

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO DE LA ESCALA DE MACHISMO SEXUAL (EMS-12) EN UNIVERSITARIOS DEL CARIBE COLOMBIANO

Psychometric Analysis of the Sexual Machism Scale (EMS-12) in Colombian Caribbean university students

Nicolás Alvarez Merlano

Corporación Universitaria Rafael Núñez. Facultad de Ciencias Sociales y Humanas. Programa de Trabajo Social, Colombia
<https://orcid.org/0000-0002-6320-1470>

Manuel Fabián Noreña Correa

Universidad San Buenaventura. Facultad de Ciencias Sociales y Humanas. Programa de Psicología, Colombia
<https://orcid.org/0000-0001-6476-629X>

Fecha de recepción: 19 diciembre de 2022

Fecha de aceptación: 16 marzo de 2023

Fecha de publicación: 22 de marzo de 2023

Resumen

El machismo constituye la creencia de superioridad del hombre sobre la mujer que deriva de conductas sexuales y fomenta en las unidades masculinas y femeninas patrones de riesgo como la falta de uso de preservativo durante las relaciones sexuales, el consumo desmedido de alcohol y la violencia de género. En Colombia, las investigaciones han analizado instrumentos que miden rasgos afines como el sexismo y los roles sexuales reduciendo los que reportan propensión al machismo. Por ello, el presente manuscrito pretende generar evidencias psicométricas de la Escala de Machismo Sexual (EMS-12, Díaz-Rodríguez et al. 2010). A partir de un aparato metodológico cuantitativo de carácter instrumental y descriptivo, se valoró el instrumento en 351 estudiantes universitarios colombianos de pregrado (Medad = 22.06, DE = 2.98) mediante un análisis factorial exploratorio (AFE) para la examinar la estructura del instrumento y uno confirmatorio (AFC) para ratificar el modelo propuesto originalmente. Los resultados obtenidos revelaron la unidimensionalidad de la escala, con indicadores de consistencia interna y bondad del ajuste satisfactorios ($\alpha = .87$; $\omega = .87$; $\chi^2 / gl = 3.69$; $TLI = .97$; $CFI = .98$; $GFI = .98$; $RMSEA = .08$). Adicionalmente se propuso una versión reducida cuyos índices de fiabilidad y bondad del ajuste limitaron en lo apropiado ($\alpha = .93$; $\omega = .93$; $\chi^2 / gl = 3.70$; $p < .001$; $AGFI = .99$; $GFI = .99$; $CFI = .99$; $TLI = .99$; $RMSEA = 0.08$ y $SRMR = .04$) concluyendo así que la EMS-12 y la EMS-12R poseen indicadores de fiabilidad y validez de constructo que aprueban su aplicación en población universitaria del caribe colombiano.

Palabras clave: Machismo sexual, estudiantes universitarios, técnicas psicométricas, escala psicológica, análisis factorial

Abstract

Machismo constitutes the belief of superiority of men over women that derives from sexual behaviors and encourages in male and female units' risky patterns such as the lack of condom use during sexual intercourse, alcohol abuse and gender-based violence. In Colombia, research has analyzed instruments that measure related traits such as sexism and sexual roles, reducing those that report a propensity for machismo. Therefore, the present manuscript aims to generate evidence of the psychometric properties of the Sexual Machismo Scale (EMS-12, Díaz-Rodríguez et al. 2010). Using an instrumental and descriptive quantitative methodological apparatus, the instrument was evaluated in 351 undergraduate Colombian university students (Mean = 22.06, SD = 2.98) through an exploratory factor analysis (AFE) to examine the structure of the instrument and a confirmatory (TFA) to ratify the model originally proposed. The results revealed the one-dimensionality of the scale, with indicators of internal consistency and goodness of fit satisfactory ($\alpha = .87$; $\omega = .87$; $TLI = .97$; $CFI = .98$; $GFI = .98$; $RMSEA = .08$). In addition, a reduced version was proposed whose indices of reliability and goodness of fit limited in what was appropriate ($\alpha = .93$; $\omega = .93$; $TLI = .98$; $CFI = .99$; $GFI = .99$; $RMSEA = .04$.) concluding that EMS-12 and EMS-12R have indicators of reliability, construct validity that validate its application in the Colombian Caribbean university population.

Keywords: Sexual machism, college students, psychometric techniques, psychological scale, factorial análisis



Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 International. (CC-BY 4.0)

* Psicólogo: nicolas.alvarez@curnvirtual.edu.co

** Psicólogo: manuel.norena@usbctg.edu.co

INTRODUCCIÓN

Ser mujer en términos generales plantea una serie de vicisitudes que pueden transformarse en fuente de malestar e inminente peligro si no se ejecutan esquemas de contención que mitiguen los patrones de valencia negativa suscitados hacia este género. Una mirada a los datos propiciados por Fernández (2022a; 2022b) hacen visible lo expresado en la dimensión laboral; la tasa mundial de ocupación esboza hacia la figura femenina una proclividad a encontrarse empleada inferior que la de su contraparte (43.8% frente a 67.9%), mientras que, en la desocupación, fue el género femenino quien exhibió durante el 2021 una tendencia mayormente acusada al desempleo alrededor del globo.

Los datos previamente presentados, contrastan con los existentes para Europa en materia de acceso a la ciencia (Moreno, 2019), emprendimiento (Pasquali, 2020), invenciones científicas (Mena-Roa, 2022) e invención de políticas públicas (Pasquali, 2022; International Bank for Reconstruction and Development, 2022), y coinciden los visibilizados para Latinoamérica (Pasquali, 2021; CEPAL; 2021; World Economic Forum, 2021). En un intento por explicar el contrapunto existente entre estos indicadores, el International Bank for Reconstruction and Development (2022) identifica como responsables a las reformas estructurales focalizadas en la igualdad de género, sin embargo, resulta pertinente considerar lo planteado por Lipovetsky (1999), quien determina que para este siglo la figura femenina prescinde de ser definida bajo la mirada del hombre, para advertirse tal y como ella desee hacerlo.

Si bien, Lipovetsky sugiere que “ninguna actividad se haya ya vetada a las mujeres y nada establece de modo imperativo su lugar en el orden social” (p:219), la autora también reconoce que esta fragmentación de la legitimidad masculina no aplaca la desigualdad entre sexos. Una aproximación a los factores implicados en el contraste advertido distingue al machismo como constructo que atraviesa el modelo social.

Machismo, un estado teórico de la cuestión

La primera premisa teórica con referencia al concepto fue presentada por Cortada de Kohan et al. (1970), las cuales proponen que este es “en cierto modo una expresión cultural del concepto tradicional

del hombre en los países de América Latina”, no obstante, las autoras reconocen que dicho patrón no está circunscrito en todos los hombres y relacionan el nivel de desarrollo de las naciones con la proliferación de la actitud (p:33).

En ese mismo año, Lanz (1970) abordó el fenómeno desde República Dominicana como “una actitud semejante a la del macho entre los animales irracionales” y profirió que dicha manifestación comportamental se debía a una amalgama de situaciones dentro de las cuales subyacen la concepción inconsciente de lo que significa el ser hombre y el entendimiento desvirtuado de la virilidad (p:135).

En consonancia con lo propuesto por Kohan y Lanz, Giraldo (1972) también se aproximó al constructo distinguiendo su relación con el concepto de hombría. El autor determina que el machismo se nutre de las cogniciones que la cultura hispana ha generado con respecto al ideal de masculinidad, como lo son “las características sobresalientes del macho con su heterosexualidad y su agresividad” y la necesidad de “resaltar y demostrar su capacidad fálica” (p:296).

Stevens (1973) abordó el concepto como un fenómeno social ocasionado por las construcciones que entre hombres y mujeres habían elaborado de manera desacertada hacia los roles. El autor establece que existía la consideración de que este patrón era exclusivo de México, sin embargo, el devenir de estudios en esta línea temática hizo posible desmitificar lo anterior y argumentar que “en todos los países perciben el machismo como un problema psicosocial generalizado y profundamente arraigado, [...] sin embargo, hay amplias variaciones en la distribución e intensidad de sus manifestaciones. Las diferencias se pueden tener en cuenta en términos de la microculturas existentes” (Stevens, 1973. p: 58).

