



Revista de Psicología

ISSN: 0716-8039

ISSN: 0719-0581

Universidad de Chile. Facultad de Ciencias Sociales

Herrera Salas, Dayana; Mamani López, Viviana; Arias Gallegos, Walter L.; Rivera, Renzo
Análisis psicométrico de la Escala de Machismo Sexual en estudiantes universitarios peruanos y chilenos
Revista de Psicología, vol. 28, núm. 2, 2019, Julio-Diciembre, pp. 64-74
Universidad de Chile. Facultad de Ciencias Sociales

DOI: <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2019.55806>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=26464301006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UAEH
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Análisis psicométrico de la Escala de Machismo Sexual en estudiantes universitarios peruanos y chilenos **Psychometrical Analysis of the Sexual Machism Scale in Peruvian and Chilean University Students**

Dayana Herrera Salas, Viviana Mamani López, Walter L. Arias Gallegos, & Renzo Rivera
Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú

En este estudio analizamos las propiedades psicométricas de la Escala de Machismo Sexual, en una muestra de estudiantes universitarios chilenos y una muestra de estudiantes universitarios peruanos. La muestra estuvo conformada por 303 estudiantes hombres de dos universidades privadas de una ciudad de provincia de ambos países. Se aplicó la Escala de Machismo Sexual de Díaz Rodríguez et al. (2010) que consta de 12 ítems y fue construida y validada originalmente en México. Los valores psicométricos indican que la prueba presenta una estructura unidimensional calculada mediante análisis factorial confirmatorio y niveles adecuados de confiabilidad solo para la muestra chilena. Aunque no se confirmó el modelo estructural de la prueba original, dado que se tuvo que eliminar un ítem.

Palabras clave: machismo, psicometría, peruanos, chilenos.

In this study we analyze the psychometrical properties of the Sexual Machism Scale in a sample of Chilean university students and a sample of Peruvian university students. The sample was conformed by 303 male students from two private universities located in province cities in each of both countries. We applied the 12 items Sexual Machism Scale by Díaz Rodríguez et al. (2010), that was designed and validated in Mexico. The psychometric values indicate that the test has a one-dimensional structure calculated by confirmatory factor analysis and adequate levels of reliability only for the Chilean sample. The original test structural model is not confirmed, since an item had to be removed.

Keywords: machism, psychometrics, Peruvian, Chilean.

Contacto: W. L. Arias Gallegos. Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú. Correo electrónico: warias@ucsp.edu.pe

Cómo citar: Herrera Salas, D., Mamani López, V., Arias Gallegos, W. L., & Rivera, R. (2019). Análisis psicométrico de la Escala de Machismo Sexual en estudiantes universitarios peruanos y chilenos. *Revista de Psicología*, 28(2), 1-11.
<http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2019.55806>

Introducción

El machismo engloba un conjunto de creencias, actitudes y conductas, que suponen la superioridad del hombre con respecto a la mujer en diversos aspectos de la convivencia humana (Barberá & Martínez Benlloch, 2004), por tanto, podría considerarse como una forma de sexismo (Moya & Expósito, 2001). Asimismo, el sexismo como una forma de prejuicio comenzó a ser estudiado a partir de la obra de Gordon Allport (1954) durante la primera mitad del siglo XX, pero, como una manifestación cultural, ha estado presente desde el comienzo de la civilización y la conformación de los primeros grupos humanos, donde se fueron designando los roles sociales en función del sexo; alcanzó su máxima expresión durante la edad media, cuando las concepciones de la debilidad y la inferioridad femenina se mezclaron con las creencias religiosas (Bosch Fiol, Manassero Mas, & Ferrer, 1992).

En ese sentido, como fenómeno social, el machismo ha sido defendido a lo largo de la historia apelando a argumentaciones biológicas (e.g., menor fuerza física de la mujer, dimensiones más reducidas del cerebro femenino, etc.), sociales (e.g., menor capacidad de trabajo y poder adquisitivo, estatus social, etc.), religiosas (e.g., proclividad hacia el pecado, carencia de virtudes, etc.) y psicológicas (e.g., menor capacidad intelectual, mayor tendencia a la enfermedad mental, etc.). En la actualidad, estas o bien han sido desmentidas, o bien son explicadas por la desigualdad de oportunidades de desarrollo a las que acceden hombres y mujeres, en desmedro de las segundas.

