

Localización y Distribución de los Ítems de una Medida de Actitudes hacia Comportamientos Sexuales en Mujeres Heterosexuales y Bisexuales Mediante un Modelo de Rasch y Análisis del Funcionamiento Diferencial de los Ítems

Location and Distribution of the Items of a Measure of Attitudes toward Sexual Behaviors in Heterosexual and Bisexual Women Using a Rasch Model and Analysis of the Differential Functioning of the Items

Andrea Blanc-Molina¹, Daniel Dacosta-Sánchez², Bella González-Ponce³ y Cinta Mancheño-Velasco⁴

Resumen

El objetivo del estudio fue analizar la localización y distribución de los ítems de la Escala de Actitudes hacia Comportamientos Sexuales (EACS) en mujeres heterosexuales y bisexuales y comprobar la existencia de funcionamiento diferencial del ítem. Participaron 897 mujeres entre 18 y 35 años que contestaron dicha escala. Los resultados muestran que, en general, la localización y distribución de los ítems es similar en mujeres heterosexuales y bisexuales. Los ítems referentes a comportamientos sexuales online con pareja ocasional son los que mayores puntuaciones presentan en la medida frente a los comportamientos sexuales frecuentes con pareja estable y la masturbación en solitario que son los que menores puntuaciones presentan. Únicamente en el ítem referente al trío existe una diferencia de puntuaciones logits ligeramente superior a .5 entre las mujeres heterosexuales y bisexuales. Por tanto, la EACS es un instrumento con propiedades psicométricas adecuadas desde la TRI en mujeres heterosexuales y bisexuales.

Palabras clave: actitudes hacia comportamientos sexuales, TRI, orientación sexual, FDI

Abstract

The aim of the study was to analyze the location and distribution of the items of the Scale of Attitudes toward Sexual Behaviors (SASB) in heterosexual and bisexual women and to verify the existence of differential item functioning. A total of 897 women between 18 and 35 years of age answered the scale. The results show that, in general, the location and distribution of the items is similar in heterosexual and bisexual women. The items referring to online sexual behaviors with an occasional partner are the ones with the highest scores and frequent sexual behaviors with a steady partner and solo masturbation are the ones with the lowest scores. Only in the item referring to the threesome is there a difference in logit scores slightly higher than .5 between heterosexual and bisexual women. Therefore, the SASB is an instrument with adequate psychometric properties from the IRT in heterosexual and bisexual women.

Keywords: attitudes toward sexual behaviors, IRT, sexual orientation, DIF

¹Licenciada en Psicología, Doctora en Psicología, Profesora a tiempo completo. Campus de El Carmen, Avda. de las Fuerzas Armadas, S/N, 21007, Huelva, Universidad de Huelva, España. Tel.: +34 653356699. Correo: andrea.blanc@dpces.uhu.es (Autor de correspondencia)

²Graduado en Psicología, Máster en Investigación en Ciencias del Comportamiento, Profesor a tiempo completo, Universidad de Huelva, España. Correo: daniel.daco@dpces.uhu.es

³Graduada en Psicología, Máster en Investigación en Ciencias del Comportamiento, Profesora a tiempo completo, Universidad de Huelva, España. Correo: bellamaria.gonzalez@dpces.uhu.es

⁴Graduada en Psicología, Máster en Metodología de las Ciencias del Comportamiento, Contratada en Proyecto de Investigación, Universidad de Huelva, España. Correo: cinta.mancheno@dpces.uhu.es

Introducción

Para la medición de las actitudes sexuales se han utilizado diferentes conceptos, entre los que se encuentran el de permisividad sexual, el de conservadurismo-liberalismo sexual y el de erotofobia-erotofilia (Blanc & Rojas, 2017). La medición de las actitudes sexuales es muy relevante debido al papel que éstas tienen en la salud sexual (p.e., Carvalho et al., 2013, 2014; Goltzari et al., 2020; Sierra et al., 2021) y en la actividad sexual (p.e., Blanc, 2021; Fischer et al., 2018; Knopp et al., 2022; Sierra et al., 2022). En general, se ha encontrado que las personas con actitudes sexuales más positivas tienen mejor funcionamiento sexual y son más activas sexualmente que las personas con actitudes más negativas. De forma más específica, con respecto al funcionamiento sexual, se ha encontrado que las personas con actitudes sexuales más liberales o positivas tienen más deseo sexual (p.e., Allen & Desille, 2017), mayor excitación sexual y frecuencia de orgasmos (p.e., Kračun et al., 2018), menor dolor durante las relaciones sexuales (p.e., Hashemi et al., 2013) y mayor satisfacción sexual (p.e., Cybulski et al., 2018). En cuanto a la actividad sexual, los estudios han mostrado que las personas con actitudes sexuales más positivas o permisivas realizan un mayor número de comportamientos sexuales (p.e., Blanc et al., 2023), con más frecuencia (p.e., García-Vega et al., 2017) y tienen un mayor número de parejas sexuales (p.e., Leri & DelPriore, 2021). Debido a ello, es importante contar con instrumentos con propiedades psicométricas adecuadas que evalúen las actitudes sexuales.

Por otro lado, es también de gran utilidad que las puntuaciones en los instrumentos que miden las actitudes sexuales predigan la salud sexual y la actividad sexual de las personas. En esta línea, algunos estudios han puesto de manifiesto que las medidas de actitudes hacia comportamientos sexuales específicos predicen mejor la salud sexual (Sierra et al., 2021) y los comportamientos sexuales (Blanc, Sayans-Jiménez et al., 2018) que las medidas de actitudes sexuales generales.