Previo al final del decenio autores como Urbistondo (1978) y Mirandé (1979) aportaron a la discusión precisiones históricas y disciplinares; el primer autor, trazó la línea de identificación temporal del constructo concluyendo que este es un producto del mestizaje y la multiculturalidad. Por otro lado, Mirandé estableció que el término en un principio trató de describir la cultura del macho, sin embargo, este ideal se utilizó

para catalogar a las mujeres con comportamientos ajenos a la pasividad con el distintivo de “macho-male” y secularizar su carácter activo de patológico.

A pesar de la preponderancia presente en las construcciones teóricas aquí citadas, los gobiernos de Latinoamérica respondieron de manera tardía. Un primer momento de actividad aconteció en 1979, año en el cual la asamblea general de Naciones Unidas aprobó la eliminación de todas las formas de discriminación contra la mujer (Naciones Unidas, 1979). Sin embargo, no sería hasta el período 1980-1985 que los entes internacionales tomarían cartas en el asunto con la resolución titulada “la mujer maltratada

y la violencia en la familia” (Nieves-Rico, 1996) y las estrategias de Nairobi orientadas hacia el futuro para el adelanto de la mujer. (Naciones Unidas, 1986).

Aunque no se haga mención del machismo en los documentos, este es asumido dentro de las formas de ejercer violencia, considerándolo un patrón más de este espectro comportamental. Ante la puesta en escena de los organismos internacionales, una extensión de países latinoamericanos adoptó en su política nacional estamentos para la sensibilización y penalización de esta conducta pudiendo destacar en la tabla 1 los siguientes:

Tabla 1.

Leyes de violencia doméstica, intrafamiliar y otras formas de violencia

País	Normativa	Descripción
Venezuela	Ley sobre violencia contra la mujer y familia (1998)	Legalización de medidas de sensibilización y protección de la figura femenina ante escenarios violentos en el marco familiar e individual
Paraguay	Ley número 1600 (2000)	Validación del rigor contra los mecanismos violentos en el seno familiar
Uruguay	Ley número 17.514 (2002)	Ratificación de la penalización existente contra la violencia en el ámbito familiar
Chile	Ley número 20.066 (2005) Ley número 20.427 (2010)	Legitimación de la penalización efectiva a la violencia en el ámbito familiar y tipificación de los tipos de maltrato existentes
Perú	Ley número 28.983 (2007) Ley número 29.819 (2011)	Reconocimiento y prevención de la violencia en todas sus formas dirigidas al género femenino y tipificación del feminicidio como delito autónomo
Colombia	Ley 1257 (2009)	Dictaminación de normas de prevención y sanción de formas de violencia y discriminación contra la mujer

Fuente: Elaborado a partir de Essayag (2017)

Con los movimientos efectuados, la violencia machista fue reconocida y tipificada dentro de los códigos penales, no obstante, lo anterior no detuvo dicho patrón de conducta, solo lo adaptó a una emisión

discreta y maquillada que autores del último decenio del siglo XX y el actual calificaron como sexismo y micromachismo (Bonino, 1996; Glick y Fiske, 1997; Moya y Expósito, 2001; Moya et al. 2001).

Sexismo y micromachismo: Una breve revisión

Desde lo propuesto por Glick y Fiske (1997) el sexismo se define como toda conducta que discrimina de manera directa o indirecta a la mujer. Aunque algunos investigadores usan el término como sinónimo de machismo, es necesario mencionar que su diferencia reside en la magnitud de la conducta: mientras el hombre machista refleja sus caracteres masculinos de manera tosca (destacando la violencia física, la obligación a tener relaciones sexuales y la exigencia a sus hijos a estudiar determinadas carreras), el hombre sexista detenta facultades discursivas y comportamentales sutiles como la coerción a la labor doméstica, al quebranto de los proyectos de vida diseñados y a la manipulación emocional y socioafectiva.

Por otro lado, el micromachismo es abordado por Bonino (1996) como las prácticas de dominación que el sujeto varón ejerce en la cotidianidad. El detalle en esta definición es que el autor propone el distintivo “micro” para referirse a que dichos comportamientos se ubican “en los límites de la evidencia” (p:3). Así pues, éstas “armas masculinas” se adscriben al cultivo de la violencia de género, con la única diferencia de que pueden pasar inadvertidas debido a los niveles de racionalización que el hombre micromachista inculca en la figura femenina.

La existencia de los patrones machistas, maniobras micromachistas y actitudes sexistas propuestas por los autores se han relacionado en estudios recientes como predictores de violencia de pareja (Arnosó et al. 2017; De la Cruz-Meza, 2019), agresión psicológica (Garcés Estrada et al. 2020; Reyes-Solano y Castaños-Cervantes, 2021) y salud mental (Gallegos-Vázquez et al. 2020), razón por la cual el sector académico ha construido instrumentos de medición y evaluación de dichos constructos.

Instrumentos de evaluación del Machismo y afines

En el caso del machismo, fue Cortada de Kohan et al. (1970) la primera en elaborar un instrumento de evaluación. Su escala M se compuso de seis dimensiones y veintidós reactivos focalizados en medir la “actitud hacia el machismo” (p:35). Para su construcción el equipo investigador propuso que los

ítems fuesen diseñados a partir de las manifestaciones verbales que subyacen en los “aspectos físicos, cognoscitivos y de la acción” (p:35). La aplicación es autoadministrada, dado que el enunciado cumple con ser breve y conciso. Algunos de los reactivos más llamativos son: “la mujer busca la protección del hombre; el marido es el único que manda en el hogar; el hombre se hace a fuerza de golpes y; por lo general las mujeres son más sensibles que los hombres” (p:52).

La década de los ochenta aportó un instrumento significativo que también se aproximó al machismo. La Escala reducida de Características de Personalidad Masculinas y Femeninas (22 ítems), elaborada por Lara-Cantú (1988), analiza los caracteres de personalidad que hombres y mujeres se otorgan a sí mismos. Se considera que aportó al eje temático debido a que ciertos reactivos, era posible enlazarlos con una cognición patriarcal en el caso del hombre y de feminidad sumisa en el caso de la mujer.

El último decenio del siglo XX trajo consigo una serie de instrumentos; el primero asociado al machismo fue propuesto por Bustamante (1990). La Escala de actitudes hacia el Machismo (EEAM), se compuso de cinco dimensiones (dominio masculino, superioridad masculina, dirección del hogar, socialización del rol sexual masculino y femenino y control de la sexualidad ejercida por varones) y un total de 59 reactivos con cinco opciones de respuesta. Un segundo instrumento por su parte introduciría el concepto de sexismo, tres formas de avistamiento y una herramienta de medición del constructo titulada *Ambivalent Sexist Attitudes* (Glick y Fiske, 1997), esta escala (22 ítems), posee cinco opciones de respuesta y fue construida con el propósito de evaluar la conjunción del sexismo hostil y el benevolente en los sujetos.

La llegada del nuevo milenio hizo posible el avance en términos psicométricos, debido a la adquisición e instalación de equipos de cómputo y software de análisis estadístico que viabilizaron la parametrización más rápida de los constructos. En ese orden, este período aportó la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes-DSA formulada por Recio et al. (2007) y Escala de Machismo Sexual-EMS-12 diseñada por Díaz-Rodríguez et al. (2010).

La EMS-12 (Díaz-Rodríguez et al. 2010) se construyó con el propósito de evaluar las actitudes, creencias y conductas machistas desde una perspectiva sexual. Este instrumento dispone de una sola dimensión (rol activo del hombre) compuesta de doce reactivos con cinco opciones de respuesta. Por su parte la DSA se focalizó en la distinción de conductas y cogniciones sexistas mediante la medición de dos factores (sexismo hostil y benévolo).

El panorama presentado con respecto a los instrumentos de medición y evaluación puede visionarse en la tabla 2. En síntesis, el escenario es positivo, tanto por la construcción de estas herramientas, como por su uso y validación en países hispanohablantes en los cuales se han posicionado una serie de investigaciones con dichas escalas:

Tabla 2.