Actualmente, el machismo es entendido dentro de un continuo de masculinidad-feminidad, en cuyos extremos se ubican el machismo y el feminismo, respectivamente; y aluden a los roles sexuales que son asignados socialmente, dentro de un determinado contexto histórico y cultural (Yang & Merrill, 2017); condicionando modos de ser, pensar y sentir (Moya, Poeschl, Glick, Páez, & Fernández Sedano, 2005). Asimismo, las investigaciones sobre la masculinidad y la feminidad indican que, mientras más polarizados son los roles sexuales, la salud mental y el bienestar psicológico disminuyen (Bukowski, Panarello, & Santo, 2017; Díaz Loving, Rivera Aragón, & Velasco Matus, 2012; Pauletti, Menon, Cooper, Aults, & Perry, 2017). Por tanto, lo más recomendable es que los roles sexuales se expresen de manera moderada y

sin que medien los prejuicios. En ese sentido, el constructo de androginia de Sandra Bem (1981) ha sido sumamente importante, porque refiere una posición despolarizada de los roles sexuales, independientemente de la identidad sexual. Además, los estudios han revelado que las personas andróginas suelen ser más inteligentes que las personas machistas o feministas, y tienen menos problemas de salud mental, son más exitosas y productivas, y llevan una vida familiar y social más armoniosa (Aguñiga, Sebastián, & Moreno, 1987). En tanto, las personas con mayores prejuicios frente al sexo tienden a ser más machistas o feministas y viven su identidad de género de manera más polarizada (Mehta, Hojjat, Smith, & Ayotte, 2017).

En tal sentido, el machismo se ha asociado con diversas conductas de riesgo como la falta de uso de preservativo durante las relaciones sexuales (Sánchez Medina, Enríquez Negrete, & Rosales Piña, 2019) o el consumo excesivo o patológico del alcohol (Barberá & Martínez Benlloch, 2004), así como con conductas agresivas o actos delictivos, tales como violencia en las relaciones de pareja (Duarte, Gómez, & Carrillo, 2010) o abuso sexual (Espinoza Ornelas, Moya, & Willis, 2015). Un mecanismo explicativo de estas conductas se relaciona con una mayor cantidad de testosterona en los hombres, que suele ser liberada en ciertos momentos del curso del desarrollo psicobiológico y que se asocia con el incremento de la agresividad y el deseo sexual (Arias Gallegos, 2013). Sin embargo, los factores socioculturales, mediados por la crianza, los modelos parentales, la dinámica familiar y el contexto social inmediato, tienen mayor peso explicativo sobre los casos mencionados (Moya, Páez, Glick, Fernández Sedano, & Poeschl, 2001).

Tanto la masculinidad como el machismo se expresan con una gran variedad de matices y dentro de un espectro conductual sumamente variable; que depende, a su vez, de diversos aspectos socioculturales. Por ejemplo, la masculinidad y la feminidad se solapan en cuanto a su instrumentalidad y su expresividad, es decir, como “medio para” ganar un beneficio o como “medio de” expresión, respectivamente (Fernández, Quiroga, del Olmo, & Rodríguez, 2007). En ese sentido, se ha reportado que una feminidad negativa es más nociva para la salud mental que una masculinidad negativa, es decir, que la feminidad, en tanto instrumentalidad y expresividad negativa se asocia más con

los trastornos mentales que la masculinidad (Díaz Loving et al., 2012). También se ha visto que el nivel socioeconómico del que provienen los hombres determina la expresión de su masculinidad, de modo que, como indica Villa (2015), los hombres de sectores económicamente altos de Lima (ciudad capital de Perú) tienen hábitos y costumbres estéticas, que son percibidas como afeminadas por hombres de nivel socioeconómico bajo, pero no por aquellos que pertenecen a su mismo entorno social.

