

# EQUIVALENCIA FACTORIAL Y MÉTRICA DE LA DOUBLE STANDARD SCALE POR SEXO Y EDAD

## FACTORIAL AND METRIC EQUIVALENCE OF DOUBLE STANDARD SCALE BY GENDER AND AGE

**Fredy S. Monge**

*Universidad Tecnológica de Los Andes, Perú*

**Juan Carlos Sierra**

**José María Salinas**

*Universidad de Granada, España*

---

### RESUMEN

---

**Palabras clave:**

*Double Standard Scale,  
invarianza factorial,  
funcionamiento  
diferencial del ítem, sexo,  
edad*

---

**Recibido.** Abril 9 - 2013

**Aceptado.** Junio 13 - 2013

---

*La Double Standard Scale (DSS) es uno de los instrumentos más utilizados para evaluar la doble moral sexual y, en ocasiones, para compararla entre sexos. El interés por el estudio de la doble moral sexual radica en que constituye una variable asociada a la salud sexual. A pesar de que hay varios estudios que se han interesado por las propiedades psicométricas de la DSS, ninguno de ellos se ha planteado examinar su equivalencia entre hombres y mujeres, o entre adolescentes y adultos. Por ello, el objetivo de este trabajo es examinar la invarianza factorial y analizar el funcionamiento diferencial del ítem por sexo y edad. Para ello, se evaluó a una muestra de 2.248 sujetos peruanos (1.063 adolescentes -46% jóvenes y 54% jovencitas- y 1.185 adultos -51% varones y 49% mujeres). Los resultados muestran una equivalencia factorial de ajuste perfecto mediante el parcelamiento de ítems respecto al sexo, siendo el funcionamiento diferencial despreciable. En cambio, con respecto a la edad, se descarta la invarianza, aunque el funcionamiento diferencial es depreciable. En definitiva, se podrán contrastar las puntuaciones de la DSS entre sexos, pero no entre adolescentes y adultos.*

**ABSTRACT****Keywords:**

*Double Standard Scale, factorial invariance and differential item functioning, sex, age*

*The Double Standard Scale (DSS) is an instrument used to assess the sexual double standard, and appropriate, to make comparisons between sexes. The interest in the study of the sexual double standard is a variable associated with sexual health. Although, several studies have been interested in the psychometric properties of the DSS, none of them has been raised considering their equivalence between men and women, or between adolescents and adults. This study has the objective, examine the factorial invariance and analyze differential item functioning by sex and age. A sample of 2,248 Peruvian subjects (1.063 adolescent – 46% boys and 54% girls- and 1.185 adult -51% men and 49% women-) was evaluated. Results obtained demonstrate a perfect fit factorial equivalence by categorizing of items about gender, and the differential item functioning is negligible. In contrast, with respect to age, invariance is discarded, but the differential item functioning is negligible. In conclusion, DSS scores can be contrasted between genders, but not between adolescents and adults.*

La doble moral sexual alude a la distinta valoración realizada de la conducta sexual dependiendo del sexo de la persona que la lleva a cabo (Milhausen & Herold, 2002). En esta línea, Reiss (1960, 1964) centró su interés en las actitudes hacia conductas heterosexuales enmarcadas en la permisividad prematrimonial y sus relaciones con distintas variables sociodemográficas. Así, describe una postura ortodoxa que permite las relaciones sexuales premaritales para los hombres, pero no para las mujeres, a no ser que estuvieran basadas en el amor o en el compromiso de casarse. Además de esta permisividad sexual prematrimonial, la doble moral sexual reflejaría un papel más activo y una mayor expresión de la sexualidad del hombre en comparación con la mujer (Sierra, Rojas, Ortega, & Martín Ortiz, 2007). Aunque en los últimos años, las relaciones prematrimoniales y las relaciones sexuales fuera de una relación estable son más aceptadas por ambos sexos, todavía existen facetas de la sexualidad que siguen siendo valoradas de forma distinta en hombres y en mujeres (Sagebin Bordini & Sperb, 2012). La presencia de estas actitudes se ha descrito en adolescentes (Kreager & Staff, 2009; Sierra, Monge et al., 2012), jóvenes (Diégez, Sueiro, & López, 2003; Gutiérrez-Quintanilla, Rojas-García, & Sierra, 2010; Sakaluk & Milhausen, 2012) y personas mayores (Sierra, Costa, & Ortega,