Investigaciones empleadas con los instrumentos

Instrumento	Investigaciones	Principales Hallazgos
Escala M (Kohan et al. 1970)	Mora et al. (1999)	Confiabilidad baja ($\alpha = .40$). Correlación ítem-test moderada (r entre $.27$ y $.59$; $p < .01$). Validez convergente con la permisividad sexual ($r = -.15$; $p < .01$). AFC no manifestado.
	Uresti-Maldonado et al. (2017)	Validez discriminante con la Expresividad Positiva ($r = -.199$; $p < .01$) y Afrontamiento centrado en el Problema ($r = -.160$; $p < .01$). Validez convergente con Expresividad Negativa ($r = .273$; $p < .01$) y Afrontamiento centrado en la Emoción ($r = .347$; $p < .01$). AFC no manifestado
Escala de características de personalidad Masculinas y femeninas (Lara-Cantú, 1988)	Martínez-Gómez et al. (2012)	Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .81$). Confiabilidad por subescalas adecuada (masculinidad: $\alpha = .78$, femineidad: $\alpha = .88$, machismo: $\alpha = .82$ y sumisión $\alpha = .79$). Correlación interescala adecuada (masculinidad / femineidad $r = .392$; $p < .01$; masculinidad / machismo $r = .276$; $p < .01$ y machismo / sumisión $r = .238$; $p < .01$). KMO = $.89$; $p < .01$. Estructura tridimensional que explica el 93% de la varianza. AFC no manifestado.
EEAM (Bustamante, 1990)	Huamán-Meza y Vilela Carhuatocto (2018)	Solución factorial alternativa (2 factores, 17 reactivos). Confiabilidad adecuada (Factor 1: $\omega = .87$; y Factor 2: $\omega = .83$). Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2/g.l = 2.8$; $p < .001$). medidas de bondad de ajuste satisfactorias (GFI = $.916$; CFI = $.928$; SRMR = $.046$; RMSEA = $.067$).
	Huerta-Rosales et al. (2021)	Solución factorial alternativa (6 factores, 41 reactivos). Confiabilidad aceptable ($\alpha > .75$; $\omega > .75$). Validez convergente con la Revaluación Cognitiva ($r = .112$; $p < .05$), y la Supresión ($r = -.189$; $p < .05$). AFC no manifestado.
Ambivalent Sexist Attitudes (Glick y Fiske, 1997)	Expósito et al. (1998)	Confirmación de la solución factorial original (22 reactivos, 3 factores). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .90$). Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2/g.l = 2.22$; $p < .01$). Medida de bondad de ajuste aceptable (AGFI = $.87$). Validez discriminante con la Ideología de Rol Sexual ($r = -.64$; $p < .01$)
	Garaigordobil y Aliri (2013)	Confirmación de la solución factorial original (22 reactivos, 3 factores). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .91$). Confiabilidad por subescalas adecuada (Sexismo Hostil $\alpha = .86$; Sexismo benevolente $\alpha = .90$ y Sexismo ambivalente $\alpha = .91$). Correlación interescala adecuada (Sexismo hostil/ Sexismo Benevolente $r = .49$; $p < .01$, Sexismo Hostil/ Sexismo Ambivalente $r = .86$; $p < .01$). KMO = $.94$, esfericidad de Bartlett adecuada ($\chi^2 (1596) = 47.493,31$; $p < .001$). Medidas de bondad de ajuste satisfactorias (CFI = $.89$; NNFI = $.87$. RMSEA = $.07$)
	Gonçalves et al. (2015)	Solución factorial alternativa (22 reactivos, 4 factores). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .86$). Confiabilidad por subescalas adecuada (sexismo

		hostil $\alpha = .84$; paternalismo benevolente $\alpha = .71$; intimidad heterosexual $\alpha = .83$ y diferenciación de género complementaria $\alpha = .67$). Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2 / gl = 2.45$; $p < .001$). Medidas de bondad de ajuste aceptables (GFI = .91; AGFI = .90; CFI = .90; NFI = .84; RMSEA = .057). Validez convergente con Neosexismo ($r = .48$; $p < .01$).
DSA (Recio et al. 2007)	Bonilla-Algovia et al. (2022)	Solución factorial alternativa (dos dimensiones, veinticuatro reactivos). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .92$). Confiabilidad por subescalas adecuada (Sexismo Hostil $\alpha = .90$; Sexismo Benevolente ($\alpha = .87$). Correlación interescala adecuada (Sexismo hostil/ Sexismo Benevolente $r = -.79$; $p < .001$) Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2 / gl = 4,17$). Medidas de bondad de ajuste satisfactorias (GFI=.91; IFI=.91; CFI=.91; TLI=.90 y RMSEA=.05; SRMR= .05). Validez discriminante con la Igualdad de Género ($r = -.79$; $p < .001$)
EMS-12 (Díaz-Rodríguez et al. 2010)	Herrera-Salas et al. (2019)	Solución factorial alternativa (1 dimensión, 11 reactivos). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .80$; $\omega = .82$). Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2 / gl = 2.19$; $p < .001$). Medidas de bondad de ajuste satisfactorias (Chile: CFI=.96; TLI=.95; RMSEA=.061; SRMR=.078. Perú (CFI=.94; TLI=.93; RMSEA=.061; SRMR=.069)
	Lopes-Silva et al. (2020).	Confirmación de la solución factorial original (1 dimensión, 12 reactivos). Confiabilidad de todo el instrumento adecuada ($\alpha = .81$). Chi cuadrado / grado de libertad aceptable ($\chi^2 / gl = 1.08$). Medidas de bondad de ajuste satisfactorias (GFI=.99; AGFI=.99; CFI=.97; TLI=.96 y RMSEA=.02). Validez convergente con Sexismo Benevolente ($r = .21$; $p < .01$) y Hostil ($r = .35$; $p < .01$)

El balance establecido sugiere que en técnicas destinadas a la evaluación de caracteres machistas y afines existen herramientas competentes e idóneas para aproximarse a dicho fenómeno. En Colombia, las investigaciones de este foco problemático se han orientado a emplear la Escala de Sexismo Ambivalente (Cardona et al. 2015; Bonilla-Algovia y Rivas-Rivero, 2019) y la Escala de características de personalidad Masculinas y femeninas (Rey-Anacona, 2008; 2015), siendo la EMS-12 un instrumento sin evidencias psicométricas en el contexto nacional. Asimismo, el alto volumen de estudios destinados a indagar el sexismo contrasta con la baja proporción de investigaciones orientadas al machismo, aun cuando este último presenta niveles comportamentales elevados en la nación (Sánchez, 2019).

Al enfatizar en el caribe colombiano, específicamente en la ciudad de Cartagena, la situación se agudiza; los indicadores de violencia e inseguridad percibida por la mujer durante el primer año de la

COVID-19 aumentaron y los escenarios de prevención y sensibilización cerraron sus puertas (González-Ortega, 2021). A pesar de la apertura a la “nueva normalidad”, el informe local Cartagena cómo vamos (2021) el boletín estadístico del Instituto Nacional de Medicina Legal (2022) y la investigación de Vázquez-Miraz et al. (2022), identificaron elevados niveles de machismo, altos niveles de pesimismo percibido por los ciudadanos con respecto al decremento de este tipo de problemas y la tendencia a visibilizar este patrón en estudiantes universitarios.

Es por todo lo anterior, que los autores de esta investigación, como miembros activos de dos programas de educación superior presentan de forma resumida dos estudios que aportan evidencias psicométricas de dos versiones de la Escala de Machismo Sexual (EMS-12) en universitarios colombianos que retornaron a la educación presencial tras un enfoque de aprendizaje mediado por las TIC, como respuesta a la epidemia del SARS-COV-2.

MÉTODO

Diseño

La presente investigación fue efectuada bajo un diseño de carácter instrumental y descriptivo (Montero y León, 2007), dado que su eje central es el estudio de pruebas, su diseño y validación. En ese mismo nivel, asume un enfoque cuantitativo y un corte transversal debido a la lógica deductiva de los procesos a efectuar, la manipulación de variables y la temporalidad del proceso de extracción de la información al grupo de participantes (Lau et al. 2019; Stockemer, 2019)

Muestreo

El tipo de muestreo empleado fue no probabilístico por sujetos disponibles debido a que la muestra estudiantil fue seleccionada bajo el criterio del investigador (Bencardino, 2019). Los criterios de inclusión establecidos fueron: a) ser estudiante de la institución de referencia, b) poseer una matrícula activa en el registro estudiantil, c) registrar mayoría de edad y d) hacer parte del programa de Trabajo Social. Si bien fueron ejecutados dos estudios, se decidió utilizar la muestra inicial en ambos procesos.

Participantes

Se conformó una muestra de 351 estudiantes entre los 18 y 27 de edad (Medad = 22.06, DE = 2.98) del programa de Trabajo Social de la Corporación Universitaria Rafael Núñez, centro de educación superior presente en Cartagena de Indias. Se consideró a este plantel de educandos debido a su intención de participar en el estudio y a la preponderancia que posee dicha carrera en el instituto universitario.

