

## LA ESCALA ACCEPTANCE OF MODERN MYTHS ABOUT SEXUAL AGGRESSION: VALIDACIÓN PARA LA POBLACIÓN CHILENA

### THE ACCEPTANCE OF MODERN MYTHS ABOUT SEXUAL AGGRESSION SCALE: VALIDATION FOR CHILEAN POPULATION

XAVIERA CAMPLÁ

*Unidad de Psicología Forense, Universidade de Santiago de Compostela, España*

MERCEDES NOVO

*Psicología Organizacional, Jurídica Forense y Metodología de las Ciencias del Comportamiento,  
Universidade de Santiago de Compostela, España*

JÉSSICA SANMARCO

*Unidad de Psicología Forense, Universidade de Santiago de Compostela, España*

RAMÓN ARCE

*Psicología Organizacional, Jurídica Forense y Metodología de las Ciencias del Comportamiento,  
Universidade de Santiago de Compostela, España*

Citación: Camplá, X., Novo, M., Sanmarco, J., & Arce, R. (2019). Escala *Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression*: Validación para la población chilena. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(2), 132-146.

---

**Resumen:** Se planteó una investigación para adaptar y validar la escala *Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression* (AMMSA) en población chilena. En el Estudio 1, 428 participantes respondieron a la adaptación chilena de la escala AMMSA. Un análisis factorial confirmatorio mostró que los índices de ajuste no prestaban apoyo empírico al modelo de la escala de 30 ítems; los índices mejoraban tras ajustar el modelo a 14 ítems ( $\alpha = .90$ ), en el que incrementa la validez sobre el modelo saturado. En el Estudio 2, 212 participantes respondieron a la escala AMMSA-14, a una medida de sexismo y una de deseabilidad social. Los resultados revelaron una correlación alta con el sexismo y baja con la deseabilidad social. En conclusión, se validó una medida de los mitos sobre la agresión sexual con la que evaluar a la población chilena.

**Palabras clave:** coacción sexual, estereotipos de género, violencia sexual, actitudes y creencias, violencia contra la mujer.

**Abstract:** As for the adaptation and validation of the *Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression* (AMMSA) scale to Chilean population, a research was designed. In Study 1, 428 participants answered to the Chilean adaptation of the AMMSA scale. A confirmatory factorial analysis did not give support to the measurement model of 30 items, improving the indexes after adjusting the model to 14 items ( $\alpha = .90$ ), and increasing validity over the saturated model. In Study 2, 212 participants endorsed the AMMSA-14 scale, as well as sexism and social desirability measures. Results revealed a high correlation with sexism and a low correlation with social desirability. In conclusion, a measurement of the myths about sexual aggression to assess Chilean population was validated.

**Keywords:** sexual coercion, gender stereotypes, sexual violence, attitudes and beliefs, violence against women.

---

El Ministerio de Economía, Industria y Competitividad [España] financió, en parte, esta investigación en el marco del proyecto con referencia PSI2017-87278-R. Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Dirigir correspondencia a Mercedes Novo. Facultad de Psicología, Campus Vida, s/n. 15782 Santiago de Compostela, A Coruña, España. Correo electrónico: mercedes.novo@usc.es

La Organización Mundial de la Salud (2011) define la violencia sexual como todo acto sexual, consumado o no, que es forzado mediante coacción, ya sea por uso de fuerza física en distintos grados, intimidación psicológica, extorsión o amenazas, así como debido a la incapacidad para consentir. Puede comprender la violación, el abuso y el acoso sexual, así como la vulneración de derechos fundamentales, como es el caso de la trata de personas con fines de explotación sexual, la mutilación sexual o el matrimonio forzado.

Si bien la definición de la Organización Mundial de la Salud (2011) es amplia, la concepción social de la violencia sexual, tanto en legos como en expertos (p.ej., policías, operadores jurídicos), se ciñe frecuentemente a un guion estereotipado de un ataque con forma de violación por un desconocido, con arma y en un lugar desolado, lo que difiere significativamente de la mayoría de los actos de violencia sexual reales, cuya moda de desarrollo es la comisión por conocidos, en lugares residenciales y sin lesiones (Du Mont, Miller y Myhr, 2003; Logan, Walker y Cole, 2015; Waterhouse, Reynolds e Egan, 2016).

Los estudios a nivel mundial recabados por la Organización Mundial de la Salud (García-Moreno et al., 2013) cuantifican la prevalencia de la violencia física y sexual contra las mujeres por parte de sus parejas en 30% y en un promedio de 7.2% de las agresiones sexuales fuera del contexto de pareja, que se eleva en Latinoamérica y el Caribe hasta un 10.7% (con víctimas mayores de 15 años). En tanto, en el contexto europeo, un estudio con muestra proveniente de 10 países informa que 32.2% de mujeres y 27.1% de varones, entre 18 y 27 años, habían sufrido alguna forma de violencia sexual, tasa de victimización significativamente mayor en las mujeres respecto a los varones, especialmente en países con menor igualdad de género (utilizando como instrumento de medida el *European Index of Gender Equality*), y se encontró, además, elevada presencia de alcohol, tanto por parte del agresor como de la víctima (Krahé et al., 2015). Una revisión sistemática de 113 estudios realizados en 27 países europeos reveló una amplia variabilidad en las cifras de victimización sexual entre países, que oscilaban entre 9 y 83% para las mujeres y entre 2 y 66% para los hombres, tras excluir la victimización en etapa infantil (Krahé, Tomaszewska, Kuyper y Vanwesenbeeck, 2014).

En Chile, a la fecha, no hay datos integrados sobre la prevalencia de la violencia sexual. En el contexto universitario, una encuesta de victimización realizada con 950 universitarios encontró que 31.2% de las mujeres informó al menos un incidente de violencia sexual desde los 14 años en adelante y 17.1% en los últimos 12 meses, con tasas de incidencia significativamente mayores respecto de

los hombres. De todos ellos, sólo 2% presentó denuncia (Lehrer, Lehrer y Koss, 2013; Lehrer, Lehrer y Oyarzún, 2009). Sin embargo, otra encuesta de victimización con 1,135 estudiantes universitarios arrojó unas tasas de victimización significativamente mayores respecto al estudio anterior, tanto en mujeres (51.9%) como varones (48%; Schuster, Krahé, Ilabaca Baeza y Muñoz-Reyes, 2016).

Desde el ámbito estatal, la reciente encuesta de victimización de la Subsecretaría de Prevención del Delito del Ministerio del Interior y Seguridad Pública (2017) de Chile revela una tasa de violencia sexual (es decir, uso de fuerza física, intimidación psicológica, extorsión o amenazas) por parte de la pareja o expareja de 2.1% en el último año y de 6.7% a lo largo del ciclo vital, con ligero incremento respecto a la encuesta aplicada en 2012, que informó de un 1.8 y 6.3% en las mismas medidas año/vida. Acorde a este organismo, la tasa de casos policiales por delitos sexuales para Chile oscila entre 50.5 y 65.8 por cada 100 mil habitantes para los últimos 10 años, mientras que para el periodo 2010-2018 el organismo persecutor ingresó 21,548 delitos sexuales (Ministerio Público de Chile, 2019). Datos actualizados, para el mismo periodo, muestran que un 85.2% de las víctimas de delitos sexuales son mujeres y cerca de 40% adultas mayores de 18 años (Ministerio del Interior y Seguridad Pública, 2019).

No obstante, las cifras precitadas en este ámbito están terciadas por dos fuentes de error: la validez de la medida, debido a que los criterios de inclusión muestral y la definición de violencia sexual difieren entre estudios, desde unas más restrictivas a otras más amplias (Contreras, 2010; Krahé et al., 2014), lo que ocasiona varianza en los resultados, sumado a la cifra de victimización oculta (no denunciada o no informada). Por tanto, si bien no se conoce con exactitud la tasa de victimización real, ésta es muy elevada a tenor de la discrepancia observada sistemáticamente entre las denuncias registradas oficialmente y las encuestas de victimización (Krug, Dahlberg, Mercy, Zwi y Lozano, 2002; Maffioletti Celedón y Huerta Castro, 2011; Ministry of Justice, Home Office y The Office for National Statistics, 2013; Temkin y Krahé, 2008).

En suma, la violencia sexual es un fenómeno criminal transversal, que afecta principalmente a las mujeres, con una alta variabilidad entre países y bajas tasas de denuncia (Breiding et al., 2014; Krahé et al., 2015; Lehrer et al., 2009, 2013), pese a las consecuencias significativas que representa para la salud física y mental de las víctimas (R. Campbell, 2008; Dworkin, Menon, Bystrynski y Allen, 2017; García-Moreno et al., 2013; Mason y Lodrick, 2013; Tjaden y Thoennes, 2006).

