes towards women, and their correlates. *Journal of Social Psychology, 49*, 113-123.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I.J. (1995). *Teoría psicométrica*. Madrid: McGraw-Hill. 1995.
- Pulerwitz, J., & Barker, G. (2008). Measuring attitudes toward gender norms among young men in Brazil: Development and psychometric evaluation of the GEM scale. *Men and Masculinities, 10*, 322-338.
- Reichenheim, M.E., Leite Moraes, C., Szklo, A., Hasselmann, M.H., Ramos de Souza, E., De Azevedo Lozana, J.E., & Figueiredo, V. (2006). The magnitude of intimate partner violence in Brazil: Portraits from 15 capital cities and the Federal District. *Cadernos Saúde Pública, 22*, 425-437.
- Sanmartín, J., Farnós, T., Capel, J.L., & Molina, A. (2000). *Violencia contra la mujer. Situación actual mundial*. Valencia, España: Centro Reina Sofía para el Estudio de la Violencia.
- Sierra, J.C., Gutiérrez, R., Rojas, A., & Ortega, V. (2007, julio). *Estudio transcultural sobre prejuicios sexuales (doble moral sexual y actitud favorable hacia la violación) entre estudiantes universitarios españoles y salvadoreños*. XXXI Congreso Interamericano de Psicología. México D.F., México.
- Sierra, J.C., Gutiérrez-Quintanilla, J.R., Bermúdez, M.P., & Buela-Casal, G. (2009). Male sexual coercion: Analysis of a few associated factors. *Psychological Reports, 105*, 69-79.
- Sierra, J.C., & Gutiérrez-Quintanilla, R. (2007). Estudio psicométrico de la versión salvadoreña de la Double Standard Scale. *Cuadernos de Medicina Psicosomática*

y *Psiquiatría de Enlace*, 83, 23-30.

- Sierra, J.C., Gutiérrez-Quintanilla, R., & Delgado-Domínguez, C. (2007). Escala de Actitud Favorable hacia la Violación: primeras evidencias acerca de su fiabilidad y validez en muestras salvadoreñas. *Universitas Psychologica*, 6, 539-548.
- Sierra, J.C., Rojas, A., Ortega, V., & 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 Scales (RSAS). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 7, 41-60.
- Sierra, J.C., Santos-Iglesias, P., & Gutiérrez-Quintanilla, J.R. (en prensa). Validación del Índice de Abuso en la Pareja en mujeres de El Salvador. *Revista Mexicana de Psicología*.

**Anexo 1. Versión brasileña de la Double Standard Scale (DSS) de Caron, et al. (1993).**

1. Se espera que una mujer sea menos experimentada sexualmente que su pareja. (*É esperado que uma mulher seja menos experiente sexualmente que seu parceiro*)
2. A una mujer que sea sexualmente activa es menos probable que se la desee como pareja. (*É pouco provável que uma mulher com vida sexual ativa seja desejada como parceira sexual*)
3. Una mujer nunca debería aparentar estar preparada para un encuentro sexual (*Uma mulher nunca deveria aparentar estar preparada para um encontro sexual*)
4. Es importante que los hombres sean experimentados sexualmente para poder enseñarle a la mujer. (*É importante que os homens sejam experientes sexualmente para poder ensinar a mulher*)
5. Una “buena” mujer nunca tendría una aventura de una noche, pero sí se espera que lo haga un hombre. (*Uma mulher de respeito nunca teria uma aventura de uma noite, mas isto é esperado de um homem*)
6. Es importante que un hombre tenga múltiples encuentros sexuales para ganar experiencia. (*É importante que um homem tenha vários encontros sexuais para obter experiência sexual*)
7. En el sexo, el hombre debe tomar el rol dominante y la mujer el rol pasivo. (*No sexo, o homem deveria assumir o papel dominante e a mulher o papel passivo*)
8. Es peor que una mujer sea promiscua, a que lo sea un hombre. (*É pior uma mulher ter relações sexuais com muitos parceiros do que um homem as ter*)
9. Es decisión del hombre comenzar el sexo. (*É decisão do homem começar a relação sexual*).

Nota. Entre paréntesis se incluye la versión en portugués de los ítems.