Instrumento: Escala de Machismo Sexual (EMS-12, Díaz-Rodríguez et al. 2010)

La EMS-12 es un instrumento focalizado en parametrizar el nivel de machismo subsistente en la esfera sexual y “conocer los niveles de riesgo que se manifiestan al ejercer o tolerar el machismo en una situación que puede tornarse de riesgo a la vida como lo es la sexualidad” (Díaz-Rodríguez et al. 2010; p.37). Las autoras decidieron construir esta herramienta debido a la insuficiencia de instrumentos que cuantificasen el constructo desde conductas de riesgo sexuales y a la tipificación de la sexualidad del machista como conducta irresponsable, irrespetuosa

y egoísta, que coloca a la mujer en una situación de riesgo. La escala tipo Likert está conformada por doce ítems con cinco opciones de respuesta que van de 1 = “muy en desacuerdo” a 5 = “muy de acuerdo”.

En primera medida, el test estuvo conformado 24 ítems, tres factores con una confiabilidad aceptable ($\alpha=.83$), correlaciones inter-ítem moderada (-.10; .68) y una varianza explicada del 52.36% sin embargo, los hallazgos presentados por el análisis factorial exploratorio hicieron que las creadoras retuviesen una sola dimensión de 12 ítems obteniendo en su segundo análisis una sola dimensión con una fiabilidad satisfactoria ($\alpha=.91$), medidas de ajuste medianamente aceptables (AGFI=.81; GFI=.86; CFI=.93; TLI=0.922; RMSEA=.07), correlaciones inter-ítems satisfactorias (.59-.77) y un porcentaje de varianza explicada del 50.82%

Procedimiento

Fase 1. Apertura y consolidación del banco de participantes

Ambos estudios contaron con la aprobación del comité de ética e investigación del programa de Trabajo Social de la universidad evaluada. Posterior a ello, se emitió una invitación a participar en la investigación. El proceso duró un bimestre y fue abierto a todos los niveles. Los educandos que desearon participar llenaron el formulario digital y se les asignó una reunión con los investigadores.

Fase 2. Presentación de la investigación y aplicación del instrumento

Inmediatamente fue establecido el banco de participantes se les explicó el proyecto. Los investigadores contextualizaron a los individuos con referencia a la naturaleza de ambos estudios enviando posteriormente la verificación confirmatoria. Luego de la respuesta afirmativa del estudiantado y la confirmación del permiso para el uso del instrumento se procedió a la aplicación vía mail con las consignas a seguir y un cuestionario sociodemográfico.

Ética y sensibilidad de la Investigación

Debido a la participación de capital humano, los estudios siguieron los Estándares para las pruebas educativas y psicológicas (American Educational

Research Association, 2018) y la normativa vigente sancionada por el Ministerio de Salud Colombiano (Resolución 8430, 1993).

Análisis estadístico

La información extraída del cuestionario sociodemográfico se vació en una matriz Ad hoc construida en Excel (V.22), mientras que la de la escala en una base de datos mediante el paquete SPSS (V.26). Para el primer estudio se analizaron descriptivamente los reactivos del instrumento a través de las medidas de tendencia central y de asimetría, se calculó la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald, se exploró la solución factorial a partir de un análisis factorial exploratorio (AFE) y posteriormente se confirmó el modelo mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC). Para la consistencia interna se consideraron pertinentes los valores superiores a .70 (Oviedo y Campo-Arias, 2005), mientras que en la exploración factorial se consideraron acertados los pesos factoriales, comunalidades y correlación ítem-test superiores a .50 (Ferrando y Anguiano-Carrasco, 2010), siendo meritorio acotar que los índices como el Kaiser Meyer- Olkin (KMO) y la esfericidad de Bartlett también fueron evaluados para poder proceder al AFC. Para el primer indicador se consideraron aceptables los valores cercanos a uno (Kaiser, 1970) y para el último p valores $> .05$ (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2022).

En lo que a indicadores de AFC respecta, el procedimiento desarrollado en FACTOR empleó como método de extracción el de Mínimos Cuadrados no ponderados y solución Varimax. Se calculó el cociente de Chi-cuadrado/ grados de libertad, considerando oportunos valores comprendidos entre 1 y 5 (Brooke et al. 1988) y se reportaron los índices de bondad de ajuste: índice de ajuste comparativo (CFI $> .90/.95$), no normado (TLI $> .90/.95$), bondad del ajuste (GFI $> .90/.95$) y bondad del ajuste ajustado (AGFI $> .90/.95$), la raíz media cuadrada del error de aproximación (RMSEA $< .08$) y la raíz media cuadrática estandarizada (SRMR $< .08$) (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2022).

Con respecto al segundo estudio, se aplicó al estudiantado la EMS-12 reducida, instrumento propuesto por el equipo investigador a partir de las

depuraciones efectuadas a ciertos reactivos de la escala original. Los índices calculados mediante el AFC siguieron las mismas directrices delimitadas para el primer estudio.

RESULTADOS

Datos sociodemográficos de la muestra

La revisión de los datos sociodemográficos ratificó la preponderancia del género femenino (67.2% frente 32.8%). Con respecto a la financiación de la matrícula, se percibió una cantidad elevada de estudiantes becados (40.2% vs 59.8% no becados) concentrados mayoritariamente en el primer (33%), tercer (25%), quinto (25%) y séptimo semestre (7%). Todo el estudiantado se encuentra al día con su malla curricular y poseen el título de bachiller académico y superior. Al observar las calificaciones desagregadas por sexo se distinguió segundo semestre como período en el cual los estudiantes puntuaron de manera elevada el instrumento (media femenina= 19.4 y media masculina= 26.73), mientras que séptimo semestre supuso el valor más bajo para el sexo masculino (media masculina=19.3) y noveno para el sexo femenino (media femenina=16.17).

Análisis descriptivo, exploratorio y confirmatorio del instrumento (Estudio 1)

Las medidas de dispersión reportaron valores de asimetría y curtosis por encima de -1 y por debajo de 1 por lo que se concluye que el instrumento no sigue una distribución normal. Los índices de fiabilidad obtenidos fueron aceptables ($\alpha = .87$ $\omega = .87$), el análisis de la corrección ítem-test presentó valores por encima de .30 y los pesos factoriales valores por encima de .40. La totalidad de los descriptivos asociados al instrumento pueden observarse en la tabla 3.

Tabla 3.*Estadísticos descriptivos para la EMS-12.*

ítem	Media	DE	g ¹	g ²	Correlación ítem-test	Peso factorial	h ²
1. Que solamente el hombre tenga sexo antes del matrimonio	1.89	1.124	1.017	.200	.475	.613	.375
2. Que un hombre tenga hijos fuera del matrimonio.	1.96	1.089	.774	-.236	.316	.452	.204
3. Que solamente el hombre tenga experiencia sexual	1.63	0.970	1.535	1.889	.566	.722	.521
4. Que un hombre tenga su primera relación sexual con una persona que no es su pareja	2.19	1.144	.433	-.741	.396	.493	.243
5. Que un hombre casado o con pareja estable tenga relaciones sexuales con prostitutas.	1.33	0.750	2.617	7.641	.648	.846	.715
6. Una mujer debe aceptar las infidelidades de su pareja	1.27	0.737	3.342	12.193	.653	.901	.812
7. El hombre necesita tener varias parejas sexuales	1.37	0.805	2.440	6.294	.712	.898	.806
8. Sin importar la situación o el estado de ánimo, la mujer debe tener relaciones sexuales cuando su pareja quiera tenerla	1.40	0.860	2.370	5.546	.685	.879	.772
9. Que un hombre tenga varias parejas sexuales al mismo tiempo	1.42	0.835	2.213	5.196	.638	.804	.647
10. Que sea la mujer quien se encargue de cuidarse para la relación sexual o para no tener hijos.	1.51	0.884	1.870	3.365	.651	.794	.631
11. El hombre debe iniciar su vida sexual en la adolescencia	2.32	0.076	.067	-.876	.523	.629	.395
12. El hombre debe hacer que su hijo hombre inicie su vida sexual (tenga su primera relación sexual)	1.65	.981	1.418	1.387	.688	.827	.683

Nota: DE= Desviación estándar; g¹= Asimetría; g²= Curtosis; h²= Comunalidades; α= Alfa; ω= omega

Anexo a los indicadores del AFE, el KMO fue aceptable (.89), la Esfericidad de Bartlett adecuada (2020.755 [g¹]= 66; $p < .01$) y el modelo explorado coincidió con el propuesto por Díaz-Rodríguez et al. (2010) ratificando la unidimensionalidad y una varianza explicada del 41.2%.