2009; Sierra, Monge, Santos-Iglesias, Rodríguez, & Aparicio, 2010) y, aunque son más frecuentes en varones, suelen estar presentes también en las mujeres (Gutiérrez-Quintanilla et al., 2010; Sierra et al., 2007; Sierra, Costa et al., 2009; Sierra, Costa, & Monge, 2012; Sierra, Monge et al., 2012; Sierra, Monge, et al., 2010).

La relevancia del estudio de la doble moral sexual radica en su relación con diferentes indicadores de la salud sexual. Así, por ejemplo, Santos Iglesias et al. (2009) asociaron la doble moral sexual a una peor satisfacción sexual, tanto en hombres como en mujeres. Por su parte, Bermúdez, Castro, Gude y Buela-Casal (2010) señalan que puntuaciones elevadas en doble moral en adolescentes se asocian a un mayor riesgo de enfermedades de transmisión sexual. Pero tal vez, el mayor interés se sitúe en su relación con los abusos sexuales, tanto en forma de conductas sexuales agresivas como de experiencias de victimización. Así, por ejemplo, Legido-Marín y Sierra (2010) informan de una correlación positiva entre la doble moral sexual y la conducta sexual agresiva en varones universitarios españoles, llegando de demostrarse que estas actitudes explican un porcentaje significativo de las conductas sexuales agresivas del hombre hacia la mujer (Sierra, Gutiérrez-Quintanilla, Bermúdez, & Buela-Casal, 2009). Por otro lado, se ha puesto de manifiesto que la

presencia de estas actitudes sexuales machistas en la mujer constituye un factor de riesgo de victimización en el seno de la pareja (Sierra, Monge, Santos-Iglesias, & Salinas, 2011); así, Sierra, Santos-Iglesias y Gutiérrez-Quintanilla (2010) señalan que la doble moral sexual explica un porcentaje significativo del abuso sufrido por la mujer a manos de su pareja. En un estudio reciente, Sierra, Monge, Bermúdez, Buena-Casal y Salinas (en prensa) indican que la presencia de estas actitudes en mujeres abusadas aparece asociada al hecho de denunciar a sus parejas.

Uno de los autoinformes más utilizados para evaluar la doble moral sexual es la Double Standard Scale (DSS) desarrollada por Caron, Davis, Halteman y Stickle (1993), quienes informan de una fiabilidad de consistencia interna de .72, así como de adecuados indicadores de validez. Sierra et al. (2007) llevan a cabo su adaptación y validación a población española, obteniéndose un alfa de Cronbach de .70 y .76 en mujeres y varones universitarios, respectivamente. Se realizaron también adaptaciones a población salvadoreña (Sierra & Gutiérrez-Quintanilla, 2007), brasileña (Sierra, Costa et al., 2009) y peruana (Sierra, Monge et al., 2010); en todas estas adaptaciones a países latinoamericanos, una vez eliminado el único ítem invertido de la versión original -quedando por tanto una versión de 9 ítems- se alcanzan coeficientes de alfa de Cronbach superiores a .75. En la adaptación peruana se llega a confirmar la estructura unidimensional de la escala mediante Análisis Factorial Confirmatorio (Sierra, Monge et al., 2010). En todos los estudios reseñados las puntuaciones de la DSS correlacionaron de forma positiva con las actitudes favorables hacia la violación.