El problema de la violencia sexual está fuertemente ligado a creencias y actitudes social y culturalmente enraizadas. Los estudios de campo con perspectiva de género en América Latina y el Caribe han encontrado un arraigo muy elevado de creencias y actitudes ligadas con el sexismo, machismo, inequidad de género y legitimación de la violencia, especialmente la sexual ejercida por las parejas (Chon, 2013; Contreras, 2010; Gracia, Herrero, Lila y Fuente, 2010; Jewkes, Sen y García-Moreno, 2002). Este complejo de creencias, actitudes y estereotipos nocivos ha sido conceptualizado como *rape myths* (Burt, 1980) o mitos sobre la agresión sexual, que operan perjudicando y generando un clima hostil hacia las víctimas, responsabilizándolas de la agresión, negando o minimizando su impacto y exonerando de culpa al agresor (Burt, 1980; Gerger, Kley, Bohner y Siebler, 2007; Lonsway y Fitzgerald, 1994; Payne, Lonsway y Fitzgerald, 1999). Acorde con Bohner (1998, como se citó en Romero-Sánchez, López Megías, Carretero-Dios y Rincón Neira, 2013), los mitos son “creencias descriptivas o prescriptivas acerca de la violación (sobre sus causas, contexto, consecuencias, agresores, víctimas y la interacción entre ellos), que sirven para negar, minimizar o justificar la violencia sexual que los hombres ejercen sobre las mujeres” (pp. 122-123). Los contenidos más comunes de los mitos apuntan a la creencia de que las mujeres mienten y acusan falsamente a los hombres (descrédito a las víctimas); que sólo cierto tipo de mujeres son agredidas sexualmente o que disfrutan ser ultrajadas; que son responsables o se merecen las agresiones recibidas por un comportamiento inapropiado (culpabilización a la víctima); y que se debe a un impulso sexual incontrolable (exoneración del agresor; Bohner, Eyssel, Pina, Siebler y Viki, 2009; Payne et al., 1999).

Estas creencias o distorsiones se han registrado entre los agresores sexuales (Johnson y Beech, 2017; Yapp y Quayle, 2018), en quienes conforman esquemas o estructuras cognitivas que sustentan las agresiones (Bohner et al., 2009; Maruna y Mann, 2006), así como también se encuentran presentes entre la población general (Bohner et al., 2009; LeMaire, Oswald y Russell, 2016; Lonsway y Fitzgerald, 1994; Russell y Hand, 2017). Incluso, se han detectado en los operadores judiciales y policiales (Maier, 2012; Mennicke, Anderson, Oehme y Kennedy, 2014; Page, 2010; Shaw, Campbell, Cain y Feeney, 2017; Sleath y Bull, 2012, 2017), así como en los servicios médicos y psicológicos (R. Campbell, 2008; Mason y Lodrick, 2013; Shechory e Idisis, 2006; Sleath y Bull, 2015).

Estos mitos sobre la agresión sexual presentan una funcionalidad diferente según la población y contexto. Así, éstos desempeñan, entre las mujeres, las funciones de re-

ducción de la percepción de vulnerabilidad subjetiva frente a la victimización, de mayor control y protección de la autoestima (Bohner y Lampridis, 2004; Gerger et al., 2007; Grubb y Harrower, 2009); entre los varones, cumplen la función de racionalizar y justificar las propias tendencias de implicarse en una agresión sexual (Bohner, Jarvis, Eyssel y Siebler, 2005; Bohner et al., 1998; Chiroro, Bohner, Viki y Jarvis, 2004; Eyssel, Bohner y Siebler, 2006). En términos generales, parecen formar parte de un complejo ideológico mayor de tipo conservador, que sostiene la desigualdad social, de género y el *statu quo* (Canto, Perles y San Martín, 2014; Jankowski, Johnson, Damron y Smischney, 2011; Suarez y Gadalla, 2010; Süßenbach y Bohner, 2011), y mantiene además un rol en la formación de juicios, en los esquemas interpretativos sobre la violencia, en la simplificación de la información y la protección intragrupo (Bongiorno, McKimmie y Masser, 2016; McKimmie, Masser y Bongiorno, 2014; Süßenbach y Bohner, 2011).

Si bien se han construido numerosos instrumentos de medida de los mitos sobre la agresión sexual (p.ej., Burt, 1980; Costin, 1985; Feild, 1978; Payne et al., 1999), cambios socioculturales han dejado desfasadas las medidas tradicionales, siendo la escala *Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression* (AMMSA; Gerger et al., 2007) una de las más actualizadas que demuestra adecuadas propiedades psicométricas. La escala AMMSA cubre cinco categorías de contenido: negación del problema de la violencia sexual; oposición a las demandas de las víctimas; falta de apoyo a las políticas diseñadas para mitigar sus efectos; creencias que naturalizan la coerción sexual masculina como parte de las relaciones sexuales; y creencias que excusan a los agresores y culpan a la víctima o las circunstancias (Gerger et al., 2007; Megías, Romero-Sánchez, Durán, Moya y Bohner, 2011; Romero-Sánchez et al., 2013). El instrumento se validó inicialmente en inglés y alemán en cuatro estudios con un total de 1,279 participantes, donde se halló apoyo a una estructura unidimensional, fiable (alfa de Cronbach entre .90 y .95; *test-retest* entre .67 y .88) y con validez concurrente, discriminante y predictiva (Gerger et al., 2007). Posteriormente, se validó la escala AMMSA en la población española (Megías et al., 2011), griega (Hantzi, Lampridis, Tsantila y Bohner, 2015), estadounidense (Watson, 2016) y colombiana (Romero-Sánchez et al., 2013); mostró la misma estructura unifactorial. Además, se han utilizado versiones abreviadas (Bohner y Schapansky, 2018; Helmke, Kobusch, Rees, Meyer y Bohner, 2014).

Conocida la alta prevalencia de las agresiones sexuales hacia las mujeres (Breiding et al., 2014; García-Moreno et al., 2013; Tjaden y Thoennes, 2006), así como la justifica-

ción social (R. Campbell, Dworkin y Cabral, 2009; Harned, 2005), e incluso la falta de amparo judicial (Temkin y Krahé, 2008), se hace necesario contar con instrumentos de medida de la aceptación de los mitos sobre la violencia sexual que sustentan estos juicios sociales y judiciales ajustados al contexto de evaluación. De hecho, la evaluación de los mitos sobre la agresión sexual es muy sensible a las creencias culturales y a los valores sociales arraigados en temas de género (Contreras, 2010; Vargas, Lila y Catalá-Miñana, 2015), lo que resulta en instrumentos de medida diferentes a nivel mundial (Gerger et al., 2007; Hantzi et al., 2015), e incluso en culturas próximas tal como España (Megías et al., 2011) y Colombia (Romero-Sánchez et al., 2013). En esta línea, la International Test Commission (2016) estableció como directriz en la adaptación de instrumentos el ajuste a los usos lingüísticos y jerga local (adaptación de significados) y los valores culturales, especialmente a tener en cuenta en la medida de los mitos sobre la agresión sexual (McMahon y Farmer, 2011; Payne et al., 1999). A su vez, también es preciso conocer la importancia del contenido de los mitos (validez) en el contexto sociocultural de aplicación del instrumento (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013; Sousa y Rojjanasrirat, 2011). En consecuencia, para el estudio de los mitos sobre las agresiones sexuales a mujeres en la población chilena es necesaria la adaptación del instrumento original de referencia, la escala AMMSA, y su validación. Para ello, nos planteamos una investigación de campo con dos estudios.

## ESTUDIO 1

El primer estudio tuvo como objetivo la adaptación de la escala AMMSA al contexto chileno ajustando la redacción de los ítems a los valores culturales, usos lingüísticos y jerga local, y someter a prueba la escala en busca del modelo con mejor ajuste a los datos.

### Método

#### Participantes

Participaron en este estudio 430 individuos, descartándose dos casos por respuestas atípicas (*outliers*; Greene, 2011) en la escala *Other Deception*, con lo que quedó constituida finalmente por 428 participantes. Doscientos cuarenta fueron mujeres (56.07%) y 188 varones (43.93%), todos mayores de edad ( $\geq 18$  años,  $M = 41.18$ ,  $DT = 14.69$ ) y de

nacionalidad chilena. El 75% residían en la Región Metropolitana y un 25% en otras regiones de Chile. A nivel educativo, 21 (4.91%) finalizaron la escolaridad, 62 (14.49%) se encontraban estudiando o con estudios universitarios incompletos, 198 (46.26%) estudios superiores finalizados y 147 (34.35%) con estudios de postgrado.

#### Instrumentos de medida

Se usó la traducción chilena (ver Procedimiento) de la escala AMMSA (Gerger et al., 2007), tomando como referentes adicionales la adaptación española (Megías et al., 2011) y la colombiana (Romero-Sánchez et al., 2013). La escala está compuesta por 30 ítems con formato de respuesta en escala Likert de siete puntos, situados entre 1 (*completamente en desacuerdo*) y 7 (*completamente en desacuerdo*).