La claridad frente a la consistencia interna y la dimensionalidad de la prueba propició la ejecución

de un AFC mediante el paquete FACTOR (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006). Se seleccionó como método de estimación el de Mínimos cuadrados no ponderados (ULS) debido a que la distribución de las puntuaciones no cumple el supuesto de normalidad multivariable (Mulaik, 1972) y por la necesidad de analizar los reactivos bajo una matriz de correlaciones policóricas (Muthén, 1993). Los resultados advirtieron un Chi cuadrado / grados de libertad aceptable ($\chi^2 /$

$g^1 = 3.69$; $p < .001$), índices de bondad satisfactorios (AGFI=.99; GFI=.98; CFI=.98; TLI=.97; RMSEA=0.08 y SRMR=.05) y la varianza explicada no manifestó diferencia significativa a la reportada por el AFE.

Si bien los resultados obtenidos ratificaron la solución factorial original (una dimensión, doce reactivos), la matriz de ambos procesos factoriales exhibieron en los ítems uno (*que solamente el hombre tenga sexo antes del matrimonio*), dos (*Que un hombre tenga hijos fuera del matrimonio*), tres (*que solamente el hombre tenga experiencia sexual*), cuatro (*que un hombre tenga su primera relación sexual con una persona que no es su pareja*) y once (*el hombre debe iniciar su vida sexual en la adolescencia*), valores insuficientes en la correlación ítem-total, cargas factoriales y comunalidades. Por tal motivo estos

fueron retirados y se aplicó el instrumento de manera reducida al estudiantado.

Análisis descriptivo y confirmatorio del instrumento reducido (Estudio 2)

Los índices de fiabilidad reportados por escala reducida fueron satisfactorios ($\alpha = .93$ $\omega = .93$) la correlación ítem-test presentó valores por encima de .68, las cargas factoriales valores superiores a .78 y las comunalidades ocuparon valores por arriba de .61. El cociente de Chi cuadrado / grados de libertad fue aceptable ($\chi^2 / g^1 = 3.70$; $p < .001$), los ajustes de bondad satisfactorios (AGFI=.99; GFI=.99; CFI=.99; TLI=.99; RMSEA=.08; SRMR=.04) y la varianza se situó 77.8% ratificando la unidimensionalidad del constructo. La totalidad de los descriptivos asociados al instrumento reducido pueden observarse en la tabla 4

Tabla 4

Estadísticos descriptivos para la EMS-12 reducida

ítem	Media	DE	g^1	g^2	Correlación ítem-test	Peso factorial	h^2
5. Que un hombre casado o con pareja estable tenga relaciones sexuales con prostitutas.	1.338	0.750	2.617	7.641	0.684	0.840	0.706
6. Una mujer debe aceptar las infidelidades de su pareja	1.273	0.737	3.342	12.193	0.766	0.935	0.874
7. El hombre necesita tener varias parejas sexuales	1.378	0.805	2.440	6.294	0.772	0.909	0.827
8. Sin importar la situación o el estado de ánimo, la mujer debe tener relaciones sexuales cuando su pareja quiera tenerla.	1.409	0.860	2.370	5.546	0.772	0.900	0.810
9. Que un hombre tenga varias parejas sexuales al mismo tiempo	1.429	0.835	2.213	5.196	0.713	0.836	0.700
10. Que sea la mujer quien se encargue de cuidarse para la relación sexual o para no tener hijos.	1.517	0.884	1.870	3.365	0.711	0.818	0.669
12. El hombre debe hacer que su hijo hombre inicie su vida sexual (tenga su primera relación sexual)	1.656	0.981	1.418	1.387	0.640	0.785	0.616

Una mirada comparativa a los índices de bondad de ajuste de los diversos modelos para la EMS-12 se presentan en la tabla 5. Pese a lo moderado que resultan los indicadores obtenidos en el estudio original, todas las investigaciones empleadas con la EMS-12 reportaron índices adecuados y/o satisfactorios. Para el caso de Herrera-Salas et al. (2019) se observó que los autores al igual que este estudio retiraron el reactivo dos debido a su baja carga factorial (.18), sin

embargo, su modelo alternativo sostuvo el reactivo tres en la muestra peruana y el cuatro en la chilena pese a que sus cargas factoriales fueron inferiores a .50 (ítem 3=.35; ítem 4=.43). De manera similar, en el estudio de López-Silva et al (2020), se advierte que los autores retuvieron los reactivos uno, dos, tres y cuatro a pesar de que sus pesos factoriales no superaron el .50 (ítem 1=.44; ítem 2=.22; ítem 3=.35 e ítem 4= .30).

Tabla 5.

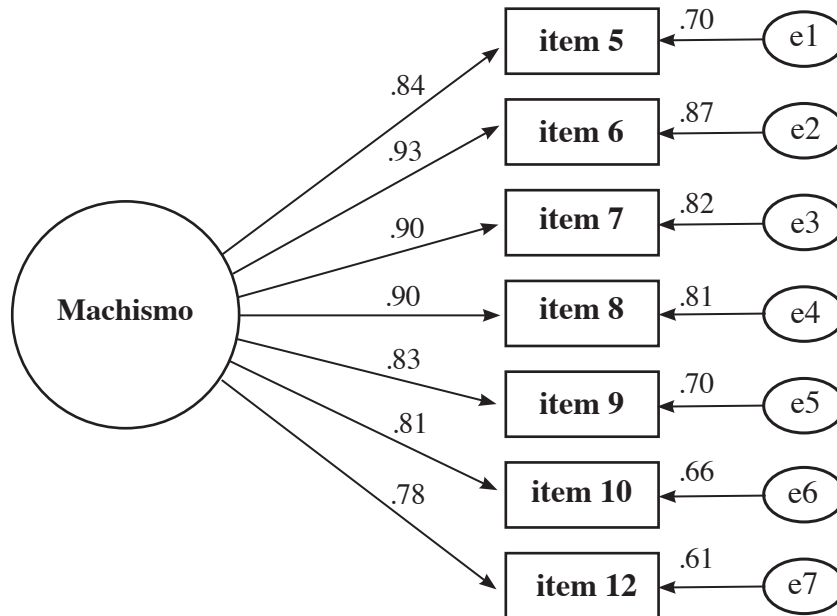
Índice de ajuste de los modelos para la EMS-12

Modelo	X ²	gl	X ² /gl	p	AGFI	GFI	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR
Díaz-Rodríguez et al. (2010) [Estudio original México]	78.38	54	1.45	<i>p</i> <.01	.81	.86	.93	.92	.07 [IC: N.A]	-
Herrera-Salas et al. (2019) [Chile]*	94.50	43	2.19	<i>p</i> <.001	-	-	.96	.95	.06 [.03; .08]	.07
Herrera-Salas et al. (2019) [Perú]*	137.33	53	2.59	<i>p</i> <.001	-	-	.94	.93	.061 [.03; .08]	.06
López-Silva et al. (2020) [Brasil]	-	-	1.08	<i>p</i> <.01	.99	.99	.97	.96	.02 [.00;.05]	.04
Alvarez-Merlano y Noreña-Correa (2022) [Modelo original Colombia]	199.70	54	3.69	<i>p</i> <.001	.99	.98	.98	.97	.08 [.05; .10]	.05
Alvarez-Merlano y Noreña Correa (2022)**	51.90	14	3.70	<i>p</i> <.001	.99	.99	.99	.99	.08 [.03; 0.11]	.04

Nota: *= En este modelo no se considera el ítem 2. **=En este modelo no se consideran los ítems 1,2,3,4 y 11. χ^2 = Chi-cuadrado; gl= grados de libertad; p= significancia estadística; χ^2 /gl= chi-cuadrada dividida por grados de libertad; AGFI= bondad de ajuste ajustado; GFI= bondad de ajuste CFI= índice de ajuste comparativo; TLI = índice de ajuste no normado; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC = intervalo de confianza; SRMR= Raíz cuadrática media estandarizada

El *path diagram* presentado en la figura 1 muestra la solución del modelo unidimensional propuesto por los autores. Se puede observar que los pesos factoriales y las comunales de todos los parámetros limitan

en lo satisfactorio, siendo el reactivo seis (*una mujer debe aceptar las infidelidades de su pareja = .93*) el que mayor carga posee.