Dado que algunas de las investigaciones sobre doble moral sexual (e.g. Gutiérrez-Quintanilla et al., 2010; Sahl & Keene, 2010; Sierra et al., 2007) se han interesado por la comparación entre ambos sexos se hace imprescindible disponer de instrumentos con las suficientes garantías psicométricas, que permitan evaluar de forma equivalente a hombres y mujeres; de esta manera se podría determinar la relevancia que la doble moral sexual puede tener sobre la salud sexual en ambos sexos y en diferentes

grupos de edad. Por ello, el presente estudio instrumental tiene por objetivo realizar un examen de la invarianza factorial de la Double Standard Scale a través de modelos de ecuaciones estructurales y posteriormente analizar el funcionamiento diferencial del ítem (DIF, por sus siglas en inglés) por sexo y edad. En cuanto a la edad cabe esperar la ausencia de invarianza factorial y la existencia de funcionamiento diferencial de los ítems, puesto que los adolescentes, en comparación con los adultos, tendrán mucha menor experiencia sexual y además su proceso de socialización sexual es mucho más corto, y es sabido que éste determina las actitudes sexuales.

## Método

### Participantes

La muestra seleccionada de forma incidental está formada por 2,248 sujetos peruanos, procedentes de la provincia del Cusco (1,092 varones y 1,156 mujeres) subdivididos en dos grupos: adolescentes y adultos. Los adolescentes (602 jóvenes y 573 jovencitas) tenían edades comprendidas entre 13 y 17 años ( $M = 14.98$   $DT = 1.40$ ) y cursaban estudios de Primer (13 años) a Quinto de Secundaria (17 años). La edad de los adultos (490 varones y 583 mujeres) oscilaba entre 18 y 85 ( $M = 32.04$ ;  $DT = 9.18$ ); de ellos un 27.60% tenían Estudios Secundarios y un 72.40% contaban con Estudios Superiores. En la muestra de adolescentes no había diferencias de edad entre jóvenes y jovencitas ( $t_{1203} = -0.05$ ;  $p = .961$ ), mientras que en los adultos la media de edad era ligeramente superior en los hombres ( $M = 33.34$ ;  $DT = 10.18$ ) que en las mujeres ( $M = 30.96$ ;  $DT = 8.09$ ) ( $t_{1102} = 4.34$ ;  $p = .000$ ;  $d = 0.26$ ). En los adultos, no existían diferencias por sexo en el nivel de estudios ( $\chi^2_1 = 0.79$ ;  $p = .373$ ).

### Instrumentos

Versión peruana de la Double Standard Scale de Sierra, Monge et al. (2010) formada por nueve ítems contestados en una escala tipo Likert de cinco puntos desde 1 (*totalmente en desacuerdo*)

a cinco (*totalmente de acuerdo*) (véase el Apéndice 1). A mayor puntuación, mayor presencia de doble moral sexual. Sus propiedades psicométricas fueron descritas en la introducción. En las muestras de este estudio se obtuvieron los siguientes coeficientes de fiabilidad de consistencia interna: 0.67 en adolescentes varones, 0.69 en adolescentes mujeres, 0.78 en varones adultos y 0.80 en mujeres adultas.

Cuestionario *ad hoc* elaborado para recoger información sociodemográfica de los participantes: edad, sexo y nivel educativo.

### Procedimiento

La muestra se recogió en el Departamento del Cusco (Perú). Un equipo de tres psicólogos debidamente capacitado en la recolección de datos llevó a cabo la aplicación de cuestionarios, quienes comunicaron los objetivos del trabajo, dieron las instrucciones para el relleno y aclararon cualquier duda de los participantes. Los participantes fueron reclutados en instituciones educativas (colegios y universidades), hospitales, clubes de madres, fiscalías de la familia y comisaría de la familia. Se aseguró a los participantes su anonimato y la total confidencialidad. En el caso de los adolescentes se contó con el consentimiento verbal informado de padres y profesores. El tiempo de aplicación la batería de pruebas tenía una duración de 10 minutos aproximadamente.