Dado que la medida de los mitos sobre la agresión sexual a las mujeres puede estar contaminada de forma sistemática por la deseabilidad social (Gerger et al., 2007; hipótesis a sospechar), se les administró la escala *Other Deception* (Nichols y Greene, 1991), de la adaptación española del MMPI-2 (Hathaway y McKinley, 1999). Ésta consta de 33 ítems con respuesta en formato dicotómico de *verdadero* y *falso* (p.ej., “a veces siento ganas de maldecir” o “no siempre digo la verdad”), que evalúa la influencia de la deseabilidad social en personas que intencionalmente pretenden mostrar una imagen favorable de sí o que contestan de forma inconsistente (Arce, Fariña, Seijo y Novo, 2015; Fariña, Redondo, Seijo, Novo y Arce, 2017). Acorde al estudio de Jiménez Gómez, Sánchez Crespo y Ampudia Rueda (2008), la escala muestra adecuada sensibilidad, especificidad y poder predictivo para discriminar entre quienes manipulan la respuesta, así como quienes presentan respuesta inconsistente, con una probabilidad de clasificación correcta de la distorsión intencionada de las respuestas en línea con la deseabilidad social del 85.8% y del 90.3% de mala imagen. Asimismo, la revisión metaanalítica de Baer y Miller (2002) ha confirmado la validez predictiva y discriminante de la escala *Other Deception*. La alfa de Cronbach en la muestra de este estudio fue de .64.

Por último, se recabaron de los participantes la edad, sexo, nivel de estudios y estado civil.

#### Procedimiento

En la adaptación chilena de la escala AMMSA se siguieron las directrices de la International Test Commission (2016).

Así, la traducción del instrumento AMMSA original en inglés al castellano se realizó por dos traductores bilingües arraigados en la cultura chilena. Se compararon las versiones, se zanjaron las discrepancias junto al autor responsable de la investigación y se examinó inversamente su compatibilidad con el inglés (*back-translation*). Se cotejó el resultado final con las versiones española (Megías et al., 2011) y colombiana (Romero-Sánchez et al., 2013). La versión resultante fue muy similar a la versión española y colombiana con la introducción de jergas y modismos locales (ver la tabla 1).

Asimismo, se realizaron algunas modificaciones en el orden del fraseo de los ítems compuestos por más de una oración, que resultaban complejos para su comprensibilidad (p.ej., ítems 8 y 14). En algún caso, por razones del sentido “cultural” del ítem, se escogió la opción tomada de las versiones en español (ítem 9: “tomar una copa”) en lugar del apego al original (ítem 9: “for a cup of coffee”). El instrumento resultante se administró a una muestra por conveniencia de población general y de estudiantes universitarios con el instrumento en línea, mediante la plataforma Google Forms, debidamente informados sobre la confidencialidad de los datos (es decir, anonimato de la respuesta), las condiciones (es decir, acceso restringido a los datos por el equipo de investigación, contacto con el investigador responsable, ausencia de riesgos y beneficios) y voluntariedad de la participación (es decir, posibilidad de dejar la encuesta cuando lo deseara).

#### Análisis de datos

Los datos se analizaron utilizando los programas SPSS y AMOS. Se obtuvieron descriptivos generales de la muestra e instrumentos. La validez del modelo (validez de constructo) se contrastó con un análisis factorial confirmatorio sobre la matriz de correlaciones con el método de estimación

robusta de máxima verosimilitud (P. Kline, 1994). Como índice de ajuste de los modelos, se utilizó la razón entre la ji cuadrada y los grados de libertad; de la parsimonia de los modelos, el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) y el índice de no centralidad (CFI); y para conocer del incremento del modelo empírico sobre un modelo nulo, el TLI o índice de ajuste no normado. Para un ajuste *óptimo* del modelo, los criterios estimados son para la razón  $\chi^2 / gl < 2-3$ , para el SRMR  $< .05$ , y para el TLI y el CFI  $> .95$ ; en tanto que para un ajuste *acceptable o razonable*,  $\chi^2 / gl < 4$ , SRMR  $< .08$  y TLI y CFI  $> .90$  (Anderson y Gerbing, 1984; Brooke, Russell y Price, 1988; Browne y Cudeck, 1992; Byrne, 2010; Cole, 1987; Hu y Bentler, 1999; R. B. Kline, 2005; Marsh, Balla y McDonald, 1988; Wheaton, Muthén, Alwin y Summers, 1977). Para estimar la validez incrementada entre los modelos empíricos obtenidos, tomamos el índice IFI. Se sustituyó el modelo nulo en IFI por el saturado. Los criterios de decisión, por tanto, no se han de tomar como si fuera comparado con un modelo nulo, sino interpretables a modo de coeficiente de determinación. Para estimar la magnitud del incremento tomamos la categoría “tamaño del efecto más que grande” ( $d = 1.20$ ) de Monteiro, Vázquez, Seijo y Arce (2018), que se corresponde con un  $r^2 > .26$  que deja bajo de sí 80.23 % ( $P_{80.23}$ ) de los potenciales tamaños del efecto, frente a 57.92 % de una magnitud pequeña, 69.14 % de la moderada y 78.81 % de la grande, respectivamente, de las categorías de Cohen (1988). La estabilidad del modelo se estimó por medio de una validación cruzada dividiendo la muestra en dos grupos, participantes varones y mujeres, impares y pares, con lo que se halló resultados similares, es decir, los modelos son estables.

Asimismo, para la búsqueda del ajuste de un mejor modelo, se seleccionaron los reactivos de mejor desempeño, eliminando ítems con cargas factoriales y correlación ítem-test menores a .40, redundantes o con puntuaciones medias muy disminuidas ( $< 3$ ). La consistencia inter-

Tabla 1. Ejemplos de ítems modificados desde las versiones precedentes a la adaptación chilena

Ítem	Versión			
	En inglés	Española	Colombiana	Chilena
2	“making out”	“enrollarse”	“encarretarse”	“juegos preliminares”
8	harmless	inocentes	inocentes	inofensivos
18	flat	piso	apartamento	casa
24	“hits the brakes”	“eche el freno”	“ponga el freno”	“ponga el freno”

na del instrumento (fiabilidad) se estimó con la alfa de Cronbach.

El estudio de la validez incrementada se abordó con la *t* de Student para muestras relacionadas y la validez discriminante con un ANOVA  $2 \times 2$  y la correlación de Pearson para la relación AMMSA-14 y *Other Deception*.

### Resultados

*Ajuste del modelo de la escala AMMSA.* Los resultados del análisis factorial confirmatorio (ver la tabla 2) mostraron que el ajuste del modelo para la escala de 30 ítems no resultaba bueno. En concreto, el TLI no informó que el modelo propuesto con un único factor mejorara respecto del modelo nulo ( $TLI < .90$ ). Por su parte, la diferencia entre la correlación observada y la correlación predicha (SRMR) informó de un ajuste razonable (menor de .08), por lo que se estimaba, en suma, que el ajuste del modelo era mejorable.

Complementariamente, la consistencia interna de la escala ( $\alpha = .93$ ) advirtió que algunos ítems podía que no aportaran a la medida. Asimismo, observamos que algunos ítems no se relacionaban con el total ( $r_{ii} < .40$ ).

Para mejorar el modelo sobre la base de una potencial sobresaturación, procedimos, en primer lugar, a analizar la aportación de cada ítem a la medida (correlación ítem-test) e identificar los ítems que no están relacionados con el constructo ( $r_{ii} < .40$ ) y que no contribuyen a la medida (incremento en alfa si se elimina): ítems 1, 2, 8, 19 y 30. Seguidamente, pasamos al estudio del efecto de arrastre (ítems redundantes) y del peso en el factor, que deterioran la estructura factorial (Costello y Osborne, 2005), de donde se identificó los ítems 6 y 9 como redundantes y los ítems 1, 2, 8 y 30 con un peso pequeño en el factor (carga factorial  $< .40$ ). Finalmente, se cotejó si los ítems estaban sometidos a alguna fuente de sesgo común del método (Podsakoff, MacKenzie, Lee y Podsakoff, 2003).

Sucintamente, los ítems con medias inferiores a 3 no están midiendo mitos en la población de referencia, lo que sesga (fundamentalmente debido a diferencias culturales y disimulación), por tanto, la medida. Por este medio se identificó que los ítems 3, 7, 11, 12, 14, 17, 22, 28, 29 y 30 (valores *t* negativos y significativamente menores que el valor de prueba, 3) sesgaban la medida. Como consecuencia de la aplicación de los anteriores criterios resultó una escala compuesta por 14 ítems. En la tabla 3 se recogen los descriptivos, carga factorial y de consistencia (correlación ítems-test y alfa de Cronbach si se elimina el ítem) para los 14 ítems.