Figura 1.*Estructura factorial confirmatoria de la EMS-12 reducida*

($\chi^2 / gl = 3.70$; $p < .001$; AGFI=.99; GFI=.99; CFI=.99; TLI=.99; RMSEA=0.08 y SRMR=.04)

Debido a que la variable estudiada no se ajustó a una distribución normal, se calcularon las diferencias entre sexos a través de la prueba U de Mann-Whitney, encontrando diferencias significativas ($Z = -5.372$; $p > .001$), siendo los estudiantes varones los que mayoritariamente acusaron niveles medios y altos de machismo. El análisis de los datos en función del semestre cursado posibilitó observar que en todos los niveles académicos existió un porcentaje bajo de machismo y que a mayor número de períodos cursados los niveles del constructo decrecieron.

DISCUSIÓN Y CONSIDERACIONES FINALES

El Machismo es un fenómeno con trayectoria investigativa continuo que al ser observado desde la disciplina psicológica encuentra su construcción en la segunda parte del siglo XX y su evolución en el quinquenio previo al XXI. Al centrar la vista en el territorio colombiano, las evidencias psicométricas aportadas por este manuscrito se convierten en las

primeras a nivel nacional con el particular de haber evaluado el constructo en población estudiantil de la región caribe, vinculada al núcleo básico de las ciencias sociales y humanas.

El contraste realizado en términos de indicadores con el estudio original de Díaz-Rodríguez et al. (2010) permite concluir que la EMS-12 presentó propiedades psicométricas mayoritariamente satisfactorias en este estudio. Si bien la solución factorial coincidió con la original, los índices de bondad de ajuste y fiabilidad obtenidos aquí fueron superiores a los reportados por las autoras de la escala.

El comparativo efectuado con la investigación de Herrera-Salas et al. (2019) advierte para nuestro estudio indicadores de bondad de ajuste mayormente satisfactorios en el modelo original y en el reducido. Por su parte, al contrastar los valores obtenidos para el modelo original con los de López-Silva et al. (2020) se advirtieron resultados principalmente similares, hecho

que no se repite al comparar los índices de la escala completa con nuestra propuesta reducida, la segunda fue superior en los índices de fiabilidad y en tres de cinco indicadores de bondad. Esto sitúa a ambos instrumentos como herramientas válidas y confiables en investigaciones de salud pública y sexual aplicadas a población universitaria del caribe colombiano.

Al estar focalizado el instrumento en la medición de un aspecto cognitivo (machismo) que puede repercutir en aspectos físicos (salud sexual y reproductiva), es pertinente medir el constructo en muestras con propensión a comportamientos sexuales inadecuados. En el caso de Díaz-Rodríguez et al. (2010) no se reportan las características sociodemográficas de la muestra, situación que limita la naturaleza de los resultados. Este hecho contrasta con nuestro estudio, el de Herrera-Salas et al. (2019) y el de López-Silva et al. (2020) debido a que en los tres se evalúa el machismo en población con proclividad a la conducta analizada (estudiantes universitarios).

Aunque es esencial parametrizar el machismo sexual, focalizar el eje únicamente en la sexualidad posiblemente genere conflictos en la dimensión moral de los participantes y su respectivo comportamiento hacia la prueba. Al entender que el fenómeno también conjuga caracteres culturales, laborales, familiares (Benavides et al. 2017) es necesario explorar modelos con mayor capacidad de integración.

La validez de constructo aquí obtenida puede explicarse por la exactitud de los reactivos contruidos por las autoras y la periodicidad reciente del instrumento. A diferencia de otras herramientas de medición, la EMS-12 cuenta con doce años de haber sido publicada y sus reactivos tipifican con precisión elevada los comportamientos machistas de tipo sexual, no obstante, al entender la validación de instrumentos como un proceso continuó (Campo-Arias et al. 2012; Escobedo et al. 2016), es necesario continuar estudiando las propiedades psicométricas con población multicultural.

En lo que a resultados asociados al constructo atañe, resulta interesante que los varones de una profesión comúnmente asociada al género femenino como lo es Trabajo social reflejen niveles medios de

machismo. Aunque la carrera cursada no los excluye de albergar determinadas cogniciones, existe la cosmovisión que el estudiantado adscrito a este tipo de programas se encuentra mayormente sensibilizado con respecto al machismo. Este hallazgo invita a las entidades de educación superior a redirigir estrategias para concienciar a la comunidad educativa y académica frente al tema.

El hecho de que los niveles de machismo medio decrementasen con el paso de los semestres también es un detalle significativo. Una aproximación a esta tendencia es posible teorizarla desde los recursos que las universidades destinan a proyección social y bienestar estudiantil, bajo la intención de formar integralmente a los educandos. Más allá de los alcances previstos por el presente estudio, los hallazgos obtenidos delimitan posibilidades de investigación con relación a la forma como se matiza el machismo en las poblaciones y los diversos contextos. Es por ello que este instrumento se configura como una herramienta idónea para tales propósitos.

Que un 87.4% de la muestra acuse niveles bajos de machismo contrasta con los datos obtenidos por el estudio en la ciudad de Cartagena de Indias de Vázquez-Miraz et al. (2022), el cual concluyó niveles elevados del constructo al interior de una facultad de ciencias exactas. Si bien, las facultades de ambos estudios difieren, el perfil académico de la muestra es similar (estudiantes de pregrado). Este hecho hace posible plantear la existencia de diferencias de los educandos en las distintas facultades.

Dentro de las limitaciones asociadas a este estudio subyace parcialmente en términos de indicadores el cociente de chi cuadrado/ grados de libertad. Si bien este índice fue aceptable en nuestro estudio, se pretendía un valor mayormente satisfactorio dado que este resulta importante en la aceptación de ambos modelos. Rojas-Torres (2020) explica que el indicador es susceptible a la violación de la normalidad multivariable, al visionar que en este estudio se viola tal principio (las respuestas fueron extremas) se entiende por qué este índice tomó los valores reportados. Ante esta situación Rojas-Torres (2020) argumenta que las medidas de bondad de ajuste como el CFI, TLI, RMSEA y SRMR son indicadores que respaldan al $\chi^2/g.l.$ Al haber resultado

positivos en nuestro estudio estos índices, se asume que la variable latente no observada (machismo) es explicada satisfactoriamente por la solución factorial unidimensional de doce y siete reactivos.

Otra limitación acusada fue el carácter no probabilístico adscrito al muestreo ejecutado, este hecho imposibilita generalizar los resultados obtenidos. Aunque esto no invalida las evidencias generadas es necesario ejecutar estudios permitan la generalización de las evidencias aportadas.

La tercera y última limitación que subsiste en este estudio es el total de las evidencias psicométricas proporcionadas; en nuestro estudio se reportó la validez del constructo y la fiabilidad. Pese a que estas son científicamente reconocidas como significativas (Norman y Streiner, 2014), es pertinente indagar la validez convergente, discriminante y la de contenido. Al contrastar la existencia de estas en el estudio original y los efectuados por Herrera-Salas et al. (2019) y López-Silva et al. (2020) se observó que las autoras de la escala solo aportaron fiabilidad y validez de constructo y que solo López-Silva et al. (2020) aportó una evidencia más (validez convergente) que Herrera-Salas et al. (2019) y nuestro estudio. En el caso particular, este trabajo no contó con aportes de validez convergente y discriminante debido a la naturaleza de los tiempos y las cargas académicas de los estudiantes, sin embargo, como profesionales comprometidos con la línea temática ampliaremos los horizontes investigativos del machismo empleando el instrumento en compañía de otras herramientas.

En síntesis, la Escala de Machismo Sexual (EMS-12) en su versión original y reducida es confiable y válida a nivel de constructo para los estudiantes colombianos residentes de Cartagena, ciudad que representa una extensión del caribe colombiano. Por esto se invita a la comunidad investigadora a promover el uso del instrumento, en investigaciones que ejecuten análisis de invarianza, de validez convergente y discriminante, ya que dichas exploraciones clarificarán las posibles relaciones con otros fenómenos como la violencia de pareja, la homofobia, la infidelidad etc.

Uno de los propósitos que justificó este estudio fue la necesidad de una actualización en

referentes teóricos que atraviesan el panorama de la vida universitaria. Por ello, los datos aquí traídos representan una realidad que debe abordarse para prevenir comportamientos e ideales que en el futuro evolucionen de manera negativa. Es por este motivo que se reitera el compromiso frente a los estudios de género y se motiva a emplear esta escala en contextos comunitarios, clínicos y familiares, que aproximen a unos indicadores instrumentales y conviertan a la prueba en herramienta de medición imprescindible.