Otro ejemplo se relaciona con la atención médica o la búsqueda de consejo especializado en el campo de la salud, por cuanto las personas con roles sexuales polarizados raramente concurren a psicoterapia (Gilbert, 1999), o, en otro sentido, las personas con mayor capacidad para resolver sus conflictos intra o interpersonales son las menos sexistas (Pradas Cañete & Perles Novas, 2012). También se evidencian diferencias en las relaciones de pareja, pues los hombres con una masculinidad marcada suelen tener más conflictos de pareja, son manipuladores, ejercen el control de la pareja, son infieles y más celosos (Díaz-Loving & Rivera Aragón, 2010). En Perú, los estudios sobre celos e infidelidad en la pareja señalan, por ejemplo, que los hombres podrían admitir una infidelidad emocional, pero no que su pareja tuviera relaciones sexuales con otro hombre; mientras que en las mujeres ocurre lo contrario: podrían perdonar una infidelidad sexual, pero no una de tipo emocional (Apaza & Roberts, 2006). Otros estudios en el país también han reportado que los hombres suelen tener más actitudes homofóbicas que las mujeres, sobre todo cuando se trata de homosexualidad masculina, siendo más permisivos frente a la homosexualidad femenina (Caycho Rodríguez, 2010; Portilla & Vilches, 2007).

La masculinidad también varía en función de la cultura en que vive inmersa la persona. En el estudio de Luna (2011) con hombres guatemaltecos, se encontró que asumen patrones machistas explícitos a partir del modelaje que reciben de sus padres. En tanto, en Venezuela, el machismo se vivencia de manera más encubierta en los hombres, y las mujeres tienen una participación más activa y una mayor autonomía sexual, que deriva en una crisis de la masculinidad (Bermúdez & Trías, 2015). En ese sentido, en México, el estudio de la psicología del mexicano iniciado por Rogelio Díaz-Guerrero (2017) hace aproximadamente 50 años, da cuenta

de cómo las mujeres mexicanas han cambiado rasgos característicos que definían su manera de ser, tales como abnegación, virginidad y obediencia. En Perú, Reynaldo Alarcón (2017) ha reportado resultados similares en muestras de universitarios capitalinos. Por ello, Bastías Paredes, Núñez Vidal, Avendaño Alarcón, y Estrada Goic (2013) hablan de un neosexismo femenino que supone un cambio en los roles sexuales tradicionales de la mujer de forma global. Para el caso de los hombres, también podría decirse que la masculinidad se está reformulando, pues son cada vez más los hombres andróginos y menos los machistas (Moya & Expósito, 2001).

Otros autores afirman que el machismo se expresa de forma encubierta a través de micromachismos, o sea, formas muy específicas de machismo, en contraposición a un machismo como actitud general frente al sexo opuesto (Díaz Rodríguez, Rosas Rodríguez, & González Ramírez, 2010), y otros señalan que el machismo, como una forma de sexismo, podría expresarse de manera ambivalente, a través del sexismo hostil y el sexismo benévolo (Glick & Fiske, 1996). El primero sería un sexismo tradicional que menosprecia lo femenino y ataca a la mujer; el segundo, en cambio, es un sexismo que protege a la mujer, pero que se sustenta en la premisa de la inferioridad femenina (Rodríguez Castro, Lameiras Fernández, Carrera Fernández, & Faílde Garrido, 2009). Este tema está siendo estudiado de manera profusa en diversos países (Cruz Torres, Zempoaltecatl Alonso, & Correa Romero, 2005; Lemus, Castillo, Moya, Padilla, & Ryan, 2008), dado que el sexismo ambivalente se encuentra fuertemente asociado con expresiones de ira (Garaigordobil, 2015), conductas agresivas (Hamel, 2009; Rojas-Solís, 2013), ofensas sexuales contra la mujer (Espinoza Ornelas, 2015) y estereotipos negativos acerca de lo femenino (Etchezahar & Ungaretti, 2014).

En el Perú, y más específicamente, en Arequipa, el sexismo es un tema que está siendo recientemente investigado (Chino & Zegarra-Valdivia, 2015; Fernández, Arias Gallegos, & Alvarado, 2017), ya que todavía se encuentra presente, como en otros países de la región, en la política (Rottenbacher de Rojas, 2010), en el trabajo (Limón González & Rocha Sánchez, 2011) y en los medios de comunicación (Velandia-Morales & Rincón,

2014). Por otro lado, estos neosexismos están también generando que las mujeres se masculinicen (Díaz Loving et al., 2012), de ahí que las cifras de violencia doméstica (Archer, 2000) o de violencia durante el noviazgo (Arias, Fernández, & Alvarado, 2017) perpetradas por mujeres, vayan en aumento. Sin embargo, siguen siendo predominantes las agresiones del hombre para con la mujer (Moral & López, 2011).