### Análisis estadísticos

La invariancia de medida con respecto a una variable que define grupos en la población se establece cuando la medición es independiente de estos grupos, de forma que las relaciones entre los ítems de la escala y el constructo son las mismas para los diferentes grupos definidos por la variable. Utilizando el programa Lisrel 8.8 se evaluó de forma progresiva la Invarianza Factorial (IF) con respecto al sexo y la edad. La evaluación progresiva de la IF (Byrne, 2008; Elosua, 2005) se realizó en cuatro pasos: invarianza configural, invarianza métrica, invarianza fuerte e invarianza estricta. Los índices de ajuste global

empleados fueron el Root Mean Square Error Approximation (RMSEA; Hu & Bentler, 1999), y su intervalo confidencial, el Comparative Fit Index (CFI; Bentler, 1990) y el Incremental Fit Index. Dado que las alternativas de respuesta a los ítems son categóricas se ha empleado el método de máxima verosimilitud robusta aplicado sobre las matrices de correlaciones policóricas. Adicionalmente se realizó el cálculo de la IF progresiva parcelando los ítems en tres indicadores. Como se observa que se cumple la unidimensionalidad del constructo y el interés no está en las relaciones entre los ítems, sino en el comportamiento de la variable latente, el parcelamiento está indicado en este caso (Bandalos & Finney, 2001). El parcelamiento de los ítems produce mayor fiabilidad (Kishton & Widaman 1994), mayor comunalidad (Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002) y menor influencia de la idiosincrasia de los ítems (Chapman & Tunmer, 1995). Estas ventajas son debidas al hecho de que el parcelamiento reduce el número de elementos en las matrices de covarianzas de factores comunes y únicos, y en la matriz de covarianzas de factores únicos. Entonces la matriz de covarianzas muestral se asemeja más a la matriz de covarianzas del modelo en que se asume que las covarianzas entre los factores únicos y entre los factores comunes y únicos son cero (Meade & Kroustalis, 2006). Entre las limitaciones del parcelamiento estarían las relativas a la multidimensionalidad y a las normas establecidas (Little et al., 2002). En el caso de ítems multidimensionales el parcelamiento puede conducir a una mala especificación del modelo. Cuando se parcelan los ítems, las normas y puntos de corte de la escala que pueden tener relevancia teórica o clínica desaparecen. Para complementar la IF se ha realizado el análisis del Funcionamiento Diferencial de los Ítems (DIF). El DIF es un sesgo que se manifiesta cuando sujetos igualados en el rasgo que se mide tienen diferentes probabilidades de elección de una determinada respuesta en un ítem, en función del grupo al que pertenecen (Hidalgo, Gómez, & Padilla 2005). Se evaluó la presencia de DIF utilizando el SPSS mediante regresión logística

ordinal, empleando la sintaxis propuesta por Zumbo (1999). En este procedimiento, el Modelo 2 indica si es significativa la presencia de un DIF de tipo uniforme, mientras que el Modelo 3 contrasta la existencia de DIF uniforme y no uniforme. Dado el tamaño de la muestra, es de esperar que el estadístico  $\chi^2$  sea significativo, por lo que en cada modelo se presenta  $\Delta R^2$  como medida del tamaño del efecto.

**Resultados**

**Equivalencia factorial de la escala (invarianza factorial)**

Se ha puesto a prueba, con respecto al sexo y la edad, el modelo de unidimensionalidad de la escala de doble moral. Evaluando la equivalencia configural de este modelo a partir de los ítems, se aprecia un mal ajuste del mismo, tanto con respecto al sexo ( $\chi^2_{54} = 476.12, p = .00$ ; RMSEA = 0.086; CFI = 0.94), como con respecto a la edad ( $\chi^2_{54} = 507.25, p = .00$ ; RMSEA = 0.089; CFI = 0.95).