REFERENCIAS

- American Educational Research Association. (2018). *Estándares para pruebas educativas y psicológicas*. American Educational Research Association.
- Arnoso, A., Ibabe, I., Arnoso, M. y Elgorriaga, E. (2017). El sexismo como predictor de la violencia de pareja en un contexto multicultural, *Anuario de Psicología Jurídica*, 27(1), 9–20. <https://doi.org/10.1016/j.apj.2017.02.001>
- Benavides, C., Bartolos, L. y Zuñiga, D. (2017). Escala para la evaluación de las Actitudes Machistas (EEAM). *Revista de Investigación Apuntes Científicos Estudiantiles de Psicología*, 1(1), 1-9.
- Bencardino, C. (2019). *Estadística y Muestreo*. Eco ediciones.
- Bonilla-Algovia, E. y Rivas-Rivero, E. (2019). Creencias distorsionadas sobre la violencia contra las mujeres en docentes en formación de Colombia, *Revista Colombiana de Educación*, 77(1), 87-106. <https://doi.org/10.17227/rce.num77-9571>
- Bonilla-Algovia, E., Ibáñez-Carrasco, M. y Carrasco-Carpio, C. (2022). Validez de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA) en Castilla-La Mancha, *Psykhé*, 31(2), 1–12. <http://dx.doi.org/10.7764/psykhe.2021.28041>
- Bonino, L. (1996). La violencia invisible en la pareja [Sesión de conferencia]. En *Jornadas de género en la sociedad actual* (25-45). Valencia. España.
- Brooke, P., Russell, D. y Price, J. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job

- involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73(2), 139–145. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.73.2.139>
- Bustamante, M. (1990). *Actitudes psicosociales frente al machismo de un grupo de mujeres de diferente nivel socioeconómico de la provincia de Cañete-Lima*. (Tesis de pregrado), Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.
- Campo-Arias, A., Herazo, E. y Oviedo, C. (2012). Análisis de factores. fundamentos para la evaluación de instrumentos de medición en salud mental, *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 41(3), 659–671. [https://doi.org/10.1016/s0034-7450\(14\)60036-6](https://doi.org/10.1016/s0034-7450(14)60036-6)
- Cardona, J., Casas-Guerra, L., Constanza-Cañón, S., Castaño-Castrillón, J., Godoy-García, A., Henao-Mendoza, D., Valencia-Valencia, L., Mendoza H. y Valencia, V. (2015). Sexismo y Concepciones de la Violencia de Género contra la mujer en Cuatro Universidades de la ciudad de Manizales, *Archivos de Medicina*, 15(2), 200–219.
- Cartagena Comó Vamos (2021). *Informe de Calidad de Vida*, <http://www.cartagenacomovamos.org/nuevo/wp-content/uploads/2021/11/Encuesta-Mi-Voz-Mi-Ciudad-2021-Fase-1-Cartagena-C%3%B3mo-Vamos.pdf>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2021). *Implicancias de los roles de género en la gobernanza de los recursos naturales en América Latina y el Caribe*, <https://www.cepal.org/es/enfoques/implicancias-roles-genero-la-gobernanza-recursos-naturales-america-latina-caribe>
- Cortada de Kohan, N., Bertoni, A. y Adamovsky, E. (1970). Un estudio experimental sobre el Machismo, *Revista Latinoamericana de Psicología*, 2(1), 31-54.
- De la Cruz-Meza, K. (2019). Sexismo ambivalente y violencia en las relaciones de noviazgo en los adolescentes del distrito de Florencia de Mora, *Revista De investigación De Estudiantes De Psicología*, 8(1), 22–38.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (2022). *Boletín técnico. Gran encuesta de Hogares enero-marzo 2022*, https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech_genero/boletin_GEIH_sexo_ene22_mar22.pdf
- Díaz-Rodríguez, C., Rosas-Rodríguez, M. y González-Ramírez, M. (2010). Escala de Machismo Sexual (EMS-Sexismo-12). diseño y análisis de propiedades psicométricas, *Summa Psicológica UST*, 7(2), 35–44. <https://doi.org/10.18774/448x.2010.7.121>
- Escobedo, M., Hernández, J., Estebané, V. y Martínez, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales. Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados. *Revista ciencia y trabajo*, 18(55), 16-22.
- Essayag, S. (2017). Del compromiso a la acción. Políticas para erradicar la violencia contra las mujeres en América Latina y el Caribe. Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo.
- Expósito, F., Moya, M. y Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología social*, 13(2), 159-169.
- Fernández, R. (2022). *Tasa de desempleo en 2021, por género y región del mundo*. Statista <https://es.statista.com/estadisticas/977605/tasa-mundial-de-paro-por-genero-y-area-geografica/>
- Fernández, R. (2022). *Tasa de empleo en 2022, por género y región del mundo*. Statista <https://es.statista.com/estadisticas/977585/tasa-mundial-de-ocupacion-por-genero-y-area-geografica/>
- Ferrando, P. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Ferrando, P. y Lorenzo-Seva, U. (2018). Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis, *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780. <https://doi.org/10.1177/0013164417719308>
- Ferrando, P., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A. y Muñoz, J. (2022). Decalogue for the Factor Analysis of Test Items. *Psicothema*, 34(1), 7–17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Gallegos-Vázquez, A., Sandoval-Castillo, A. y Espín-Moreno, M. y García-mejía, D. (2020).

- Autoestima y Violencia Psicológica Contra Mujeres Universitarias en sus relaciones de pareja, Enseñanza e Investigación En *Psicología*, 2(1), 139–148.
- Garaigordobil, M. y Aliri, J. (2013). Ambivalent Sexism Inventory: Standardization and normative data in a sample of the Basque Country. *Behavioral Psychology*, 21(1), 173–186.
- Garcés-Estrada, C., Santos-Pérez, A. y Castillo-Collado, L. (2020). Usted, chiquilla, también puede. Reflexiones en torno al sexismo en la universidad en estudiantes de Derecho. *Revista Pedagogía Universitaria y Didáctica del Derecho*, 7(2), 119–142. <https://doi.org/10.5354/0719-5885.2020.57746>
- Giraldo, O. (1972). El machismo como fenómeno psicocultural. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 4(3), 295-309.
- Glick P. y Fiske, S. (1997). Hostile and Benevolent Sexism, *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 119–135. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00104.x>
- Gonçalves, G., Orgambídez-Ramos, A., Giger, J.C., Santos, J. y Gomes, A. (2015). Evidencias de validez de la adaptación portuguesa de la Escala de Sexismo Ambivalente. *Revista de Psicología Social*, 30(1), 152–181. <https://doi.org/10.1080/02134748.2014.991518>
- González-Ortega, J. (2021). Cartagena sigue siendo una ciudad insegura para las mujeres. *El Universal* <https://www.eluniversal.com.co/cartagena/cartagena-sigue-siendo-una-ciudad-insegura-para-las-mujeres-HB5322768>
- Herrera-Salas, D., Mamani-López, V., Arias-Gallegos, W. y Rivera, R. (2019). Análisis psicométrico de la Escala de Machismo Sexual en estudiantes universitarios peruanos y chilenos, *Revista de Psicología*, 28(2), 1–11. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2019.55806>
- Huamán-Meza, J. y Vilela-Carhuatocto, M. (2018). *Propiedades psicométricas de la escala de actitudes hacia el machismo en varones y mujeres de Lima, 2018*. (Tesis de pregrado), Universidad Cesar Vallejo, Trujillo, Perú.
- Huerta-Rosales, R., Santibáñez-Olulo, R., Ramírez-Sáenz, N., Vega-Gonzales, J., Quispe-Gamarra, J., Terrel-Quiquia, S., Gamboa-Peralta, K., Escudero-Nolasco, J., Chumbes-Tellez, G., Gonzales-Huamán, A., Merino Romero, S., Potenciano-Machado, J. y Ortiz-Mogollón, A. (2021). Actitudes hacia el machismo y regulación emocional en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Revista De Investigación En Psicología*, 24(1), 39–54. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v24i1.20099>
- Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. (2022). *Boletín Estadístico Mensual* (abril), https://www.medicinalegal.gov.co/documents/20143/742818/Boletin_abril_2022.pdf
- International Bank for Reconstruction and Development. (2022). *Women, Business, and the Law*. World Data Bank.
- Kaiser, H. (1970). A second-generation little jiffy, *Psychometrika* 35, 401–415 <https://doi.org/10.1007/BF02291817>
- Lanz, S. (1970). Apuntes sobre Machismo en República Dominicana, *Revista Estudios Sociales*, 3(11), 135-156.
- Lara-Cantú, M. (1988). Estereotipos sexuales en una población rural mestiza de México, *Revista Latinoamericana de Psicología*, 22(1), 51-64.
- Lau, M., Rodríguez, B., Ponce, F., Yáñez-Cárdenas, A. y Mendoza-Babilón, M. (2019). *Métodos de Investigación Cuantitativa*. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Lipovetsky, G. (1999). *La tercera mujer*. Anagrama.
- López-Silva, F., Barbosa, L., Gouvei, V., Viana, D. y Amorim, A. (2020). Escala de Machismo Sexual. Evidências Psicométricas em Contexto Brasileiro, *Revista Avaliação Psicológica*, 19(4), 420–429. <https://doi.org/10.15689/ap.2020.1904.15892.08>
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2006). Factor. A computer program to fit the exploratory factor analysis model, *Behavior Research Methods* 38, 88–91 <https://doi.org/10.3758/BF03192753>
- Martínez-Gómez, A., Guerrero-Rodríguez, S. y Rey-Anaconda, C. (2012). Evaluación de la validez