En Chile, por ejemplo, el 25% de mujeres son víctimas de violencia física y el 34% de violencia psicológica (Valdivia-Peralta, Sanhueza-Morales, González-Bravo, & Quiroga-Dubornais, 2016); mientras que en Perú, aproximadamente 37% de mujeres son víctimas de violencia (Arias Gallegos, Galagarza Pérez, Rivera, & Ceballos Canaza, 2017), siendo los factores de riesgo el consumo de alcohol por parte de la pareja, haber sido víctima de violencia en sus relaciones previas, haber sido testigo de violencia intrafamiliar y la dependencia económica para con el hombre (Castro, Cerellino, & Rivera, 2017). Estos factores están íntimamente ligados con el machismo, por lo que su evaluación constituye un problema de gran relevancia, pues se encuentra vinculado con una gran variedad de fenómenos como la infidelidad, los celos, la salud sexual y reproductiva, el consumo de alcohol y de drogas ilegales, la violencia de pareja y la violencia en general, etc. En ese sentido, es conveniente contar con instrumentos validados que estudien el machismo y otras variables asociadas.

Lamentablemente, ni Perú ni en Chile se cuenta con pruebas que evalúen el machismo, por ello, en el presente estudio se realiza un análisis psicométrico de la Escala de Machismo Sexual de 12 ítems que fue elaborada en México y validada por Díaz Rodríguez et al. (2010) en una muestra de 79 personas. Para el presente estudio, se presentan las propiedades psicométricas en dos muestras independientes de estudiantes universitarios, una de estudiantes peruanos y otra de estudiantes chilenos; se trata por tanto de una investigación instrumental (Ato, López-García, & Benavente, 2013).

Método

Muestra

La muestra estuvo conformada por 303 estudiantes universitarios de sexo masculino, 150 peruanos cuyas edades fluctuaron entre los 18 y 27

años ($M = 21,4$; $DE = 1,7$). El 97,3% de ellos estaba soltero; mientras que el 2,7% restante era casado o conviviente. Además de 153 estudiantes chilenos cuyas edades fluctuaron entre los 18 y 37 años ($M = 21$; $DE = 2,77$). El 93,5% de ellos estaba soltero; mientras que el 5,2% restante era conviviente y el 1,3% estaba casado. La muestra fue seleccionada de manera no probabilística mediante la técnica de muestreo por cuotas de dos universidades privadas, una peruana y otra chilena, ubicadas en las provincias de Arequipa y de Iquique, respectivamente.

Instrumentos

Se aplicó la Escala de Machismo Sexual (ESM Sexismo-12) de 12 ítems elaborada originalmente por Castañeda en México a partir de un banco de 24 ítems que fue reducida a 12 debido a que se obtuvieron valores inadecuados en el proceso de factorización. Esta versión de 12 ítems ha sido validada por Díaz Rodríguez et al. (2010) en una muestra de estudiantes universitarios, hombres y mujeres, con la finalidad de evaluar el machismo sexual. La escala tiene una escala de respuesta tipo Likert con alternativas de *Totalmente en desacuerdo* (1), *En desacuerdo* (2), *Sin opinión* (3), *De acuerdo* (4) y *Totalmente de acuerdo* (5). Puede ser aplicada a hombres y mujeres mayores de edad y cuenta con índices de validez adecuados calculados mediante análisis factorial confirmatorio con buenos índices de bondad de ajuste ($\chi^2_{(54)} = 78,380$; $p = ,017$; $\chi^2/gl = 1,451$; CFI = ,936; TLI = ,922; RMSEA = ,076) y una estructura unidimensional. Las correlaciones ítem test fueron todas fuertes y significativas, mientras que la confiabilidad fue calculada mediante el método de consistencia interna con la prueba Alfa de Cronbach, obteniendo un coeficiente de 0,91 en la muestra de validación (Díaz Rodríguez et al., 2010) y 0,92 en una muestra de 565 participantes (Díaz & González, 2012), lo cual que sugiere que la escala es confiable.