Sometida a prueba la validez de constructo de esta versión reducida de la escala, los resultados mostraron unos índices de ajuste óptimos en SRMR ( $< .08$ ) y  $\chi^2 / gl (\leq 3)$  y bueno en TLI ( $> .90$ ) y CFI ( $> .90$ ). Comparada la validez incrementada de ambos modelos, hallamos que el modelo parsimonioso incrementa sobre el saturado (IFI = .85).

Asimismo, la correlación entre ambas medidas (AMMSA de 30 y 14 ítems) fue positiva, elevada y estadísticamente significativa ( $r = .97, p < .001$ ), compartiendo una varianza de 94.09%.

Por último, las escalas AMMSA-14 y *Other Deception* se ajustan a una distribución normal (ver la tabla 4).

*Fiabilidad y validez discriminante de la escala AMMSA-14.* La escala unidimensional de medida de los mitos sobre las agresiones sexuales reducida (14 ítems) fue internamente consistente ( $\alpha = .90$ ). Además, se ha constatado un incremento significativo (validez incrementada) en la medida de los mitos sobre las agresiones sexuales,  $t(427) = -5.11, p < .001, d = 0.35$ . En otras palabras, la escala ha pasado a captar en mayor medida los mitos en la población al aumentar significativamente la media en la población de estudio ( $M = 3.29, DT = 1.26$ ) con la escala de 14 ítems frente a la de 30 ítems ( $M = 3.12, DT = 1.02$ ), ya que puntuaciones bajas no recogen los mitos sobre las agresiones sexuales (Gerger et al., 2007).

Tabla 2. Índices de ajuste para un modelo unifactorial de la escala Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression en población chilena

Medida	$\chi^2$	gl	$\chi^2 / gl$	TLI	CFI	SRMR
30 ítems	1,166.08	405	2.87	.82	.83	.05
14 ítems	235.76	77	3.06	.92	.93	.04

Nota: El nivel de significación en ambos casos de la ji cuadrada fue de  $p < .001$ .

Tabla 3. *Descriptivos generales, consistencia interna y cargas factoriales para la escala Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression de 14 ítems*

<i>Ítem con su numeración original</i>	M	DT	$r_{it}$	$\alpha^a$	<i>Carga factorial</i>
4. Para conseguir la custodia de sus hijos/as, las mujeres a menudo acusan falsamente a sus exmaridos (o exparejas) de tener inclinaciones hacia la violencia sexual.	3.37	1.66	.59	.90	0.60
5. Interpretar gestos inofensivos como “acoso sexual” es un arma muy común en la batalla de los sexos.	3.39	1.89	.65	.89	0.71
10. Mientras no vayan demasiado lejos, los comentarios e insinuaciones que se hacen a las mujeres simplemente quieren decirle que es atractiva.	3.76	1.81	.56	.90	0.60
13. La mayoría de las mujeres prefieren ser elogiadas por su físico que por su inteligencia.	2.78	1.87	.53	.90	0.54
15. Aunque a las mujeres les gusta hacerse las tímidas, eso no significa que no quieran sexo.	3.54	2.07	.61	.90	0.64
16. Muchas mujeres tienden a exagerar el problema de la violencia machista.	2.75	1.79	.68	.90	0.72
18. Cuando una mujer soltera invita a un hombre soltero a su casa, está indicando que no es reacia a mantener relaciones sexuales.	2.81	1.84	.59	.90	0.60
20. Cuando se habla de “violación en el matrimonio”, no hay una distinción clara entre coito conyugal normal y violación.	3.24	2.09	.50	.90	0.52
21. La sexualidad de un hombre funciona como una olla a presión; cuando la presión es muy alta, tiene que “soltar vapor”.	3.01	2.04	.58	.90	0.59
23. El debate sobre el acoso sexual en el trabajo ha provocado que muchos comportamientos inofensivos sean malinterpretados como acoso sexual.	3.61	1.96	.70	.89	0.78
24. En las citas lo que suele esperarse es que la mujer “ponga el freno” y el hombre “siga adelante”.	3.36	1.95	.59	.90	0.60
25. Pese a que las víctimas de robo armado corren un mayor peligro de vida, reciben mucho menos apoyo psicológico que las víctimas de violación.	4.01	1.87	.59	.90	0.63
26. El alcohol es a menudo el causante de que un hombre viole a una mujer.	3.23	2.01	.49	.90	0.52
27. Muchas mujeres tienden a malinterpretar un gesto bienintencionado como “acoso sexual”.	3.21	1.80	.74	.89	0.80

<sup>a</sup> Alfa de la escala si se elimina el ítem.

Tabla 4. *Medias y distribución de puntuaciones de los instrumentos*

<i>Instrumento</i>	M	DT	<i>Asimetría</i>		<i>Curtosis</i>	
			<i>Est.</i>	ET	<i>Est.</i>	ET
Escala <i>Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression</i> de 14 ítems	3.21	1.26	0.19	0.12	-0.76	0.24
Escala <i>Other Deception</i>	12.26	4.30	0.21	0.12	-0.51	0.24

Nota: N = 428. Est. = estadístico.

La literatura ha informado sistemáticamente (Duff y Tostevin, 2015; Hockett, Smith, Klausning y Saucier, 2016; Nagel, Matsuo, McIntyre y Morrison, 2005) que los varones participan en mayor medida de los mitos sobre las agresiones sexuales que las mujeres y que los individuos con menor nivel educativo son más sensibles a los mitos sobre las agresiones sexuales (validez discriminante; Page, 2007; Süssenbach y Bohner, 2011). Por ello, ejecutamos un ANOVA 2 (género: varones vs. mujeres)  $\times$  2 (nivel educativo: formación universitaria vs. formación no universitaria) y hallamos un efecto significativo en la escala AMMSA-14 para el factor género,  $F(1, 424) = 7.69, p = .006$ , así como para el factor nivel educativo,  $F(1, 424) = 12.77, p < .001$ , pero no para la interacción,  $F(1, 424) = 0.00, p = .947$ . En concreto, los varones participan ( $M = 3.62, DT = 1.25$ ) de mayores mitos sobre las agresiones sexuales que las mujeres ( $M = 3.19, DT = 1.24; d = 0.34$ ), y los de formación no universitaria ( $M = 3.63, DT = 1.27$ ) que los de formación universitaria ( $M = 3.11, DT = 1.24; d = 0.41$ ).

Por último, se constató el efecto de la disimulación en la evaluación por medio de la correlación de la puntuación obtenida en la escala AMMSA-14 con la obtenida en la escala *Other Deception* (disimulación),  $r = .13$ , de modo que ésta explica 1.70% de la varianza de los mitos sobre las agresiones sexuales. En consecuencia, la escala es muy poco sensible al error debido al método proveniente de los sesgos de respuesta del evaluado (deseabilidad social). La alfa de Cronbach de la escala *Other Deception* para nuestros datos fue de .69.

## ESTUDIO 2

Una vez verificada la validez de constructo y la fiabilidad de la adaptación de la escala AMMSA al contexto chileno, nos planteamos un segundo estudio para complementar el análisis de la validez de la escala, en línea con el método definido por D. T. Campbell y Fiske (1959), con otras medidas de validez (convergente) y con constructos diferentes (discriminante), así como si la distancia entre ambas es significativa. También volvimos a estimar la fiabilidad de la escala con lo que conocimos la (in)variabilidad de la misma.

### Método

#### Participantes

Participaron en el estudio 212 individuos, 138 mujeres (65.09%) y 74 varones (34.91%), de nacionalidad

chilena y mayores de edad ( $M = 35.83, DT = 14.25$ ). Por la ocupación, 122 (57.55%) estaban empleados, 61 (28.77%) eran estudiantes, 17 (8.02%) estaban desempleados y 12 (5.66%) en otra situación. A nivel educativo, 138 (65.09%) completaron estudios universitarios y 74 (34.91%) no universitarios.

#### Instrumentos de medida

Se administraron a los participantes las escalas AMMSA-14 y *Other Deception* (ver el Estudio 1) y la adaptación española (Expósito, Moya y Glick, 1998) del Inventario de Sexismo Ambivalente (Glick y Fiske, 1996). El inventario está conformado por 22 ítems, a los que el participante ha de responder en una escala tipo Likert de seis puntos (*totalmente en desacuerdo a totalmente de acuerdo*). Se compone por dos subescalas, sexismo benevolente (de 11 ítems) y sexismo hostil (de 11 ítems); se obtiene una puntuación para cada subescala y otra global para el sexismo ambivalente. El inventario goza de unas propiedades psicométricas adecuadas: validez de constructo, convergente, discriminante y predictiva, evidenciada a lo largo de numerosos estudios de validación en 19 países, así como una fiabilidad adecuada invariante (Expósito et al., 1998; Glick y Fiske, 1996; Glick et al., 2000). Para la adaptación chilena también se ha mostrado fiable y válida (Cárdenas, Lay, González, Calderón y Alegría, 2010; Mladinic, Saiz, Díaz, Ortega y Oyarce, 1998). La alfa de Cronbach en la muestra de este estudio fue de .88 para la subescala de sexismo benevolente, de .93 para la de sexismo hostil y de .94 para la escala completa.