- de constructo y la confiabilidad del inventario de masculinidad y femineidad en adolescentes y adultos jóvenes colombianos, *Avances en Psicología Latinoamericana*, 30(1), 170-181.
- Mena-Roa, M. (2022). *Los países con más mujeres inventoras*. Statista <https://es.statista.com/grafico/26826/paises-con-el-mayor-porcentaje-de-mujeres-inventoras-nombradas-en-las-solicitudes-internacionales-de-patente/>
- Mirandé, A. (1979). A Reinterpretation of Male Dominance in the Chicano Family, *The Family Coordinator*, 28(4), 473-479. <https://doi.org/10.2307/583507>
- Montero, I. y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847- 862.
- Mora, O., Mathiesen, M. y Castro, M. (1999). El Machismo en los Estudiantes de la Universidad de Concepción, Chile. *Revista de Servicio Social*, 1(2), 1-8.
- Moreno, G. (2019). Entre los países con más mujeres en empresas de alta tecnología, España. *Statista* <https://es.statista.com/grafico/16954/mujeres-cientificas-e-ingenieras-en-sectores-de-alta-tecnologia-en-2017-en-la-ue/>
- Moya, M. y Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses. neosexismo en varones españoles. *Psicothema*, 13(4), 643-649.
- Moya, M., Páez, D., Glick, P., Fernández-Sedano, I. y Poeschl, G. (2001). Sexismo, masculinidad-feminidad y factores culturales. *Revista Española de Motivación y Emoción*, 4(8-9), 127-142.
- Mulaik, S. (1972). *The foundations of factor analysis*. McGraw-Hill.
- Muthén, B. (1993). Goodness of Fit with Categorical and Other Non-Normal Variables, en *Testing Structural Equation Models Sage Publications*, 205-243.
- Naciones Unidas. (1979). *Convención sobre la eliminación de todas las formas de discriminación contra la mujer*. Departamento de información pública.
- Naciones Unidas. (1986). *Report of the World Conference to review and appraise the achievements of the United Nations decade For Women. Equality, Development and Peace*. United Nations Publication.
- Nieves-Rico, M. (1996). *Violencia de género. un problema de derechos humanos*. Comisión económica para América Latina y el Caribe.
- Norman, G. y Streiner, D. (2014). *Biostatistics. The Bare Essentials*. People's Medical Publishing House.
- Oviedo, C. y Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso Coeficiente Alfa de Cronbach, *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://doi.org/10.1590/S1135-57272002000200001>
- Pasquali, M. (2021). *¿Ganan más los hombres que las mujeres en Latinoamérica?* <https://es.statista.com/grafico/21040/brecha-salarial-de-genero-en-america-latina/>
- Pasquali, M. (2021). *¿Qué países latinoamericanos tienen más investigadoras?* *Statista* <https://es.statista.com/grafico/24169/porcentaje-de-mujeres-investigadoras-en-latinoamerica/>
- Pasquali, M. (2020). *¿En qué países hay más mujeres que se dedican a emprender?* *Statista* <https://es.statista.com/grafico/24169/porcentaje-de-mujeres-investigadoras-en-latinoamerica/>
- Pasquali, M. (2022). *¿Qué países garantizan una licencia de maternidad remunerada?* *Statista* <https://es.statista.com/grafico/27370/duracion-de-la-licencia-de-maternidad-remunerada/>
- Recio, P., Cuadrado, I., y Ramos, E. (2007). Propiedades psicométricas de la Escala de Detección de Sexismo en Adolescentes (DSA), *Psicothema*, 19(3), 522-528.
- Resolución 8430. (1993). [Ministerio de Salud]. Por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud. 4 de octubre de 1993.
- Rey-Anacona, C. (2008). Habilidades prosociales, rasgos de personalidad de género y aceptación de la violencia hacia la mujer, en adolescentes que han presenciado violencia entre sus padres. *Acta Colombiana de Psicología*, 11(1), 107-118.

- Rey-Anaconda, C. (2015). Variables asociadas a los malos tratos en el noviazgo en adolescentes y adultos jóvenes, *Acta Colombiana de Psicología*, 18(1), 159–171. <https://doi.org/10.14718/ACP.2015.18.1.15>
- Reyes-Solano, F. y Castaños-Cervantes, S. (2021). Sexismo Ambivalente como Correlato y Predictor de la Agresión Psicológica, *Revista Lasallista de Investigación*, 18(1), 280–293.
- Rojas-Torres, L. (2020). Robustez de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio a los valores extremos. *Revista de matemática: teoría y aplicaciones*, 27(2), 383-404.
- Sánchez, L. (2019). *Mujeres jóvenes en Colombia, las menos machistas*. Universidad de los Andes Press <https://uniandes.edu.co/es/noticias/gobierno-y-politica/mujeres-jovenes-en-colombia-las-menos-machistas>
- Stevens, E. (1973). Machismo and Marianismo. *Society* 10, 57–63 <https://doi.org/10.1007/BF02695282>
- Stockemer, D. (2019). *Quantitative Methods for the Social Sciences*. Springer
- Urbistondo, V. (1978). *El machismo en la narrativa Hispanoamericana*. Instituto de Investigaciones Lingüístico-Literarias. Universidad de Xalapa.
- Uresti-Maldonado, K., Orozco-Ramirez, L., Ibarra-Sagarduy, J. y Espinosa-Muñoz, M. (2017). Percepción del machismo, rasgos de expresividad y estrategias de afrontamiento al estrés en hombres adultos del noreste de México, *Acta Universitaria*, 27(4), 59–68. <https://doi.org/10.15174/au.2017.1273>
- Vázquez-Miraz, P., Reyes, M., Quintana, C. y Socha, M. (2022). Ideología de roles sexuales de estudiantes en una facultad de ingeniería colombiana. *Masculinities and Social Change*, 11(1), 1–25. <https://doi.org/10.17583/mcs.2022.8345>
- World Economic Forum. (2021). *Global gender gap report*. World Bank.

Apéndice

Escala de Machismo Sexual- Versión Reducida (EMS-12-R)

A continuación, encontrará una serie de afirmaciones hacia las cuales usted podrá manifestar su grado de acuerdo o desacuerdo. Marque con una X la respuesta con la cual se sienta más identificado(a). No hay respuestas buenas o malas, por lo cual puede responder utilizando las siguientes opciones:

N°	Ítems	1	2	3	4	5
1	Que un hombre casado o con pareja estable tenga relaciones sexuales con prostitutas					
2	Una mujer debe aceptar las infidelidades de su pareja					
3	El hombre necesita tener varias parejas sexuales					
4	Sin importar la situación o el estado de ánimo, la mujer debe tener relaciones sexuales cuando su pareja quiera tenerlas					
5	Que un hombre tenga varias parejas sexuales al mismo tiempo					
6	Que sea la mujer quien se encargue de cuidarse para la relación sexual					
7	El hombre debe hacer que su hijo hombre inicie su vida sexual					

OBSERVACIONES:

La escala de Machismo Sexual- Versión Reducida (EMS-12-R) quedo conformada por siete ítems del instrumento original (5,6,7,8,9,10 y 12) los cuales corresponden a un único factor. Las opciones de respuesta se valoran de la siguiente manera:

1 = Muy en desacuerdo

2 = En desacuerdo

3 = Sin opinión

4 = De acuerdo

5 = Muy de acuerdo