Procedimiento

Los datos se recogieron en las puertas de ingreso y salida de las instituciones seleccionadas. Al momento de la aplicación de la escala, que tomó no más de cinco minutos por persona, se explicaron los fines del estudio, se apeló a la sinceridad en las respuestas de los participantes y firmaron el consentimiento informado, aceptando colaborar

voluntariamente con el estudio. Los datos fueron recogidos entre los meses de marzo y julio del año 2019. El proyecto de este estudio fue aprobado por el Comité de Ética de Investigación del Departamento de Psicología de la Universidad Católica San Pablo.

Análisis de datos

Primeramente, analizamos los estadísticos descriptivos univariados de los ítems: media, desviación estándar, asimetría, curtosis y la normalidad multivariada por medio del coeficiente de Mardia, para cada una de las muestras. Asimismo, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la finalidad de comprobar si la estructura factorial de la Escala de Machismo Sexual (Sexismo) se repetía tanto en Chile como en Perú.

Respecto a la evaluación del ajuste del modelo, se utilizaron los siguientes criterios: el χ^2 de bondad de ajuste, $RMSEA \leq ,06$, $SRMR \leq ,08$ los cuales son considerados adecuados, además de CFI y TLI para los cuales valores por encima de ,95 son aceptables (Hu & Bentler, 1999). Para el procesamiento se utilizó el software R versión 3.5.2 (R Core Team, 2018), concretamente los paquetes lavaan versión 0.5-23.1097 (Rosseel, 2012), psych versión 1.8.12 (Revelle, 2018) y semPlot versión 1.1.2 (Epskamp, 2019). Además, estimamos la fiabilidad de los test por medio de los coeficientes α

de Cronbach y ω de McDonald; para ello utilizamos el software JASP versión 0.10.2 (JASP Team, 2018).

Resultados

En la tabla 1, se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems, evidenciando que la asimetría y el exceso de curtosis estuvieron mayormente dentro del intervalo $[-1; 1]$ en la muestra peruana, lo que evidencia la normalidad univariada. Por el contrario, en la muestra chilena la mayoría de los ítems estuvieron mayormente fuera de dicho intervalo, lo cual indica que la mayoría no presenta una distribución normal (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). En ambas muestras el coeficiente de Mardia es mayor a 70, lo que indica que los ítems no siguen una distribución normal multivariada (Muthén & Kaplan, 1985). Teniendo en cuenta, además, que la forma de respuesta de la Escala de Machismo Sexual es una escala Likert de cinco puntos, se decidió por el método de estimación de mínimos cuadrados diagonalmente ponderados robustos (DWLS), el cual fue propuesto por Muthén (1993) para el análisis de ítems categóricos sobre la base de correlaciones policóricas. Dicho método de estimación ha mostrado ser eficaz en muestras pequeñas y con distribuciones no normales (Rhemtulla, Brosseau-Laird, & Savalei, 2012).

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de los ítems de la Escala de Machismo Sexual

Peruanos ($n = 150$)					Chilenos ($n = 153$)				
Ítems	Media	D.E.	g1	g2	Ítems	Media	D.E.	g1	g2
Ítem 1	2,24	1,202	0,721	-0,318	Ítem 1	1,73	1,002	1,129	0,456
Ítem 2	2,35	1,075	0,533	-0,286	Ítem 2	2,71	1,228	-0,059	-1,102
Ítem 3	2,04	1,111	1,0549	0,454	Ítem 3	1,64	,840	0,961	-0,313
Ítem 4	2,67	1,223	0,136	-0,927	Ítem 4	2,50	1,125	0,258	-0,559
Ítem 5	1,81	1,077	1,388	1,293	Ítem 5	1,46	,786	1,536	1,179
Ítem 6	1,65	1,024	1,737	2,421	Ítem 6	1,31	,599	1,986	3,506
Ítem 7	2,05	1,200	0,968	-0,057	Ítem 7	1,75	1,059	1,282	0,792
Ítem 8	1,89	1,027	1,094	0,513	Ítem 8	1,72	,996	1,394	1,300
Ítem 9	1,95	1,067	0,844	-0,315	Ítem 9	1,54	,770	1,365	1,205
Ítem 10	2,09	1,217	0,925	-0,214	Ítem 10	1,90	1,040	1,062	0,504
Ítem 11	2,93	1,069	-0,186	-0,187	Ítem 11	2,87	1,056	-0,143	-0,180
Ítem 12	2,32	1,125	0,485	-0,539	Ítem 12	2,14	,939	0,059	-1,273
Mardia	208,34 ($p < ,001$)					199,35 ($p < ,001$)			

Nota: M = media; D. E. = desviación estándar; g1 = asimetría; g2 = curtosis.