#### Procedimiento

Se reiteró el mismo procedimiento descrito en el Estudio 1.

#### Análisis de datos

Para el estudio de la validez se calcularon las correlaciones entre la escala AMMSA-14 y los criterios: sexismo benevolente, sexismo hostil (validez convergente) y deseabilidad social (validez discriminante). Las correlaciones fueron corregidas por la atenuación en el predictor y el criterio. Como criterio para considerar que una correlación confirma validez convergente, Fiske y Campbell (1992) señalan que correlaciones modestas (entre .30 y .50) son suficientes. En consecuencia, la validez discriminante ha de ser menor al



límite inferior de la validez convergente ( $r < .30$ ). A su vez, la validez convergente ha de ser mayor que la discriminante ya que son criterios diferentes y contrapuestos. La validez convergente no es un constructo rígido, sino que admite graduaciones. En este caso, se esperaba que la validez convergente de los mitos sobre las agresiones sexuales con el sexismo fuera más elevada con sexismo hostil que con el benevolente (Gerger et al., 2007). Para contrastar las diferencias entre validez discriminante y convergente, así como los niveles de sensibilidad de la validez convergente, procedimos con el estadístico  $q$  para la diferencia de correlaciones. Del mismo modo, las distribuciones de las medidas AMMSA-14 y *Other Deception* deberían ser independientes (no solapadas). Para conocer del grado de independencia calculamos el estadístico  $U1$ . Finalmente, estimamos el índice de alienación entre la deseabilidad y los mitos sobre las agresiones sexuales que nos informa de la varianza no común. La fiabilidad se estimó con la alfa de Cronbach.

### Resultados

Los resultados (ver la tabla 5) prestaron apoyo a una validez convergente (correlación positiva y de un tamaño más que grande) de la escala AMMSA-14 con las escalas de sexismo ambivalente, sexismo hostil y sexismo benevolente, así como discriminante (correlación baja,  $< .30$ ) con la deseabilidad social (escala *Other Deception*). A su vez, la validez convergente fue significativamente mayor en relación con el sexismo benevolente,  $q_c = 0.53$ ,  $p < .01$ , y con el sexismo hostil,  $q_c = 0.69$ ,  $p < .01$ , que la discriminante. Del mismo modo, la validez convergente con el sexismo hostil fue significativamente mayor que con el sexismo benevolente,  $q_c = 0.17$ ,  $p < .01$ . Gerger et al. (2007) sostiene

que el sexismo hostil es más afín a los mitos sobre las agresiones sexuales, porque mide actitudes negativas hacia las mujeres, que el benevolente, que engloba actitudes aparentemente prosociales, aunque sean igualmente de naturaleza sexista. La deseabilidad social no explicó 97.3% de los mitos sobre las agresiones sexuales (índice de alienación = .97). Por su parte, las distribuciones de la deseabilidad social y los mitos sobre las agresiones sexuales fueron totalmente independientes en 23.2% ( $U1 = .232$ ). En relación a la fiabilidad, la escala AMMSA-14 ha mostrado de nuevo una consistencia interna muy buena,  $\alpha = .89$ . En suma, la escala fue fiable y válida.

### DISCUSIÓN

En línea con el objetivo planteado hemos validado la escala AMMSA para su aplicación en la población chilena, al mostrar buenas propiedades psicométricas, alta consistencia interna ( $\alpha = .89$  y  $.90$ , que permanece invariable) y validez de constructo, discriminante y convergente con múltiples medidas, en forma convergente con estudios previos (Gerger et al., 2007; Hantzi et al., 2015; Megías et al., 2011; Romero-Sánchez et al., 2013). Contrariamente a lo esperado (la fiabilidad y, por extensión, la validez, mejora con el número de ítems), la versión reducida, AMMSA-14, tiene unas propiedades psicométricas mejores que la versión larga, AMMSA-30. Esto es así porque la escala original contiene ítems que no aportan a la medida (cargas factoriales o correlaciones ítem-test bajas, es decir, ítems que no miden el mismo constructo que el total), redundantes (altamente correlacionados, esto es, duplicidad de medidas de modo que no aportan a la medida del constructo) o que distorsionan la medida (puntuaciones disminuidas,  $< 3$ , que se

Tabla 5. *Fiabilidad, descriptivos y correlaciones entre instrumentos*

Escala	$\alpha$	M	DT	r			
				2	3	4	5
1. <i>Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression</i> de 14 ítems	.89	3.14	1.21	.69	.86	.85	.17
2. Sexismo benevolente	.88	2.39	1.03		.66	.89	.13
3. Sexismo hostil	.93	2.70	1.29			.93	.16
4. Inventario de Sexismo Ambivalente	.94	2.54	1.06				.16
5. <i>Other Deception</i>	.66	11.87	4.14				

relacionan con deseabilidad social en las respuestas o con irrelevancia del ítem para la medida).

Cotejado el contenido de los ítems eliminados de la medida, observamos que aquéllos referidos a las categorías de contenido “oposición a las demandas de las víctimas” y “falta de apoyo a las políticas diseñadas para mitigar sus efectos” fueron excluidos de modo sistemático desde el control empírico por introducir un sesgo en la medida, es decir, porque no están midiendo directamente mitos sobre la aceptación de la agresión sexual a mujeres, sino creencias que en esta muestra presentan posiblemente la influencia de otros factores sobre el ítem (p.ej. opinión sobre los políticos en ítem 19 “cuando los políticos tratan el asunto de las violaciones, lo hacen sobre todo porque este tema atrae a los medios de comunicación”). Este resultado empírico advierte que en la población chilena los reactivos de la categoría de contenido no forman parte de la medida de los mitos sobre la agresión sexual. Este resultado converge con las formulaciones teóricas originales de Burt (1980) y Lonsway y Fitzgerald (1994) que no incluían la categoría de contenido, y con el modelo empírico del otro instrumento de referencia en la medida de los mitos sobre la agresión sexual, la *Illinois Rape Myth Acceptance Scale* (Payne et al., 1999), así como en su versión revisada (McMahon y Farmer, 2011). Esto es, los datos identifican como medidas de los mitos ideas que sirvan fundamentalmente para justificar, minimizar o negar *a priori* las agresiones sexuales, en tanto que las creencias sobre las políticas públicas y las demandas de las víctimas no. De cualquier modo, los resultados prestan apoyo a la escala AMMSA como medida de la aceptación de mitos sobre la agresión sexual, aunque no todas las categorías de contenido predichas.

Como la fiabilidad se relaciona con la validez, la versión reducida ha mostrado unos índices de validez de constructo (análisis factorial confirmatorio) superiores a los de la versión larga, lo que valida la eficacia del modelo parsimonioso (AMMSA-14) para la medida de la aceptación de los mitos sobre la agresión sexual con un incremento de un tamaño del efecto más que grande ( $R^2 > .26$ ) sobre la medida saturada. Además, hemos encontrado apoyo empírico a una validez concurrente (multimedida) y discriminante (multimedida). A su vez, la validación concurrente y discriminante se diferencian significativamente (convergencia entre medidas diversas de validez). En suma, la escala AMMSA-14 mide la aceptación de mitos sobre la agresión sexual (validez). Por último, se han controlado los sesgos sistemáticos (Podsakoff et al., 2003) derivados de la fuente (es decir, deseabilidad social en la respuesta), de las características de los ítems (es decir, ítems que se relacionan con

deseabilidad social en las respuestas) y de los contenidos de los ítems (es decir, ítems que no miden mitos sobre agresión sexual) que contaminan la medida, de modo que la varianza se debe al método y no a la medida (Vilariño, Amado, Vázquez y Arce, 2018).

La versión de la escala AMMSA obtenida en este estudio es inicialmente para población chilena por lo que su uso en otro tipo de poblaciones, especialmente hispanas, sólo podría realizarse tras una verificación de que permanece invariante la medida en la población de estudio, esto es, un análisis de la fiabilidad total e ítem a ítem para saber si alguno estuviera contaminado culturalmente en su redacción. Por su parte, la validez (si mide mitos sobre la agresión sexual) ha de permanecer invariante porque el instrumento mide lo que dice medir en todos los contextos.

Este estudio presenta unas limitaciones que restringen su alcance que es preciso tener en mente. Primera, al ser la participación voluntaria y administrarse el instrumento en red, las características sociológicas de los participantes están sesgadas. Así, hay una sobrerrepresentación de individuos con niveles culturales altos y no están representados individuos sin acceso a las nuevas tecnologías. Si bien el análisis del ajuste del modelo empírico puede corregir los efectos de la infra- y sobrerrepresentación sociológica, no ocurre lo mismo con aquellos estratos no representados. Segunda, la falta de equivalencia exacta entre el instrumento obtenido y el original limita la comparación de los resultados ya que no se está midiendo exactamente lo mismo. No obstante, la alta correlación ( $r = .97$ ) entre el instrumento original y el adaptado al contexto chileno reduce el error intermedidas a casi trivial.