Uno de los instrumentos que mide las actitudes hacia comportamientos sexuales específicos es la Escala de Actitudes hacia Comportamientos Sexuales (EACS, Blanc et al., 2020). La capacidad

predictiva de la EACS para la experiencia sexual es mayor que la capacidad predictiva de uno de los instrumentos que más se ha utilizado para la medición de las actitudes sexuales, la Encuesta de Opinión Sexual (Blanc, Sayans-Jiménez et al., 2018). Esta escala, además de apoyarse como la mayoría de los instrumentos de medida de actitudes sexuales bajo la Teoría Clásica de los Test (Blanc, 2021; Blanc, Byers et al., 2018), también lo ha hecho bajo la Teoría de Respuesta a los Ítems (Blanc & Rojas, 2018, 2020). Habitualmente, las puntuaciones de las personas en los instrumentos de medida de actitudes sexuales se han obtenido sumando o promediando todos los ítems y asignándoles a todos el mismo peso (p.e., Blanc & Rojas, 2017; Milhausen et al., 2020). Esto es, se ha utilizado un modelo de medida centrado en las personas que es el que caracteriza a la Teoría Clásica de los Test, donde únicamente se escalan a las personas en el continuo psicológico medido (Torgerson, 1958). Sin embargo, la EACS también se basa en un modelo de medida centrado en las respuestas donde se escalan tanto a las personas como a los ítems en el continuo psicológico medido (Torgerson, 1958). De esta forma, también se considera el diferente peso que cada ítem aporta en el constructo, no teniendo todos los ítems el mismo peso en la escala (Blanc & Rojas, 2018). Mientras que, en el contexto de los test de ejecución máxima (donde existen respuestas correctas e incorrectas), el peso sería la dificultad del ítem, en este contexto, donde la EACS es de ejecución típica (no existen respuestas correctas ni incorrectas) se podría hablar de nivel de adhesión del ítem (Abal et al., 2017) o, simplemente, de puntuación del ítem.

En un estudio realizado con población española (Blanc & Rojas, 2018) se aportó evidencias de validez del modelo teórico en el que se sustenta esta escala a través de un mapa de personas e ítems proporcionado por un modelo de medida centrado en la respuesta, un modelo de Rasch. El modelo teórico definía en qué orden debían situarse en el continuo los ítems indicadores de comportamientos sexuales específicos, considerando el contexto donde tienen lugar (p.e., relación estable) y los nuevos comportamientos sexuales (p.e., cibersexo). En otro estudio realizado en Estados Unidos (Blanc & Rojas, 2020), con la versión en inglés (Blanc et al., 2018), se relacionaron las puntuaciones de esta escala en

logits (*Log Odds Unit*; Wright, 1983) con otras variables. En ambos estudios todas las personas de la muestra o la mayoría de ellas se identificaron con una orientación heterosexuales. Sin embargo, podría ser que la localización y distribución de los ítems en el continuo actitudinal fuera diferente según la orientación sexual y que la medida estuviera favoreciendo a un grupo frente a otro. En esta línea, es muy importante el estudio del Funcionamiento Diferencial de los Ítems (FDI). Un ítem presenta FDI cuando grupos con el mismo nivel en el constructo presentan una probabilidad distinta de responderlo con éxito o en una determinada dirección en función del grupo al que pertenecen (Gómez-Benito et al., 2010). El estudio del FDI es de especial relevancia para la obtención de medidas con propiedades psicométricas adecuadas.

Numerosas investigaciones que han analizado las actitudes sexuales se han centrado únicamente en mujeres (p.e., Jamali et al., 2016; Leri & DelPriore, 2021). Esto se debe a la mayor prevalencia de disfunciones sexuales en mujeres que en hombres (p.e., Ljungman et al., 2020; Sánchez et al., 2005). Esto es, debido a que las mujeres tienen peor funcionamiento sexual que los hombres y, como se ha mencionado anteriormente, las actitudes sexuales se relacionan con el funcionamiento sexual (p.e., Kračun et al., 2018), los estudios que han medido las actitudes sexuales se han focalizado más en las mujeres que en los hombres. Además, si atendemos a la orientación sexual, en los estudios donde se han medido las actitudes sexuales en las mujeres, la orientación sexual más predominante después de la heterosexual ha sido la bisexual (p.e., Lentz & Zaikman, 2021; Leri & DelPriore, 2021).

Por todo ello, el objetivo del estudio fue analizar la localización y distribución de los ítems de la EACS en mujeres heterosexuales y bisexuales y comprobar la existencia de FDI. De acuerdo con el estudio de Blanc y Rojas (2018), se espera que: hipótesis 1) los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos que se llevan a cabo con pareja estable tengan menores puntuaciones en la medida que los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos que se llevan a cabo con pareja ocasional, hipótesis 2) los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos más frecuentes o convencionales

(coito y caricias) tengan menores puntuaciones en la medida que los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos menos frecuentes o no convencionales (sexo anal, sexting y cibersexo) e hipótesis 3) los ítems indicadores de comportamientos sexuales no convencionales (sexo anal, trío y sexo en grupo) y a través de las TIC (sexting y cibersexo) sean lo que mayores puntuaciones presenten en la medida.

Método

Participantes

Participaron 897 mujeres entre 18 y 35 años ($M=22.46$; $DT=3.39$). En cuanto al nivel de estudios más alto completado, el 38.0% ($n=342$) había completado bachillerato, el 34.9% ($n=313$) estudios universitarios, el 21.2% ($n=190$) estudios de formación profesional, el 5.5% ($n=49$) estudios secundarios obligatorios y el 0.4% ($n=4$) estudios primarios. El 73.6% ($n=660$) se identificó con una orientación heterosexual y el 26.4% ($n=237$) con una orientación bisexual.

Variables e instrumento

Variables sociodemográficas: edad, nivel de estudios y orientación sexual.