Al realizar el AFC en la muestra peruana no se encontraron adecuados índices de bondad de ajuste ($\chi^2_{(54)} = 189,25$; CFI = ,919; TLI = ,901; RMSEA

= ,130; 90% IC [,110; ,150]; SRMR = ,079). Al analizar los índices de modificación se halló que al

correlacionar los errores de los ítems 1 y 3, los índices de ajuste del modelo mejoraron (tabla 2). Sin embargo, no todos los índices de ajuste son adecuados (CFI y $TLI < ,95$; $RMSEA > ,06$), lo cual nos indica que la escala en población peruana no presenta una especificación adecuada.

Para el caso de la muestra chilena, se presentó el mismo problema de no especificación del modelo inicial que en el caso peruano ($\chi^2_{(54)} = 144,96$; $CFI = ,933$; $TLI = ,918$; $RMSEA = ,105$; 90% IC $[,085; ,126]$; $SRMR = ,091$). Por ello se tuvo que eliminar

el ítem 2 “Que un hombre tenga hijos fuera del matrimonio” por presentar una baja carga factorial ($\lambda = ,188$). Además, los índices de modificación sugirieron que los errores de los ítems 1 y 3 debían de correlacionarse, lo cual mejoró notablemente los índices de ajuste. Solamente el $RMSEA$ fue ligeramente superior al punto de corte esperado ($> ,06$), por lo que nos indica que la ESM, ahora con 11 ítems, se adapta a la población de estudiantes chilenos.

Tabla 2

Estadísticos de bondad de ajuste de la Escala de Machismo Sexual

Modelo	χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR
Modelo Chile	94,50 (43)***	,962	,951	,061 [,030; ,088]	,078
Modelo Perú	137,33 (53)***	,949	,937	,061 [,033; ,086]	,069

Nota: *** $p < ,001$; χ^2 = Chi cuadrado; gl = grados de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker Lewis; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC = intervalos de confianza; SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media.

En la figura 1, se pueden observar las cargas factoriales de la ESM tanto en la población peruana como en la chilena. Si bien en esta última no se logró replicar la estructura factorial propuesta por

Díaz Rodríguez et al. (2010), la escala muestra evidencias de validez, además de una buena confiabilidad ($\alpha = ,807$; $\omega = ,828$).