Una vez parcelados los ítems en tres indicadores, lo que constituiría el nivel óptimo de identificación del constructo (Little et al., 2002), se ha puesto de nuevo a prueba la invarianza factorial con respecto al sexo y la edad. Los resultados pueden verse en las Tablas 1 y 2, respectivamente. No se incluye en ellas la invarianza configural, ya que el modelo en este caso es saturado ( $g1 = 0$ ) y el ajuste resulta perfecto.

Tabla 1  
*Invarianza Factorial respecto al sexo con ítems parcelados*

	$\chi^2$	g1	RMSEA (IC 90%)	AIC	CFI	IFI
Invarianza configural con restricciones en los errores	1.45	3	0.0 (0.0-0.037)	19.44	1.00	1.00
Invarianza métrica	15.07**	3	0.059 (0.032-0.09)	32.97	0.99	0.99
Invarianza fuerte	19.67	6	0.044 (0.023-0.067)	31.58	0.99	0.99

Con respecto al sexo, se admite claramente la invarianza configural, a pesar de haber añadido la condición de igualdad de las varianzas de los errores. Sin embargo, el estadístico  $\chi^2$  es significativo en los casos de invarianza métrica e invarianza fuerte dado el elevado tamaño de la muestra creemos que la evaluación debe hacerse atendiendo a los otros indicadores (Cheung & Rensvold, 2002). Así, se aceptaría la hipótesis de que el RMSEA es inferior a 0,05 (Browne & Cudeck, 1993) y el CFI estaría por encima de los niveles habitualmente exigidos (Arbuckle & Wothke, 1999; Hu & Bentler, 1998).

Tabla 2  
*Invarianza Factorial respecto a la edad con ítems parcelados*

	$\chi^2$	g1	RMSEA (IC 90%)	AIC	CFI	IFI
Invarianza configural con restricciones en los errores	20.15	3	0.07 (0.043-0.10)	37.76	0.99	0.99
Invarianza métrica	45.56	3	0.11(0.083-0.14)	63.00	0.98	0.98
Invarianza fuerte	51.09	6	0.081 (0.061-0.10)	62.60	0.98	0.98

Con respecto a la edad, a pesar de los valores del CFI, los valores del RMSEA y los mayores valores del estadístico  $\chi^2$  indican que debe rechazarse la invarianza factorial de la escala entre jóvenes y adultos.

**Equivalencia métrica de la escala (funcionamiento diferencial de los ítems)**

Por último, se analizó el funcionamiento diferencial de los ítems mediante la regresión logística ordinal. La Tabla 3 muestra los resultados de la comparación entre sexos. Aunque cinco ítems son significativos, según Jodoin y Gierl (2001) el tamaño del efecto es despreciable ( $\Delta R^2 < 0.035$ ).

Tabla 3  
*Funcionamiento diferencial de los ítems con el sexo*

Item	Modelo 2			Modelo 3		
	$\chi^2$	<i>p</i>	$\Delta R^2$	$\chi^2$	<i>p</i>	$\Delta R^2$
1	2.22	.14	.001	2.43	.30	.001
2	1.83	.18	.001	4.98	.08	.003
3	33.42	.00	.012	43.32	.00	.016
4	0.27	.60	.000	4.49	.11	.000
5	0.04	.84	.000	15.65	.00	.008
6	31.78	.00	.006	40.2	.00	.014
7	16.1	.00	.003	16.98	.00	.004
8	15.64	.00	.006	22.41	.00	.009
9	0.09	.76	.000	0.11	.95	.000

La Tabla 4 muestra los resultados de la comparación entre jóvenes y adultos, en la cual todos los ítems presentan un DIF significativo a excepción del 1 y el 2, pero todos ellos con un efecto despreciable ( $\Delta R^2 < 0.035$ ).