Escala de Actitudes hacia Comportamientos Sexuales (EACS; Blanc et al., 2020). La escala mide la actitud hacia comportamientos sexuales específicos en diferentes contextos. Está formada por 22 ítems y cada ítem hace referencia a la valoración de un comportamiento sexual. La escala incluye comportamientos sexuales diádicos (con pareja estable y con parejas ocasional), en solitario (cuando se está sin pareja y cuando se tiene pareja estable) y con más de una persona al mismo tiempo (trío y sexo en grupo). Todos los ítems tienen un formato tipo Likert con cinco opciones de respuesta de *muy negativo* (1) a *muy positivo* (5). A mayor puntuación actitudes más positivas hacia los comportamientos sexuales.

Procedimiento

El cuestionario se elaboró mediante Google Forms. El enlace para la cumplimentación del mismo se les facilitó a estudiantes de diferentes universidades de España para que lo difundieran a través de sus redes sociales. Las personas tenían que dar su consentimiento informado vía online

antes de participar. El estudio fue aprobado por el Comité de Bioética de la Junta de Andalucía.

Análisis de los datos

Se aplicó el Modelo de Escalas de Clasificación (MEC; Andrich, 1982), un modelo politómico de Rasch utilizado en la medición de variables psicosociales donde se emplean ítems con formato de respuesta tipo de Likert (Rojas & Fernández, 2000). En los modelos de Rasch, a diferencia de otros modelos logísticos de la Teoría de Respuesta a los Ítems (TRI) donde se consideran dos, tres o cuatro parámetros (Muñiz, 1997), sólo se considera un parámetro para los ítems (el parámetro b o de dificultad). Este modelo entiende que la probabilidad de que la persona responda a una de las categorías de respuesta de un ítem es una función logística determinada únicamente por la cantidad de constructo que tenga la persona y la dificultad o nivel de adhesión que el ítem aporta para medir dicho constructo. Este modelo transforma las puntuaciones brutas de las personas y de los ítems en una medida de intervalo (misma métrica para personas e ítems) denominada logits (o unidades log-odds), con media 0 y desviación típica de 1 (Wright & Masters, 1982). Esta escala de medida permite hacer interpretaciones de las diferencias en la medida de las personas y de los ítems de forma similar a lo largo de todo el continuo.

Previamente a la localización y distribución de los ítems de la EACS y a analizar la existencia de FDI se comprobó el ajuste de los datos, la dimensionalidad de la escala, la independencia local de los ítems, el índice de separación de las personas y de los ítems y la fiabilidad. El ajuste de los datos se comprobó mediante el análisis de los residuales (diferencias entre los valores esperados por el modelo y los datos observados) para toda la muestra. Este análisis se centra en los residuales cuadráticos medios que se han analizado a partir de dos índices: el INFIT (un indicador de ajuste interno sensible cuando las medidas de las personas están cercanas a las localizaciones de los ítems) y el OUTFIT (un indicador de ajuste externo sensible cuando las medidas de las personas están lejanas a las localizaciones de los ítems). Estos estadísticos muestran valores apropiados cuando se encuentran entre 0.6 y 1.4 (Wright & Linacre, 1994).

Para analizar la dimensionalidad, se calculó el Análisis de Componentes Principales (PCA) de los

residuos estandarizados. Si la varianza explicada por la medida es superior al 60% y la varianza no explicada en el primer contraste es inferior al 5%, se cumple el supuesto de unidimensionalidad (Linacre, 2007). Para analizar la independencia local, se calcularon las correlaciones de los residuales entre los ítems. Los residuales son aquellas partes de los datos no explicadas por el modelo de Rasch (Linacre, 2007). Alta correlación de residuos para dos ítems muestra que pueden ser localmente dependientes. Cuando estas correlaciones son superiores a .70 no se cumple el supuesto de independencia local (Linacre, 2007). Existe independencia local entre los ítems cuando las personas se enfrentan a cada uno de ellos como si fueran los primeros, sin conocimientos obtenidos por las respuestas a los ítems anteriores.

Posteriormente se analizó el índice de separación de las personas y de los ítems. El índice de separación de las personas se utiliza para clasificar a las personas y representa el número de estratos diferentes que el instrumento puede detectar en la muestra. Cuando este índice es menor de dos refleja que la medida no puede diferenciar entre personas con bajas y altas puntuaciones. Por otro lado, el índice de separación de los ítems es útil para diferenciar el orden de localización de los ítems. Este orden es importante debido a que la puntuación o nivel de adhesión que deben tener los ítems de acuerdo a las especificaciones del contenido del test se puede comparar con el orden estimado a partir de los datos. Cuando este índice es menor de tres implica que las personas de la muestra nos son suficientes para confirmar el orden de los ítems y que el test no tiene ítems con alto, medio y bajo nivel de adhesión o puntuación (Linacre, 2007).

Relacionada con los índices de separación se encuentra la fiabilidad. La fiabilidad es un indicador de la calidad de los datos y puede oscilar de 0 a 1. Si la fiabilidad de las personas es alta significa que existe una alta probabilidad de que las personas o los ítems a los que se le ha estimado una alta puntuación tienen una alta puntuación. Para que la fiabilidad de las personas sea alta se necesita una muestra de personas con diferentes niveles de constructo y un instrumento con muchos ítems y para que la fiabilidad de los ítems sea alta se necesitan ítems con diferentes niveles de adhesión (puntuación) y una muestra grande (Linacre, 2007).