La validación de la escala AMMSA-14 para su aplicación en el contexto chileno abre la puerta a líneas futuras de investigación con población comunitaria que permitan conocer el amparo social a las conductas de violencia sexual sobre la mujer, así como su aplicación a los operadores jurídicos a fin de identificar la presencia y prevalencia de los mitos sobre la agresión sexual y las funciones que cumplen en cada estrato poblacional. Contar con este instrumento para dimensionar creencias y actitudes sobre la violencia sexual contra las mujeres permite identificar sesgos, difundir conocimiento relevante para los programas de prevención e intervención, mejorar prácticas que hoy sostienen la justificación e impunidad del delito y que impiden su adecuada prevención y persecución. La Organización Mundial de la Salud destaca que las variaciones en la prevalencia de la violencia contra la mujer en las distintas regiones del mundo permite suponer que ésta no es inevitable sino un fenómeno arraigado culturalmente, y como tal, modificable

(García-Moreno et al., 2013), siendo la validación de esta escala un esfuerzo en esa dirección.

#### REFERENCIAS

- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, *49*(2), 155-173. doi:10.1007/bf02294170
- Arce, R., Fariña, F., Seijo, D., & Novo, M. (2015). Assessing impression management with the MMPI-2 in child custody litigation. *Assessment*, *22*(6), 769-777. doi:10.1177/1073191114558111
- Baer, R. A., & Miller, J. (2002). Underreporting of psychopathology on the MMPI-2: A meta-analytic review. *Psychological Assessment*, *14*(1), 16-26. doi:10.1037/1040-3590.14.1.16
- Bohner, G., Eyssel, F., Pina, A., Siebler, F., & Viki, G. T. (2009). Rape myth acceptance: Cognitive, affective and behavioural effects of beliefs that blame the victim and exonerate the perpetrator. En M. A. Horvath y J. M. Brown (Eds.), *Rape: Challenging contemporary thinking* (pp. 17-45). Cullompton, Reino Unido: Willan. doi:10.4324/9781843927129
- Bohner, G., Jarvis, C. I., Eyssel, F., & Siebler, F. (2005). The causal impact of rape myth acceptance on men's rape proclivity: Comparing sexually coercive and noncoercive men. *European Journal of Social Psychology*, *35*(6), 819-828. doi:10.1002/ejsp.284
- Bohner, G., & Lampridis, E. (2004). Expecting to meet a rape victim affects women's self-esteem: The moderating role of rape myth acceptance. *Group Processes & Intergroup Relations*, *7*(1), 77-87. doi:10.1177/1368430204039974
- Bohner, G., Reinhard, M.-A., Rutz, S., Sturm, S., Kerschbaum, B., & Effler, D. (1998). Rape myths as neutralizing cognitions: Evidence for a causal impact of anti-victim attitudes on men's self-reported likelihood of raping. *European Journal of Social Psychology*, *28*(2), 257-268. doi:10.1002/(sici)1099-0992(199803/04)28:2<257::aid-ejsp871>3.0.co;2-1
- Bohner, G., & Schapansky, E. (2018). Law students' judgments of a rape victim's statement: The role of displays of emotion and acceptance of sexual aggression myths. *International Journal of Conflict and Violence*, *12*, a635. doi:10.4119/unibi/ijcv.635
- Bongiorno, R., McKimmie, B. M., & Masser, B. M. (2016). The selective use of rape-victim stereotypes to protect culturally similar perpetrators. *Psychology of Women Quarterly*, *40*(3), 398-413. doi:10.1177/03616843166631932
- Breiding, M. J., Smith, S. G., Basile, K. C., Walters, M. L., Chen, J., & Merrick, M. T. (2014). Prevalence and characteristics of sexual violence, stalking, and intimate partner violence victimization—National Intimate Partner and Sexual Violence Survey, United States, 2011. *Morbidity and Mortality Weekly Report (CDC Surveillance Summaries)*, *63*(8). Recuperado de <https://www.cdc.gov/mmwr/pdf/ss/ss6308.pdf>
- Brooke, P. P., Jr., Russell, D. W., & Price, J. L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, *73*(2), 139-145. doi:10.1037/0021-9010.73.2.139
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, *21*(2), 230-258. doi:10.1177/0049124192021002005
- Burt, M. R. (1980). Cultural myths and supports for rape. *Journal of Personality and Social Psychology*, *38*(2), 217-230. doi:10.1037/0022-3514.38.2.217
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basics concepts, applications, and programming* (2ª. ed.). Nueva York, NY, EE.UU.: Routledge.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, *56*(2), 81-105. doi:10.1037/h0046016
- Campbell, R. (2008). The psychological impact of rape victims' experiences with the legal, medical, and mental health systems. *American Psychologist*, *63*(8), 702-717. doi:10.1037/0003-066x.63.8.702
- Campbell, R., Dworkin, E., & Cabral, G. (2009). An ecological model of the impact of sexual assault on women's mental health. *Trauma, Violence, & Abuse*, *10*(3), 225-246. doi:10.1177/1524838009334456
- Canto, J. M., Perles, F., & San Martín, J. (2014). The role of right-wing authoritarianism, sexism and culture of honour in rape myths acceptance. *Revista de Psicología Social*, *29*(2), 296-318. doi:10.1080/02134748.2014.918822
- Cárdenas, M., Lay, S.-L., González, C., Calderón, C., & Alegría, I. (2010). Inventario de sexismo ambivalente: Adaptación, validación y relación con variables psicosociales. *Salud & Sociedad*, *1*(2), 125-135. doi:10.22199/s07187475.2010.0002.00006
- Chiroro, P., Bohner, G., Viki, G. T., & Jarvis, C. I. (2004). Rape myth acceptance and rape proclivity: Expected dominance versus expected arousal as mediators in acquaintance-rape situations. *Journal of Interpersonal Violence*, *19*(4), 427-442. doi:10.1177/0886260503262081
- Chon, D. S. (2013). Test of impacts of gender equality and economic development on sexual violence. *Journal of Family Violence*, *28*(6), 603-610. doi:10.1007/s10896-013-9523-z