Tabla 4  
*Funcionamiento diferencial de los ítems con la edad*

Item	Modelo 2			Modelo 3		
	$\chi^2$	<i>p</i>	$\Delta R^2$	$\chi^2$	<i>p</i>	$\Delta R^2$
1	0.36	.55	.000	1.35	.51	.001
2	0.14	.71	.000	3.2	.20	.000
3	55.66	.00	.017	57.79	.00	.017
4	11.6	.00	.003	26.54	.00	.009
5	22.44	.00	.006	22.86	.00	.006
6	22.6	.00	.006	25.69	.00	.008
7	0.05	.82	.000	6.9	.03	.003
8	3.74	.05	.001	10.74	.00	.002
9	7.89	.00	.002	9.13	.01	.003

## Discusión

En cuanto al sexo, el análisis de invarianza, mediante parcelamiento de ítems, muestra un ajuste perfecto, lo que permite comparar las puntuaciones de hombres y mujeres con un sesgo mínimo, y afirmar que la medida es igual de precisa en ambos grupos (Dimitrov, 2010).

Este hecho es relevante, pues como se ha demostrado, a pesar de que la doble moral sexual es más frecuente en hombres que en mujeres, éstas también presentan este tipo de actitudes (Gutiérrez-Quintanilla et al., 2010), por lo cual estaría justificada la comparación entre ambos sexos con el fin de determinar sus efectos sobre variables representativas de la salud sexual, como pueden ser los abusos sexuales en el seno de las relaciones heterosexuales (Legido-Marín y Sierra, 2010; Sierra, Gutiérrez-Quintanilla, et al., 2009; Sierra et al., en prensa; Sierra, Santos-Iglesias et al., 2010), la satisfacción sexual (Santos-Iglesias et al., 2009) o el riesgo de contagio de enfermedades de transmisión sexual (Bermúdez et al., 2010). Estos resultados se complementan en cierta medida con los obtenidos en el análisis del DIF entre hombres y mujeres, que señalan la ausencia de funcionamiento diferencial de los ítems, lo que da mayor aval a las comparaciones de la doble moral entre ambos, pues no existirían sesgos al aplicar la escala a ambos sexos.

Con respecto a la edad, se descarta la invarianza, lo que indica que la doble moral sexual varía según el grupo de edad, observándose más actitudes sexuales machistas en adolescentes que en adultos, lo que podría explicarse por el tipo de relaciones que experimentan los jóvenes: encuentros sexuales ocasionales en muchas ocasiones, en los que el papel activo es asumido por el chico. De hecho en un reciente estudio -en el que se evaluaron las conductas y actitudes sexuales en 1.205 adolescentes peruanos- se informa que un 36% de los jóvenes han tenido relaciones sexuales, por únicamente un 5.40% de las jovencitas (Sierra, Monge et al., 2012); además, se demuestra que los adolescentes con experiencia en relaciones sexuales tienen más doble moral sexual que aquellos sin experiencia. La presencia de doble moral sexual es un fenómeno relativamente frecuente entre los adolescentes peruanos; Sierra, et al. (2013) informan que 4 de cada 10 jóvenes, y 2 de cada 10 jovencitas, están de acuerdo con actitudes de este tipo. Por otro lado, si tenemos en cuenta la muestra empleada en este estudio, una gran mayoría de adultos tienen estudios superiores, y se sabe que la doble moral sexual es menor

en los niveles culturales más elevados (Sierra, Costa et al., 2012). Por otro lado, en comparación con los adultos los adolescentes han estado sometidos a un proceso mucho más corto de socialización sexual. No obstante, por lo que respecta al DIF, en todos los ítems su efecto es despreciable.

En conclusión, la invarianza estricta alcanzada en ambos sexos, junto con la ausencia de DIF permite contrastar de forma precisa, entre ambos sexos, las puntuaciones proporcionadas por la Double Standard Scale; sin embargo, no sería recomendable realizar comparaciones entre adolescentes y adultos. Por último, se debe señalar que a pesar de que el tamaño de la muestra es considerable, ésta no es representativa de la población peruana, no pudiendo por tanto generalizarse los resultados.