Tabla 1. Análisis de los residuales para toda la muestra

		Medida	Error	IMNSQ INFIT	OMNSQ OUTFIT
Heterosexual	Ítems M	0.00	0.06	0.99	0.97
	Ítems DT	1.28	0.01	0.22	0.29
	Personas M	1.15	0.32	1.04	0.97
	Personas DT	1.06	0.09	0.58	0.59
Bisexual	Ítems M	0.00	0.10	0.98	0.93
	Ítems DT	1.17	0.02	0.30	0.42
	Personas M	1.53	0.34	1.09	0.93
	Personas DT	0.99	0.12	0.68	0.55

Tabla 2. Puntuaciones logits de los ítems para toda la muestra

Ítems	Puntuación logits
Acariciar cualquier zona del cuerpo de una pareja estable	-1.78
Realizar el coito (penetración vaginal) con una pareja estable	-1.75
Masturbarse mutuamente con una pareja estable	-1.67
Realizar sexo oral con una pareja estable	-1.48
Realizar sexo anal con una pareja estable	0.52
Enviar imágenes o mensajes de contenido sexual a través de internet o móvil (sexting) a una pareja estable	0.78
Tener sexo a través de la red (cibersexo) con una pareja estable	0.97
Acariciar cualquier zona del cuerpo de una pareja ocasional	-0.27
Realizar el coito (penetración vaginal) con una pareja ocasional	-0.21
Masturbarse mutuamente con una pareja ocasional	-0.20
Realizar sexo oral con una pareja ocasional	0.25
Realizar sexo anal con una pareja ocasional	1.33
Enviar imágenes o mensajes de contenido sexual a través de internet o móvil (sexting) a una pareja ocasional	2.22
Tener sexo a través de la red (cibersexo) con una pareja ocasional	2.33
Masturbarse en solitario (sin compañía) cuando se está sin pareja	-1.30
Masturbarse en solitario (sin compañía) cuando se tiene pareja estable	-1.16
Tener fantasías sexuales cuando se está sin pareja	-1.12
Tener fantasías sexuales cuando se tiene pareja estable	-0.61
Utilizar revistas o libros eróticos (con contenido sexual)	0.38
Utilizar películas eróticas (por ejemplo, mostrando actividades sexuales)	0.57
Tener relaciones sexuales con dos personas al mismo tiempo (hacer un trío)	0.87
Tener relaciones sexuales con un grupo de personas (hacer una orgía o sexo en grupo)	1.34

Para analizar la localización y distribución de los ítems de la EACS se obtuvo el mapa de personas e ítems. Finalmente, para comprobar si existía funcionamiento diferencial del ítem (FDI) se utilizó el estadístico Mantel-Haenszel (Mantel & Haenszel, 1959; Scoppetta et al., 2021). De acuerdo con Zwick et al. (1999) el tamaño de efecto se interpretó de la siguiente forma: menor de .43 despreciable, entre .43 y .64 de leve a moderado y mayor de .64 de moderado a grande. Todos los análisis se realizaron a través de la versión 3.63.2 del programa WINSTEPS (Linacre, 2007).

Resultados

Ajuste de los datos

En la Tabla 1 se muestran los residuales cuadráticos medios tanto del INFIT como del OUTFIT para ambos grupos de mujeres en los ítems y las personas. Como se puede observar los residuales muestran valores apropiados, siendo el ajuste adecuado.

Dimensionalidad e independencia local

Con respecto a la dimensionalidad, en las mujeres heterosexuales la varianza explicada por la medida es del 83.8% y la varianza no explicada en el primer contraste es 3.2%. En las mujeres bisexuales la varianza explicada por la medida es del 80.4% y la varianza no explicada en el primer contraste es 3.6%. Por tanto, la medida se puede considerar unidimensional en ambos grupos.

En cuando a la independencia local, de las 231 correlaciones, solo 6 (2.6%) en las mujeres heterosexuales y 9 (3.9%) en las mujeres bisexual eran superiores a .70. Por tanto, la mayoría de los ítems son localmente independientes.

Índices de separación y fiabilidad

En las mujeres heterosexuales, el índice de separación de las personas es 3.01 (fiabilidad=.90) y el de los ítems es 22.41 (fiabilidad=1.00). En las mujeres bisexuales, el índice de separación de las personas es 2.51 (fiabilidad=.86) y el de los ítems

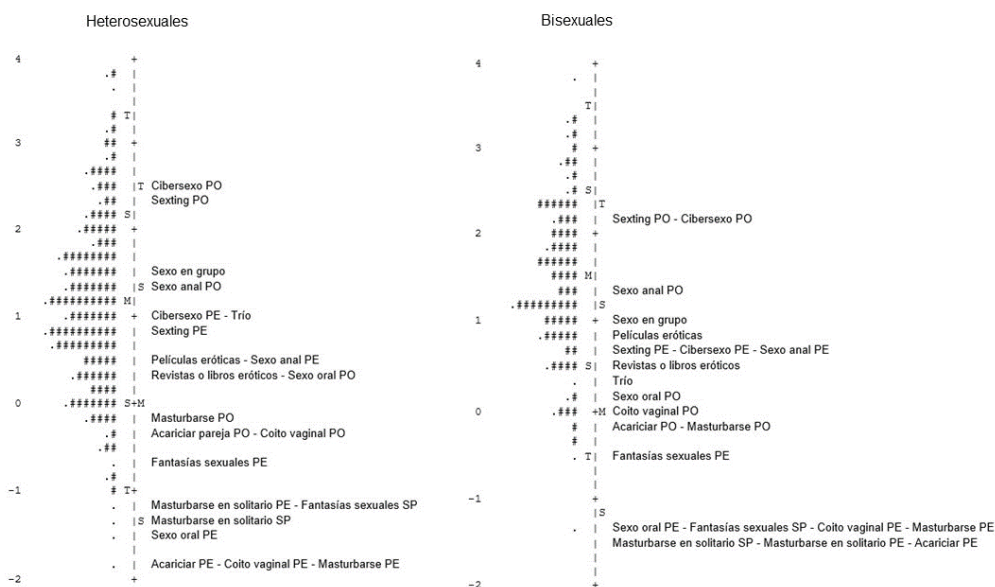


Figura 1. Mapa de personas e ítems para las mujeres heterosexuales y bisexuales.