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª. ed.). Hillsdale, NJ, EE.UU.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 55*(4), 584-594. doi:10.1037/0022-006x.55.4.584
- Contreras, J. M. (con Bott, S., Dartnall, E., Guedes, A., Ishida, K., & Fields, A.). (2010). *Violencia sexual en Latinoamérica y el Caribe: Análisis de datos secundarios* [informe de investigación]. Pretoria, Sudáfrica: Sexual Violence Research Initiative. Recuperable de [https://oig.cepal.org/sites/default/files/violencia\\_sexual\\_en\\_latinoamerica\\_y\\_el\\_caribe.pdf](https://oig.cepal.org/sites/default/files/violencia_sexual_en_latinoamerica_y_el_caribe.pdf)
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 10*, art. 7. Recuperable de <https://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Costin, F. (1985). Beliefs about rape and women's social roles. *Archives of Sexual Behavior, 14*(4), 319-325. doi:10.1007/bf01550847
- Du Mont, J., Miller, K.-L., & Myhr, T. L. (2003). The role of "real rape" and "real victim" stereotypes in the police reporting practices of sexually assaulted women. *Violence Against Women, 9*(4), 466-486. doi:10.1177/1077801202250960
- Duff, S., & Tostevin, A. (2015). Effects of gender, rape myth acceptance, and perpetrator occupation on perceptions of rape. *Journal of Criminal Psychology, 5*(4), 249-261. doi:10.1108/jcp-12-2014-0019
- Dworkin, E. R., Menon, S. V., Bystrynski, J., & Allen, N. E. (2017). Sexual assault victimization and psychopathology: A review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review, 56*, 65-81. doi:10.1016/j.cpr.2017.06.002
- Expósito, F., Moya, M. C., & Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: Medición y correlatos. *Revista de Psicología Social, 13*(2), 159-169. doi:10.1174/021347498760350641
- Eyssel, F., Bohner, G., & Siebler, F. (2006). Perceived rape myth acceptance of others predicts rape proclivity: Social norm or judgmental anchoring? *Swiss Journal of Psychology, 65*(2), 93-99. doi:10.1024/1421-0185.65.2.93
- Fariña, F., Redondo L., Seijo, D., Novo, M., & Arce, R. (2017). A meta-analytic review of the MMPI validity scales and indexes to detect defensiveness in custody evaluations. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 17*(2), 128-138. doi:10.1016/j.ijchp.2017.02.002
- Feild, H. S. (1978). Attitudes toward rape: A comparative analysis of police, rapists, crisis counselors, and citizens. *Journal of Personality and Social Psychology, 36*(2), 156-179. doi:10.1037/0022-3514.36.2.156
- Fiske, D. W., & Campbell, D. T. (1992). Citations do not solve problems. *Psychological Bulletin, 112*(3), 393-395. doi:10.1037/0033-2909.112.3.393
- García-Moreno, C., Pallitto, C., Devries, K., Stöckl, H., Watts, C., & Abrahams, N. (2013). *Global and regional estimates of violence against women: Prevalence and health effects of intimate partner violence and non-partner sexual violence*. Ginebra, Suiza: World Health Organization. Recuperado de [http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/85239/1/9789241564625\\_eng.pdf](http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/85239/1/9789241564625_eng.pdf)
- Gerger, H., Kley, H., Bohner, G., & Siebler, F. (2007). The Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression scale: Development and validation in German and English. *Aggressive Behavior, 33*(5), 422-440. doi:10.1002/ab.20195
- Glick, P., & Fiske, S. T. (1996). The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*(3), 491-512. doi:10.1037/0022-3514.70.3.491
- Glick, P., Fiske, S. T., Mladinic, A., Saiz, J. L., Abrams, D., Masser, B.,... López López, W. (2000). Beyond prejudice as simple antipathy: Hostile and benevolent sexism across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology, 79*(5), 763-775. doi:10.1037/0022-3514.79.5.763
- Gracia, E., Herrero, J., Lila, M., & Fuente, A. (2010). Percepciones y actitudes hacia la violencia de pareja contra la mujer en inmigrantes latinoamericanos en España. *Intervención Psicosocial, 19*(2), 135-144. doi:10.5093/in2010v19n2a5
- Greene, R. L. (2011). *The MMPI-2 / MMPI-2-RF: An interpretive manual* (3ª. ed.). Boston, MA, EE.UU.: Allyn and Bacon.
- Grubb, A. R., & Harrower, J. (2009). Understanding attribution of blame in cases of rape: An analysis of participant gender, type of rape and perceived similarity to the victim. *Journal of Sexual Aggression, 15*(1), 63-81. doi:10.1080/13552600802641649
- Hantzi, A., Lampridis, E., Tsantila, K., & Bohner, G. (2015). Validation of the Greek Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression (AMMSA) scale: Examining its relationships with sexist and conservative political beliefs. *International Journal of Conflict and Violence, 9*, 121-133. doi:10.4119/unibi/ijcv.498
- Harned, M. S. (2005). Understanding women's labeling of unwanted sexual experiences with dating partners: A qualitative analysis. *Violence Against Women, 11*(3), 374-413. doi:10.1177/1077801204272240
- Hathaway, S. R., & McKinley, J. C. (adaptación española: Jiménez Gómez, F., & Ávila Espada, A.). (1999). *MMPI-2. Inventario multifásico de personalidad de Minnesota-2. Manual*. Madrid, España: TEA.

- Helmke, S., Kobusch, P.-R., Rees, J. H., Meyer, T., & Bohner, G. (2014). Beliefs about the Strauss-Kahn case in France and Germany: Political orientation and sexual aggression myths as local versus global predictors. *International Journal of Conflict and Violence*, 8(1), 171-186. doi:10.4119/unibil/ijcv.375
- Hockett, J. M., Smith, S. J., Klausing, C. D., & Saucier, D. A. (2016). Rape myth consistency and gender differences in perceiving rape victims: A meta-analysis. *Violence Against Women*, 22(2), 139-167. doi:10.1177/1077801215607359
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- International Test Commission. (2016). *ITC guidelines for translating and adapting tests* (2ª. ed., versión 2.4). Recuperado de [https://www.intestcom.org/files/guideline\\_test\\_adaptation\\_2ed.pdf](https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf)
- Jankowski, P. J., Johnson, A. J., Damron, J. E. H., & Smischney, T. (2011). Religiosity, intolerant attitudes, and domestic violence myth acceptance. *The International Journal for the Psychology of Religion*, 21(3), 163-182. doi:10.1080/10508619.2011.581574
- Jewkes, R., Sen, P., & García-Moreno, C. (2002). Sexual violence. En E. G. Krug, L. L. Dahlberg, J. A. Mercy, A. B. Zwi y R. Lozano (Eds.), *World report on violence and health* (pp. 147-181). Ginebra, Suiza: World Health Organization. Recuperado de [https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/42495/9241545615\\_eng.pdf?sequence=1](https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/42495/9241545615_eng.pdf?sequence=1)
- Jiménez Gómez, F., Sánchez Crespo, G., & Ampudia Rueda, A. (2008). Utilidad de la escala Odecip de Nichols & Greene (1991) en el MMPI-2. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 26, 75-91. Recuperable de <https://www.aidep.org/sites/default/files/2017-07/R264.pdf>
- Johnson, L. G., & Beech, A. (2017). Rape myth acceptance in convicted rapists: A systematic review of the literature. *Aggression and Violent Behavior*, 34, 20-34. doi:10.1016/j.avb.2017.03.004
- Kline, P. (1994). *An easy guide to factor analysis*. Abingdon, Reino Unido: Routledge.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2ª. ed.). Nueva York, NY, EE.UU.: Guilford Press.
- Krahé, B., Berger, A., Vanwesenbeeck, I., Bianchi, G., Chliaou-takis, J., Fernández-Fuertes, A. A.,... Zygađło, A. (2015). Prevalence and correlates of young people's sexual aggression perpetration and victimisation in 10 European countries: A multi-level analysis. *Culture, Health & Sexuality*, 17(6), 682-699. doi:10.1080/13691058.2014.989265
- Krahé, B., Tomaszewska, P., Kuyper, L., & Vanwesenbeeck, I. (2014). Prevalence of sexual aggression among young people in Europe: A review of the evidence from 27 EU countries. *Aggression and Violent Behavior*, 19(5), 545-558. doi:10.1016/j.avb.2014.07.005
- Krug, E. G., Dahlberg, L. L., Mercy, J. A., Zwi, A. B., & Lozano, R. (Eds.). (2002). *World report on violence and health*. Ginebra, Suiza: World Health Organization. Recuperado de [https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/42495/9241545615\\_eng.pdf?sequence=1](https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/42495/9241545615_eng.pdf?sequence=1)
- Lehrer, J. A., Lehrer, E. L., & Koss, M. P. (2013). Sexual and dating violence among adolescents and young adults in Chile: A review of findings from a survey of university students. *Culture, Health & Sexuality*, 15(1), 1-14. doi:10.1080/13691058.2012.737934
- Lehrer, J. A., Lehrer, E. L., & Oyarzún, P. B. (2009). Violencia sexual en hombres y mujeres jóvenes en Chile: Resultados de una encuesta (año 2005) a estudiantes universitarios. *Revista Médica de Chile*, 137(5), 599-608. doi:10.4067/s0034-98872009000500002
- LeMaire, K. L., Oswald, D. L., & Russell, B. L. (2016). Labeling sexual victimization experiences: The role of sexism, rape myth acceptance, and tolerance for sexual harassment. *Violence and Victims*, 31(2), 332-346. doi:10.1891/0886-6708.vv-d-13-00148
- Logan, T. K., Walker, R., & Cole, J. (2015). Silenced suffering: The need for a better understanding of partner sexual violence. *Trauma, Violence, & Abuse*, 16(2), 111-135. doi:10.1177/1524838013517560
- Lonsway, K. A., & Fitzgerald, L. F. (1994). Rape myths: In review. *Psychology of Women Quarterly*, 18(2), 133-164. doi:10.1111/j.1471-6402.1994.tb00448.x
- Maffioletti Celedón, F., & Huerta Castro, S. (2011). Aproximación fenomenológica de los delitos sexuales en Chile: La realidad nacional. *Revista Jurídica del Ministerio Público* [Chile], 47, 191-210. Recuperable de <http://www.fiscaliadechile.cl/Fiscalia/biblioteca/juridica.do>
- Maier, S. L. (2012). The complexity of victim-questioning attitudes by rape victim advocates: Exploring some gray areas. *Violence Against Women*, 18(12), 1413-1434. doi:10.1177/1077801212474432
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103(3), 391-410. doi:10.1037/0033-2909.103.3.391
- Maruna, S., & Mann, R. E. (2006). A fundamental attribution error? Rethinking cognitive distortions. *Legal and Criminological Psychology*, 11(2), 155-177. doi:10.1348/135532506x114608