## **Anexo 2. Versión brasileña de la Rape Supportive Attitudes Scales (RSAS) de Lottes (1991).**

1. Un hombre tiene cierta justificación al obligar a una mujer a tener sexo si ella le permitió creer que se acostaría con él. (*O homem tem alguma justificativa em obrigar a mulher a fazer sexo quando ela deu a entender que manteria relação sexual com ele*)
2. El grado de oposición de una mujer debería ser el factor más importante para determinar si ha existido una violación. (*Para determinar se houve estupro o fator mais importante deveria ser o grau de resistência mostrado pela mulher*)
3. La razón por la cual muchos violadores cometen una violación es por sexo. (*Sexo é razão principal pela qual a maioria dos estupradores comete um estupro*)
4. Si a una chica le comienzan a besar el cuello y a acariciarla y luego ella ya no lo puede controlar, es su culpa si su pareja la obliga a tener sexo. (*Se uma garota permite ser beijada, acariciada ou agarrada, fazendo com que os dois percam o controle da situação, é sua culpa se seu parceiro lhe obrigar a fazer sexo*)
5. Muchas mujeres denuncian haber sido violadas falsamente debido a que están embarazadas y quieren proteger su reputación. (*Muitas mulheres fazem falsas denúncias de estupro por estarem grávidas e desejarem proteger sua reputação*)
6. De alguna manera se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ella le permitió ir a su casa. (*O homem tem alguma justificativa em obrigar a mulher a fazer sexo com ele quando ela se deixou levar pelas suas cantadas*)
7. A veces, la única manera en que un hombre pueda excitar a una mujer frígida es mediante el uso de la fuerza. (*Às vezes, a única maneira em que um homem pode excitar uma mulher frígida é através do uso da força*)
8. Una acusación de violación dos días después de haber sucedido los hechos probablemente no sea realmente una violación. (*Uma acusação de estupro dois dias depois dos fatos provavelmente não se trata realmente de um estupro*)
9. Una mujer violada es una mujer menos deseable. (*Uma mulher estuprada é uma mulher menos desejável*)
10. De alguna manera, se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ya habían tenido sexo en el pasado. (*O homem tem alguma justificativa em obrigar a mulher a fazer sexo com ele se eles já tiveram relação sexual no passado*)
11. Para proteger al hombre, debería ser difícil comprobar que ha ocurrido una violación. (*Para proteger o homem, deveria ser difícil comprovar que existiu um estupro*)
12. Muchas veces, una mujer fingirá que no quiere tener sexo debido a que no quiere parecer fácil, pero realmente ella estará esperando a que el hombre la obligue. (*Muitas vezes, uma mulher fingirá que não deseja a relação sexual para não parecer fácil, mas ela realmente estará esperando que o homem a obrigue*)
13. Una mujer que sea engreída y que se crea demasiado atractiva como para conversar con hombres se merece una lección. (*Uma mulher vaidosa e que acredita ser muito atraente para conversar com homens merece uma lição*)
14. Una razón por la cual las mujeres denuncian violaciones falsas es que ellas frecuentemente tienen necesidad de llamar la atención. (*Uma razão pela qual as mulheres denunciam falsos estupros é que elas frequentemente possuem a necessidade de chamar atenção*)
15. En la mayoría de violaciones, la víctima es promiscua o tiene mala reputación. (*Na maioria dos estupros a vítima tem histórico de relações sexuais com muitos parceiros ou tem má reputação*)
16. Muchas mujeres tienen un deseo oculto de ser violadas y pueden inconscientemente crear una situación en la que exista la posibilidad de ser atacadas sexualmente. (*Muitas mulheres possuem um desejo oculto de serem estupradas e podem inconscientemente criar uma situação na qual exista a possibilidade de serem atacadas sexualmente*)
17. La violación es la expresión de un deseo incontrolable de sexo. (*O estupro é a expressão de um desejo incontrolável por sexo*)
18. De alguna manera se justifica que un hombre obligue a una mujer a tener sexo con él si ellos han estado saliendo durante mucho tiempo. (*Um homem sempre tem uma justificativa de obrigar uma mulher a fazer sexo quando eles já namoram há muito tempo*)
19. La violación de una mujer por un hombre que ella conozca puede ser definida como una “mujer que luego cambió de opinión”. (*A situação em que a mulher foi estuprada por um homem que ela conhecia pode ser entendida como: “ela desejava fazer sexo com ele, mas como mudou de idéia o parceiro a forçou”*)

Nota. Entre paréntesis se incluye la versión en portugués de los ítems.