Nota. En las heterosexuales cada ‘#’ representa 5 personas y en las bisexuales 3. PE: pareja estable; PO: pareja ocasional; SP: sin pareja.

Tabla 3. Funcionamiento diferencial del ítem según la orientación sexual

Comportamiento sexual	Puntuación logits		Diferencia en puntuaciones logits	Mantel-Haenszel	Tamaño del efecto
	Heterosexual	Bisexual			
Acariciar PE	-1.86	-1.51	0.35	.005	.66
Coito vaginal PE	-1.87	-1.39	0.47*	< .001	.76
Masturbarse PE	-1.76	-1.41	0.35*	< .001	.66
Sexo oral PE	-1.50	-1.41	0.09	.103	.63
Sexo anal PE	0.44	0.77	0.33	.013	.16
Sexing PE	0.81	0.72	0.09	.745	.04
Cibersexo PE	1.03	0.78	0.25	.080	.16
Acariciar PO	-0.31	-0.16	0.15	.133	.16
Coito vaginal PO	-0.26	-0.05	0.22	.040	.57
Masturbarse PO	-0.23	-0.12	0.11	.154	.19
Sexo oral PO	0.27	0.20	0.07	.920	.22
Sexo anal PO	1.29	1.45	0.17	.425	.03
Sexing PO	2.22	2.21	0.01	.434	.23
Cibersexo PO	2.38	2.23	0.15	.045	.23
Masturbarse en solitario SP	-1.25	-1.55	0.30	.482	.16
Masturbarse en solitario PE	-1.08	-1.48	0.39	.085	.17
Fantasías sexuales SP	-1.08	-1.33	0.25	.290	.13
Fantasías sexuales PE	-0.63	-0.56	0.07	.400	.06
Revistas o libros eróticos	0.35	0.47	0.12	.199	.03
Películas eróticas	0.45	0.93	0.48*	<.001	.19
Trío	1.02	0.40	0.62*	<.001	.72
Sexo en grupo	1.43	1.09	0.33*	<.001	.39

Nota. PE: pareja estable, PO: pareja ocasional; SP: sin pareja. Corrección Bonferroni: .05/22=.002. *p<.002

es 11.27 (fiabilidad=.99). Por tanto, los índices de separación son adecuados.

Calibración de los ítems en toda la muestra

En la Tabla 2 se muestra la medida de cada uno de los ítems para la muestra total en puntuaciones logits. Como se puede observar oscila desde -1.78 (acariciar cualquier zona del cuerpo de una pareja estable) a 2.33 (tener sexo a través de la red con una pareja ocasional).

Mapa personas e ítems

En la Figura 1 se muestra el mapa de personas e ítems, tanto para las mujeres heterosexuales como para las mujeres bisexuales, donde se puede ver la localización y distribución de los ítems a lo largo del continuo.

Funcionamiento diferencial de los ítems (FDI) según la orientación sexual

En la Tabla 3 se muestra el estudio del FDI. En cinco ítems la localización es diferente de forma

significativa en las mujeres heterosexuales y bisexuales, oscilando la diferencia de .33 a .62 puntuaciones logits. El tamaño del efecto es despreciable (menor de .43) para los ítems referentes a las películas eróticas y el sexo en grupo. Para el coito vaginal con pareja estable, masturbarse con pareja estable y el trío el tamaño del efecto oscila de moderado a grande (mayor de .64). Aunque sólo en el caso del trío (ítem 19) la diferencia de puntuaciones logits es mayor de .5.

Discusión

Debido a la relación de las actitudes sexuales con la salud sexual (p.e., Golzari et al., 2020) y la actividad sexual (Sierra et al., 2022), es importante contar con instrumentos de medida de actitudes sexuales con propiedades psicométricas adecuadas. Además, es de gran utilidad contar con instrumentos que midan actitudes hacia comportamientos sexuales específicos ya que predicen mejor la salud sexual y la actividad sexual de las personas que las medidas de actitudes sexuales generales (Blanc et al., 2018; Sierra et al., 2021). Las EACS (Blanc et al., 2020) es uno de los instrumentos que mide las actitudes hacia comportamientos sexuales específicos. Las propiedades psicométricas de este instrumento se han analizado tanto desde la Teoría Clásica de los Test como desde la Teoría de Respuesta a los Ítems, siendo los participantes o la mayoría heterosexuales (Blanc et al., 2020). Sin embargo, desde la Teoría de Respuesta a los Ítems podría ser que la localización y distribución de los ítems en el continuo actitudinal fuera diferente dependiendo de la orientación sexual. Asimismo, podría ser que la medida estuviera favoreciendo a un grupo frente a otro, siendo muy importante estudiar la existencia de FDI. Por ello, el objetivo del estudio fue analizar la localización y distribución de los ítems de la EACS en mujeres heterosexuales y bisexuales y comprobar la existencia de FDI.