## Referencias

- Arbuckle, J.L., & Wothke, W. (1999). *Amos 4.0 users guide*. Chicago: Smallwaters.
- Bandalos, D.L., & Finney, S.J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. En G.A. Marcoulides & R.E. Schumacker (Eds.), *News developments and techniques in structural equation modeling* (pp. 269-296). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bermúdez, M.P., Castro, A., Gude, F., & Buela-Casal, G. (2010). Relationship power in the couple and sexual double standard as predictors of the risk of sexually transmitted infections and HIV: Multicultural and gender differences. *Current HIV Research*, 8, 172-178. doi: 10.2174/157016210790442669
- Browne, M.W., & 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(4), 872-882.
- Caron, S.L., Davis, C.M., Halteman, W.A., & Stickle, M. (1993). Predictors of condom related behaviours among first year college students. *Journal of Sex Research*, 30(3), 252-259. doi: 10.1080/00224499309551709
- Chapman, J.W., & Tunmer, W.E. (1995). Development of young children's reading selfconcepts: An examination of emerging subcomponents and their relationship with reading achievement. *Journal of Educational Psychology*, 87(1), 154-167. doi: 10.1037/0022-0663.87.1.154
- Cheung, G.W., & Rensvold, R.B. (2002). Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_5
- Diégez, J.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.
- Dimitrov, D.M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 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(2), 356-362.
- Gutiérrez-Quintanilla, J.R., Rojas-García, A., & Sierra, J.C. (2010). Cross-cultural comparison of the sexual double standard between Salvadoran and Spanish college students. *Revista Salvadoreña de Psicología*, 1(1), 31-51.
- Hidalgo, M.D., Gómez, J., & Padilla, J.L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial del ítem. *Psicothema*, 17(3), 509-515.
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modelling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. doi: 10.1037/1082-989X.3.4.424
- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Jodoin, M. G., & Gierl, M.J. (2001). Evaluating Type I error and power rates using an effect size measure with logistic regression procedure for DIF detection. *Applied Measurement in Education*, 14(4), 329-349.
- Kishton, J.M., & Widaman, K.F. (1994). Unidimensional versus domain representative parceling of questionnaire items: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 54(3), 757-765. doi: 10.1177/0013164494054003022
- Kreager, D.A., & Staff, J. (2009). The sexual double standard and adolescent peer acceptance. *Social Psychology Quarterly*, 72(2), 143-164. doi: 10.1177/019027250907200205
- Legido-Marin, S., & 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.
- Little, T.D., Cunningham, W.A., Shahar, G., & Widaman, K.F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 151-173. doi: 10.1207/S15328007SEM0902\_1
- Meade, A. W., & Kroustalis, C.M. (2006). Problems with item parceling for confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. *Organizational Research Methods*. 9(3), 369-403. doi: 10.1177/1094428105283384
- Milhausen, R.R., & Herold, E.S. (2002). Reconceptualizing the sexual double standard. *Journal of Psychology and Human Sexuality*, 13(2), 63-86. doi: 10.1300/J056v13n02\_05
- Reiss, I.L. (1960). *Premarital sexual standards in America*. New York: The Free Press.
- Reiss, I.L. (1964). The scaling of premarital sexual permissiveness. *Journal of Marriage and the Family*, 26(2), 188-198.
- Sagebin Bordini, G., & Sperb, T.M. (2012). Sexual double standard; A review of the literature between 2001 and 2010. *Sexuality and Culture*. doi: 10.1007/s12119-012-9163-0