- Mason, F., & Lodrick, Z. (2013). Psychological consequences of sexual assault. *Best Practice & Research. Clinical Obstetrics & Gynaecology*, 27(1), 27-37. doi:10.1016/j.bpobgyn.2012.08.015
- McKimmie, B. M., Masser, B. M., & Bongiorno, R. (2014). What counts as rape? The effect of offense prototypes, victim stereotypes, and participant gender on how the complainant and defendant are perceived. *Journal of Interpersonal Violence*, 29(12), 2273-2303. doi:10.1177/0886260513518843
- McMahon, S., & Farmer, G. L. (2011). An updated measure for assessing subtle rape myths. *Social Work Research*, 35(2), 71-81. doi:10.1093/swr/35.2.71
- Megías, J. L., Romero-Sánchez, M., Durán, M., Moya, M., & Bohner, G. (2011). Spanish validation of the Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression scale (AMMSA). *The Spanish Journal of Psychology*, 14(2), 912-925. doi:10.5209/rev\_sjop.2011.v14.n2.37
- Mennicke, A., Anderson, D., Oehme, K., & Kennedy, S. (2014). Law enforcement officers' perception of rape and rape victims: A multimethod study. *Violence and Victims*, 29(5), 814-827. doi:10.1891/0886-6708.vv-d-13-00017
- Ministerio del Interior y Seguridad Pública, Subsecretaría de Prevención del Delito [Chile]. (2017). *Tercera encuesta nacional de violencia intrafamiliar contra la mujer y delitos sexuales. Presentación de resultados* [presentación electrónica]. Recuperado de <http://www.seguridadpublica.gov.cl/media/2018/01/Resultados-Encuesta-VIF.pdf>
- Ministerio del Interior y Seguridad Pública, Subsecretaría de Prevención del Delito, Centro de Estudios y Análisis del Delito [Chile]. (s.f.). *Estadísticas delictuales* [sitio web]. Recuperado de <http://cead.spd.gov.cl/estadisticas-delictuales/>
- Ministerio Público de Chile. (2019). *Boletín estadístico anual (enero-diciembre)* [año 2018]. Recuperado de <http://www.fiscaliadechile.cl/Fiscalia/estadisticas/index.do>
- Ministry of Justice, Home Office & The Office for National Statistics. (2013). *An overview of sexual offending in England and Wales* (Statistics bulletin). Recuperado de [https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment\\_data/file/214970/sexual-offending-overview-jan-2013.pdf](https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/214970/sexual-offending-overview-jan-2013.pdf)
- Mladinic, A., Saiz, J. L., Díaz, M., Ortega, A., & Oyarce, P. (1998). Sexismo ambivalente en estudiantes universitarios chilenos: Teoría, medición y diferencias de género [resumen en inglés]. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 14(1), 1-14. Recuperado de <https://psycnet.apa.org/record/1998-11389-001>
- Monteiro, A., Vázquez, M. J., Seijo, D., & Arce, R. (2018). ¿Son los criterios de realidad válidos para clasificar y discernir entre memorias de hechos auto-experimentados y de eventos vistos en vídeo? *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 9(2), 149-160. doi:10.23923/j.rips.2018.02.020
- Muñoz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi:10.7334/psicothema2013.24
- Nagel, B., Matsuo, H., McIntyre, K. P., & Morrison, N. (2005). Attitudes toward victims of rape: Effects of gender, race, religion, and social class. *Journal of Interpersonal Violence*, 20(6), 725-737. doi:10.1177/0886260505276072
- Nichols, D. S., & Greene, R. L. (1991, marzo). *New measures for dissimulation on the MMPI / MMPI-2*. Trabajo presentado en el 26th Annual Symposium on Recent Developments in the Use of the MMPI (MMPI-2 / MMPI-A), St. Petersburg Beach, FL, EE.UU.
- Organización Mundial de la Salud. (2011). *Violencia contra la mujer: Violencia de pareja y violencia sexual contra la mujer* (nota descriptiva N.º. 239). Recuperado de <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs239/es/>
- Page, A. D. (2007). Behind the blue line: Investigating police officers' attitudes toward rape. *Journal of Police and Criminal Psychology*, 22(1), 22-32. doi:10.1007/s11896-007-9002-7
- Page, A. D. (2010). True colors: Police officers and rape myth acceptance. *Feminist Criminology*, 5(4), 315-334. doi:10.1177/1557085110384108
- Payne, D. L., Lonsway, K. A., & Fitzgerald, L. F. (1999). Rape myth acceptance: Exploration of its structure and its measurement using the *Illinois Rape Myth Acceptance Scale*. *Journal of Research in Personality*, 33(1), 27-68. doi:10.1006/jrpe.1998.2238
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903. doi:10.1037/0021-9010.88.5.879
- Romero-Sánchez, M., López Megías, J., Carretero-Dios, H., & Rincón Neira, L. (2013). Versión colombiana de la escala *Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression*: Primeros análisis psicométricos. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 45(1), 121-134. Recuperable de <http://publicaciones.konradlorenz.edu.co/index.php/rlpsi/article/view/1319>
- Russell, K. J., & Hand, C. J. (2017). Rape myth acceptance, victim blame attribution and Just World Beliefs: A rapid evidence assessment. *Aggression and Violent Behavior*, 37, 153-160. doi:10.1016/j.avb.2017.10.008
- Schuster, I., Krahé, B., Ilabaca Baeza, P., & Muñoz-Reyes, J. A. (2016). Sexual aggression victimization and perpetration among male and female college students in Chile. *Frontiers in Psychology*, 7, art. 1354. doi:10.3389/fpsyg.2016.01354

- Shaw, J., Campbell, R., Cain, D., & Feeney, H. (2017). Beyond surveys and scales: How rape myths manifest in sexual assault police records. *Psychology of Violence, 7*(4), 602-614. doi:10.1037/vio0000072
- Shechory, M., & Idisis, Y. (2006). Rape myths and social distance toward sex offenders and victims among therapists and students. *Sex Roles, 54*(9-10), 651-658. doi:10.1007/s11199-006-9031-1
- Sleath, E., & Bull, R. (2012). Comparing rape victim and perpetrator blaming in a police officer sample: Differences between police officers with and without special training. *Criminal Justice and Behavior, 39*(5), 646-665. doi:10.1177/0093854811434696
- Sleath, E., & Bull, R. (2015). A brief report on rape myth acceptance: Differences between police officers, law students, and psychology students in the United Kingdom. *Violence and Victims, 30*(1), 136-147. doi:10.1891/0886-6708.vv-d-13-00035
- Sleath, E., & Bull, R. (2017). Police perceptions of rape victims and the impact on case decision making: A systematic review. *Aggression and Violent Behavior, 34*, 102-112. doi:10.1016/j.avb.2017.02.003
- Sousa, V. D., & Rojjanasrirat, W. (2011). Translation, adaptation and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: A clear and user-friendly guideline. *Journal of Evaluation in Clinical Practice, 17*(2), 268-274. doi:10.1111/j.1365-2753.2010.01434.x
- Suarez, E., & Gadalla, T. M. (2010). Stop blaming the victim: A meta-analysis on rape myths. *Journal of Interpersonal Violence, 25*(11), 2010-2035. doi:10.1177/0886260509354503
- Süssenbach, P., & Bohner, G. (2011). Acceptance of sexual aggression myths in a representative sample of German residents. *Aggressive Behavior, 37*(4), 374-385. doi:10.1002/ab.20390
- Temkin, J., & Krahé, B. (2008). *Sexual assault and the justice gap: A question of attitude*. Oxford, Reino Unido: Hart.
- Tjaden, P., & Thoennes, N. (2006). *Extent, nature, and consequences of rape victimization: Findings from the National Violence Against Women Survey* (NIJ special report, NCJ 210346). Washington, DC, EE.UU.: National Institute of Justice, Office of Justice Programs, U.S. Department of Justice. Recuperable de <https://www.ncjrs.gov/pdffiles1/nij/210346.pdf>
- Vargas, V., Lila, M., & Catalá-Miñana, A. (2015). ¿Influyen las diferencias culturales en los resultados de los programas de intervención con maltratadores? Un estudio con agresores españoles y latinoamericanos. *Psychosocial Intervention, 24*(1), 41-47. doi:10.1016/j.psi.2015.03.001
- Vilariño, M., Amado, B. G., Vázquez, M. J., & Arce, R. (2018). Psychological harm in women victims of intimate partner violence: Epidemiology and quantification of injury in mental health markers. *Psychosocial Intervention, 27*(3), 145-152. doi:10.5093/pi2018a23
- Waterhouse, G. F., Reynolds, A., & Egan, V. (2016). Myths and legends: The reality of rape offences reported to a UK police force. *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context, 8*(1), 1-10. doi:10.1016/j.ejpal.2015.04.001
- Watson, L. C. (2016). *Exploring the psychometric properties of the Acceptance of Modern Myths about Sexual Aggression (AMMSA) scale* [tesis doctoral]. Georgia Southern University, EE.UU. (Electronic Theses and Dissertations, 1339). Recuperado de <http://digitalcommons.georgiasouthern.edu/etd/1339>
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology, 8*, 84-136. doi:10.2307/270754
- Yapp, E. J., & Quayle, E. (2018). A systematic review of the association between rape myth acceptance and male-on-female sexual violence. *Aggression and Violent Behavior, 41*, 1-19. doi:10.1016/j.avb.2018.05.002

Recibido: 16 de febrero de 2019.

Aceptado: 24 de julio de 2019.