Los resultados de este estudio han mostrado que los ítems referentes a comportamientos sexuales se distribuyen de forma similar a lo largo del continuo actitudinal en las mujeres heterosexuales y bisexuales. Los ítems referentes a comportamientos sexuales online con pareja ocasional son los que mayores puntuaciones

presentan en la medida frente a los comportamientos sexuales diádicos frecuentes con pareja estable y la masturbación en solitario que son los que menores puntuaciones presentan. Además, esta distribución concuerda con la encontrada en la validación del modelo teórico de la escala (Blanc & Rojas, 2018). Los comportamientos sexuales online con pareja ocasional podrían ser lo que mayores puntuaciones presenten en la medida debido a los posibles riesgos que pueden causar, especialmente para las mujeres. Por ejemplo, las personas que practican cibersexo o sexting podrían ser víctimas de chantaje después de realizar dicho comportamiento (Lee et al., 2022). Los comportamientos sexuales diádicos frecuentes con pareja estable, como el coito vaginal, podrían ser los que menores puntuaciones presentan en la medida debido a que son comportamientos que son aceptados y siguen realizándose por la mayoría de las personas (Herbenick et al., 2022).

Como se esperaba (hipótesis 1), los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos que se llevan a cabo con pareja estable tienen menores puntuaciones en la medida que los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos que se llevan a cabo con pareja ocasional. Este resultado es coherente con el encontrado en otro estudio, donde la mayoría de las personas se sentía más cómodas realizando determinados comportamientos sexuales con una pareja estable que ocasional (Chambers, 2007). Asimismo, guarda relación con el hecho de que el sexting y el cibersexo sean más frecuentes entre personas que tienen una relación estable que entre personas que no se conocen o que se conocen, pero no tiene una relación sentimental estable (Courtice & Shaughnessy, 2018; Samimi & Alderson, 2014; Shaughnessy & Byers, 2014).

Por otro lado, como se esperaba (hipótesis 2), los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos más frecuentes o convencionales (coito vaginal y caricias) tienen menores puntuaciones en la medida que los ítems indicadores de comportamientos sexuales diádicos menos frecuentes o no convencionales (sexo anal, sexting y cibersexo). Este resultado es similar al encontrado en el estudio de Blanc y Rojas (2018) y muestra como los comportamientos sexuales más

frecuentes son aceptados más fácilmente que los que se realizan de forma menos frecuente.

Finalmente, como se esperaba (hipótesis 3), los ítems indicadores de comportamientos sexuales no convencionales (sexo anal, trío y sexo en grupo) y a través de las TIC (sexting y cibersexo) son los que mayores puntuaciones presentan en la medida, excepto el trío en el caso de las mujeres bisexuales. Por tanto, sólo aquellas mujeres que muestran actitudes muy positivas hacia los comportamientos sexuales valoran los comportamientos sexuales no convencionales y a través de las TIC de forma positiva. En general, estos comportamientos sexuales podrían ser más difíciles de aceptar por las mujeres que otros comportamientos porque implican más riesgos. Por ejemplo, realizar un trío o sexo en grupo sin protección implica más riesgo de contraer una infección de transmisión sexual que realizar el coito vaginal o el sexo oral con una sola persona.

En cuando a la localización exacta de los ítems y la diferencia de las puntuaciones logits, la localización fue diferente de forma significativa en las mujeres heterosexuales y bisexuales en cinco ítems. Aunque sólo en el ítem referente al trío se encontró una diferencia mayor de 0.5 logits entre los dos grupos de mujeres. Por tanto, de acuerdo con algunos autores (p.e., Linacre, 2007), sólo este ítem podría presentar FDI y podría beneficiar a las mujeres bisexuales frente a las heterosexuales. Esto es, aun teniendo el mismo nivel de actitud, las mujeres bisexuales tienen mayor probabilidad de valorar de forma más positiva el trío que las mujeres heterosexuales. Este resultado es coherente con el hecho de que el porcentaje de mujeres bisexuales que participa en un trío mixto (con personas de diferente sexo) es mayor que en heterosexuales (Thompson et al., 2021). Asimismo, también se encuentra relacionado con el hecho de que las mujeres bisexuales tienen una actitud más positiva hacia este comportamiento que las heterosexuales (Thompson et al., 2021). Para las mujeres bisexuales realizar un trío con un hombre y con una mujer resulta más fácil que para las mujeres heterosexuales. Esto tiene sentido, ya que a diferencias de las mujeres heterosexuales que únicamente se sienten atraídas por personas del sexo opuesto, las mujeres bisexuales se sienten atraídas por personas del mismo sexo y del sexo opuesto.

Debido a la presencia de FDI en el ítem referente al trío, para evitar que se produzca sesgo se podría eliminar dicho ítem, darle diferente puntuación en función del grupo de pertenencia (mujeres heterosexuales o bisexuales) o reformularlo. Quizá si se especificara que el trío puede ser con personas del mismo o diferente sexo podría desaparecer el FDI.

Por otro lado, se debe destacar como posible limitación que, aunque los ítems se distribuyen como se esperaba, los niveles en el constructo de las personas son más altos que los niveles donde el instrumento mide con mayor precisión (donde hay mayor cantidad de ítems). Esto conduce a que en las personas que tienen puntuaciones muy altas en la medida se está midiendo con menor precisión. Por tanto, sería conveniente en futuros estudios añadir nuevos ítems a la EACS con mayores niveles de adhesión (con mayores puntuaciones en la medida) para que se pueda medir a las personas con actitudes sexuales extremadamente positivas con una mayor precisión.

En general, los resultados del presente estudio muestran que la EACS es un instrumento con propiedades psicométricas adecuadas desde la TRI en mujeres heterosexuales y bisexuales. No obstante, se debería seguir investigando la presencia de FDI en esta medida en otros grupos y en otras medidas de actitudes sexuales. Igualmente, del mismo modo que se ha hecho en otros estudios, donde se han obtenido desde la Teoría Clásica de los Test evidencias de validez de otras fuentes de la EACS (p.e., Blanc, Sayans-Jiménez et al., 2018), en futuras investigaciones también se deberían obtener desde la TRI.