- Sahl, D., & Keene, J.R. (2010). The sexual double standard and gender differences in predictors of perceptions of adult-teen sexual relationships. *Sex Roles, 62*, 264-277. doi: 10.1007/s11199-009-9727-0
- Sakaluk, J.K., & Milhausen, R.R. (2012). Factors influencing university students' explicit and implicit sexual double standards. *Journal of Sex Research, 49*(5), 464-476. doi: 10.1080/00224499.2011.569976
- Santos Iglesias, P., Sierra, J.C., García, M., Martínez, A., Sánchez, A., & Tapia, M.I. (2009). Índice de Satisfacción Sexual (ISS): un estudio sobre su fiabilidad y validez. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 9*(2), 259-273.
- Sierra, J.C., Costa, N., & Monge, F. (2012). *Actitudes sexuales machistas en mujeres: análisis transcultural entre Brasil y Perú*. Póster presentado en el XVI Congreso Latinoamericano de Sexología y Educación Sexual. Medellín, Colombia.
- 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.
- Sierra, J.C., & Gutiérrez-Quintanilla, J.R. (2007). Estudio psicométrico de la versión salvadoreña de la Double Standard Scale. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 8*(3), 23-30.
- Sierra, J.C., Gutiérrez-Quintanilla, R., Bermúdez, M.P., & Buela-Casal, G. (2009). Male sexual coercion: Analysis of a few associated factors. *Psychological Reports, 105*(1), 69-79. doi: 10.2466/pr0.105.1.69-79
- Sierra, J.C., Monge, F., Bermúdez, M.P., Buela-Casal, G., & Salinas, J.M. (en prensa). Variables asociadas a la experiencia de abuso en la pareja y su denuncia en una muestra de mujeres peruanas. *Universitas Psychologica*.
- Sierra, J.C., Monge, F.S., Santos-Iglesias, P., Quevedo-Blasco, R., Bermúdez, M.P., & Buela-Casal, G. (septiembre, 2012). *Actitudes y conductas sexuales en adolescentes peruanos: diferencias de género*. Póster presentado en el XVI Congreso Latinoamericano de Sexología y Educación Sexual. Medellín, Colombia.
- Sierra, J.C., Monge, F.S., Santos-Iglesias, P., Quevedo-Blasco, R., Bermúdez, M.P., & Buela-Casal, G. (julio, 2013). *Un estudio sobre las actitudes sexuales machistas en adolescentes peruanos*. Ponencia presentada en el XXIV Congreso Interamericano de Psicología. Brasilia, Brasil.
- Sierra, J.C., Monge, F.S., Santos-Iglesias, P., Rodríguez, K., & Aparicio, D. (2010). Propiedades psicométricas de las versiones en español de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive Scale (RSAS) en mujeres peruanas. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 9*(5), 57-66.
- Sierra, J.C., Monge, F.S., Santos-Iglesias, P., & Salinas, J.M. (2011). Validation of reduced Spanish version of the index of spouse abuse. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 11*(2), 363-383.
- 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*(1), 41-60.
- Sierra, J.C., Santos-Iglesias, P., & Gutiérrez-Quintanilla, J.R. (2010). Validación del Índice de Abuso en la Pareja en mujeres de El Salvador. *Revista Mexicana de Psicología, 27*, 5-14.
- Zumbo, B.D. (1999). *A Handbook on the Theory and Methods of Differential Item Functioning (DIF): Logistic Regression Modeling as a Unitary Framework for Binary and Likert-Type (Ordinal) Item Scores*. Ottawa, ON: Directorate of Human Resources Research and Evaluation, Department of National Defense.

## Apéndice 1

### Versión peruana de la Double Standard Scale (Caron et al., 1993; Sierra et al., 2010).

1. Se espera que una mujer sea menos experimentada sexualmente que su pareja.
2. A una mujer que sea sexualmente activa es menos probable que se le desee como pareja.
3. Una mujer nunca debería aparentar estar preparada para un encuentro sexual.
4. Es importante que los hombres sean experimentados sexualmente para poder enseñarle a una mujer.
5. Una "buena" mujer nunca tendría una aventura de una noche, pero sí se espera que lo haga un hombre.
6. Es importante que un hombre tenga múltiples encuentros sexuales para ganar experiencia.
7. En el sexo, el hombre debe tomar el rol dominante y la mujer el rol pasivo.
8. Es peor que una mujer sea promiscua, a que lo sea un hombre.
9. Es decisión del hombre comenzar el sexo.