Referencias

- Abal, F. J. P., Lozzia, G. S., Auné, S. E., & Attorresi, H. F. (2017). El Modelo de Crédito Parcial aplicado a la escala distorsión del Big Five Questionnaire. *Actualidades en Psicología*, *31*, 133-148.
<https://doi.org/10.15517/ap.v31i122.23499>
- Allen, M. S., & Desille, A. E. (2017). Personality and sexuality in older adults. *Psychology & Health*, *32*, 843-859.
<https://doi.org/10.1080/08870446.2017.1307373>

- Andrich, D. (1978). Scaling attitude items constructed and scored in the Likert tradition. *Educational and Psychological Measurement*, 38, 665-680.
<https://doi.org/10.1177/001316447803800308>
- Blanc, A. (2021). El papel mediador de las actitudes entre los comportamientos sexuales de hombres y mujeres. *Revista Internacional de Andrología*, 19, 107-111.
<https://doi.org/10.1016/j.androl.2019.11.002>
- Blanc, A., Byers, S. E., & Rojas A. J. (2018). Evidence for the validity of the Attitudes toward Sexual Behaviours Scale (ASBS) with Canadian young people. *The Canadian Journal of Human Sexuality*, 27, 1-11.
<https://doi.org/10.3138/cjhs.2017-0024>
- Blanc, A., Byers, S. E., & Rojas A. J. (2020). Attitudes toward Sexual Behaviors Scale. En Milhasuen, R., Sakaluk, J. D., Fisher, T. D., Davis, C. M., Yarber, W. L. (Eds.) *Handbook of sexuality-related measures* (4 ed., pp.423-426). Routledge.
- Blanc, A., Díaz-Batanero, C., Sánchez-García, M., & Dacosta, D. (2023). Comparison of different sexual behaviors according to sexual orientation and the mediating role of attitudes toward sexual behaviors between sexual orientation and sexual behaviors in young adults. *International Journal of Sexual Health*, 35, 284-295,
<https://doi.org/10.1080/19317611.2023.219359>
- Blanc, A., & Rojas, A. J. (2017). Instrumentos de medida de actitudes hacia la sexualidad: una revisión bibliográfica sistemática. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1, 17-32.
https://doi.org/10.21865/RIDEP43_17
- Blanc, A., & Rojas, A. J. (2018). Use of Rasch person-item maps to validate a theoretical model for measuring Attitudes toward Sexual Behaviors. *PloS one*, 13, e0202551.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0202551>
- Blanc, A., & Rojas, A. J. (2020). Attitudes toward sexual behaviours in different ethnocultural groups and their relationship with the acculturation process. *Ceskoslovenska Psychologie*, 3, 342-359.
- Blanc, A., Sayans-Jiménez, P., Ordóñez-Carrasco, J. L., & Rojas, A. J. (2018). Comparison of the predictive capacity of the erotophobia-erotophilia and the attitudes toward sexual behaviors in the sexual experience of young adults. *Psychological Reports*, 121, 815-830.
<https://doi.org/10.1177/0033294117741141>
- Carvalho, J., Veríssimo, A., & Nobre, P. J. (2013). Cognitive and emotional determinants characterizing women with persistent genital arousal disorder. *The Journal of Sexual Medicine*, 10, 1549-1558.
<https://doi.org/10.1111/jsm.12122>
- Carvalho, J., Veríssimo, A., & Nobre, P. J. (2014). Psychological factors predicting the distress to female persistent genital arousal symptoms. *Journal of Sex & Marital Therapy*, 41, 11-24.
<https://doi.org/10.1080/0092623X.2013.869776>
- Chambers, W. C. (2007). Oral sex: Varied behaviors and perceptions in a college population. *The Journal of Sex Research*, 44, 28-42.
<https://doi.org/10.1080/00224490709336790>
- Cybulski, M., Cybulski, L., Krajewska-Kulak, E., Orzechowska, M., Cwalina, U., & Jasinski, M. (2018). Sexual quality of life, sexual knowledge, and attitudes of older adults on the example of inhabitants over 60s of Bialystok, Poland. *Frontiers in Psychology*, 9, 483.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00483>
- Courtice, E. L., & Shaughnessy, K. (2018). The partner context of sexual minority women's and men's cybersex experiences: Implications for the traditional sexual script. *Sex Roles*, 78, 272-285.
<https://doi.org/10.1007/s11199-017-0792-5>
- Fischer, N., Træen, B., & Hald, G. M. (2018). Predicting partnered sexual activity among older adults in four European countries: The role of attitudes, health, and relationship factors. *Sexual and Relationship Therapy*, 36, 3-21.
<https://doi.org/10.1080/14681994.2018.1468560>
- García-Vega, E., Rico, R., & Fernández, R. (2017). Sex, gender roles and sexual attitudes in university students. *Psicothema*, 29, 178-183.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2015.338>
- Golzari, N., Farahmand-Parsa, A., Golalizadeh-Bibalan, F., & Fallah, S. (2020). Role of religious health, sexual knowledge, and sexual attitude in predicting the sexual function of

- postmenopausal women. *Health, Spirituality and Medical Ethics*, 7, 16-24.
<https://doi.org/10.29252/jhsme.7.1.16>.
- Gómez-Benito, J., Hidalgo, M. D., & Guilera, G. (2010). El sesgo de los instrumentos de medición. *Tests justos. Papeles del Psicólogo*, 31, 75-84.
- Hashemi, S., Tehrani, F. R., Simbar, M., Abedini, M., Bahreinian, H., & Gholami, R. (2013). Evaluation of sexual attitude and sexual function in menopausal age: A population based cross-sectional study. *Iran Journal Reproductive Medicine*, 11, 631-636.
- Herbenick, D., Rosenberg, M., Golzarri-Arroyo, L., Fortenberry, J. D., & Fu, T. C. (2022). Changes in penile-vaginal intercourse frequency and sexual repertoire from 2009 to 2018: Findings from the National Survey of Sexual Health and Behavior. *Archives of Sexual Behavior*, 51, 1103-1123.
<https://doi.org/10.1007/s10508-021-02125-2>
- Jamali, S., Rahmanian, A., & Javadpour, S. (2016). Examining the sexual function and related attitudes among aged women: A cross-sectional study. *Interantional Journal Reproductive Biomedicine*, 14, 29-38.
- Knopp, K., Huntington, C., Owen, J., & Rhoades, G. K. (2022). Longitudinal associations among adolescents' sexual attitudes, beliefs, and behaviors. *Archives of Sexual Behavior*. Advance online publication.
<https://doi.org/10.1007/s10508-022-02425-1>
- Kračun, I., Tul, N., Blickstein, I., & Velikonja, V. G. (2018). Quantitative and qualitative assessment of maternal sexuality during pregnancy. *Journal of Perinatal Medicine*, 47, 335-340.
<https://doi.org/10.1515/jpm-2018-0206>
- Lee, K. F., Chan, M. Y., & Mohamad-Ali, A. (2022). Self and desired partner descriptions in the online romance scam: A linguistic analysis of scammer and general user profiles on online dating portals. *Crime Prevention and Community Safety*. Advance online publication.
<https://doi.org/10.1057/s41300-022-00169-7>
- Leri, G., & DelPriore, D. L. (2021). Understanding variation in women's sexual attitudes and behavior across sexual orientations: Evaluating three hypotheses. *Personality and Individual Differences*, 173, 110629.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110629>
- Linacre, J. M. (2007). *Winsteps (computer program and manual)*. Mesa Press.
- Ljungman, L., Lampic, C., & Wettergren, L. (2020). Sexual dysfunction among young adults in Sweden—a population-based observational study. *Sexual Medicine*, 8, 631-642.
<https://doi.org/10.1016/j.esxm.2020.08.010>
- Lentz, A. M., & Zaikman, Y. (2021). The big "O": sociocultural influences on orgasm frequency and sexual satisfaction in women. *Sexuality & Culture*, 25, 1096-1123.
<https://doi.org/10.1007/s12119-020-09811-8>
- Mantel, N., & Haenszel, W. (1959). Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *Journal of the National Cancer Institute*, 22, 719-748.
<https://doi.org/10.1093/jnci/22.4.719>
- Milhausen, R., Sakaluk, J. D., Fisher, T. D., Davis, C. M., & Yarber, W. L. (2020). *Handbook of sexuality-related measures* (4th ed.). Routledge.
- Muñiz, J. (1997). Modelos. En J. Muñiz (Eds.), *Introducción a la teoría de respuesta a los ítems* (pp. 33-60). Ediciones Pirámide.
- Rojas, A. J. R., & Fernández, J. S. (2000). Análisis de las alternativas de respuestas intermedias mediante el modelo de escalas de clasificación. *Metodología de Encuestas*, 2, 171-183.
- Samimi, P., & Alderson, K. G. (2014). Sexting among undergraduate students. *Computers in Human Behavior*, 31, 230-241.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.10.027>
- Sánchez, C., Carreño, J., Martínez, S., & Gómez López, M. E. (2005). Disfunciones sexuales femeninas y masculinas: Comparación de género en una muestra de la Ciudad de México. *Salud Mental*, 28, 74-80.
- Scoppetta, O., Adames, C. P., Aguilar-Pardo, D., & Barreto, I. (2021). Evidencia complementaria para la validación de la escala SRAS de altruismo en Colombia. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1, 47-55.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP58.1.04>

- Shaughnessy, K., & Byers, E. S. (2014). Contextualizing cybersex experience: Heterosexually identified men and women's desire for and experiences with cybersex with three types of partners. *Computers in Human Behavior*, *32*, 178- 185.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.12.005>
- Sierra, J. C., Álvarez-Muelas, A., Arcos-Romero, A. I., Cervilla, O., Mangas, P., Muñoz-García, L. E., & Monge-Rodríguez, F. S. (2022). Sexual activity in Peruvian adolescents: Relevance of socio-demographic variables and sexual attitudes. *Children*, *9*, 386.
<https://doi.org/10.3390/children9030386>
- Sierra, J. C., Gómez-Carranza, J., Álvarez-Muelas, A., & Cervilla, O. (2021). Association of sexual attitudes with sexual function: general vs. specific attitudes. *International Journal of Environmental Research Public Health*, *18*, 10390.
<https://doi.org/10.3390/ijerph181910390>
- Thompson, A. E., Cipriano, A. E., Kirkeby, K. M., Wilder, D., & Lehmler, J. J. (2021). Exploring variations in north american adults' attitudes, interest, experience, and outcomes related to mixed-gender threesomes: A replication and extension. *Archives of Sexual Behavior*, *50*, 1433-1448.
<https://doi.org/10.1007/s10508-020-01829-1>
- Torgerson, W. S (1958). *Theory and methods of scaling*. Wiley.
- Wright, B. D. (1993). Logits? *Rasch Measurement Transactions*, *7*, 288.
<https://www.rasch.org/rmt/rmt72e.htm>
- Wright, B. D., & Linacre, J. M. (1994). Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, *8*, 370.
<https://www.rasch.org/rmt/rmt83b.htm>
- Wright, B. D., & Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis*. Mesa Press.
- Zwick, R., Thayer, D. T., & Lewis, C. (1999). An empirical bayes approach to Mantel-Haenszel DIF analysis. *Journal of Educational Measurement*, *36*, 1-28.
<https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1999.tb00543.x>