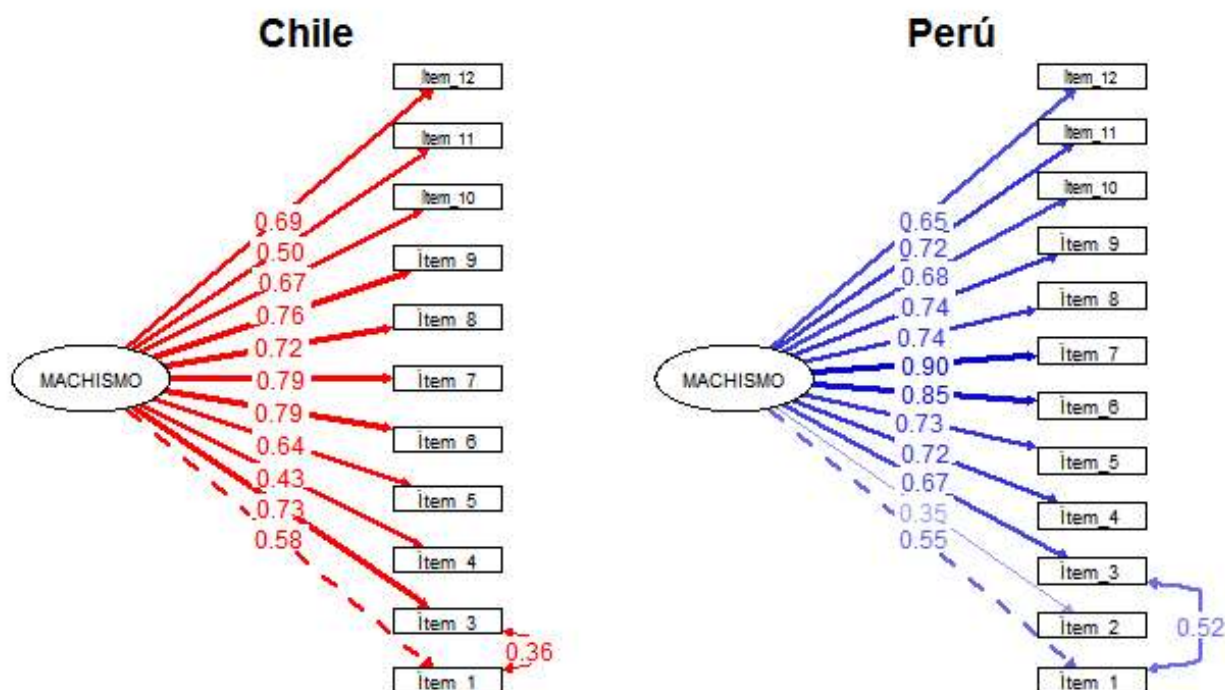


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Machismo Sexual en las muestras de estudiantes chilenos y peruanos.

En la tabla 3 se presentan los baremos tanto para la muestra chilena, basados en percentiles, así como

las principales medidas de tendencia central y de dispersión.

Tabla 3
Baremos de la Escala de Machismo Sexual en Chile

	ESM
Media	20,54
Mediana	20,00
Desviación estándar	6,258
Asimetría	0,487
Curtosis	0,196
Bajo	11 a 16
Medio	17 a 23
Alto	≥ 25

Discusión

En el presente estudio se analizaron las propiedades psicométricas de la Escala de Machismo Sexual (EMS Sexismo-12) de Díaz Rodríguez et al. (2010) en dos muestras de estudiantes universitarios: una proveniente de una universidad privada de la ciudad de Arequipa en Perú, y otra de una universidad privada de la ciudad de Iquique en Chile. Para ello se calculó validez de constructo mediante el análisis factorial confirmatorio y la confiabilidad mediante las pruebas Alfa de Cronbach y Omega de McDonald.

Los resultados sugieren que la prueba es válida y confiable, presentando una estructura factorial unidimensional y adecuados índices de confiabilidad solo para la muestra chilena. En dicha muestra se tuvo que eliminar el ítem 2 por obtener una saturación inferior a 0,3, por lo que el propuesto por Díaz Rodríguez et al. (2010) no es confirmado. Si bien el hecho de que la ESM no haya sido válida en la muestra peruana, podría explicarse por una falta de consistencia o de seriedad para el llenado de los instrumentos por parte de los participantes; también podría estar evidenciando diferencias culturales en cuanto al sexismo.

Por otro lado, los estudios psicométricos sobre el machismo se desarrollan sobre modelos teóricos diferentes a los que plantean Díaz Rodríguez et al. (2010), que aluden a las teorías sobre el sexismo, mientras que, por ejemplo, Arciniega, Anderson, Tovar-Blank, & Tracey (2008) contraponen el machismo a la caballeridad; y Benavides, Campos Bartolo, y Zúñiga Medina (2015) diferencian entre un machismo sexual, social y familiar, como un

constructo multidimensional. Estas concepciones diferentes sobre el machismo, y el que la EMS-12 se centre en el machismo exclusivamente sexual, podría tener repercusiones en las respuestas emitidas por los participantes de las muestras peruanas y chilenas, ya que podría solaparse el constructo con un componente de índole moral, como ha sido reportado por Alladio, Morán, y Olaz (2017), quienes realizaron la validación de una escala de actitudes hacia la violación en estudiantes argentinos. En ese sentido, se debe tener en cuenta también que, los temas sexuales son muchas veces considerados una parte íntima de la persona, y que cuesta comentarlos o compartirlos con terceros (Crooks & Baur, 2010).

Ya en el terreno de la conducta sexual y del machismo, podemos colegir diversas explicaciones para los resultados obtenidos, que recaen sobre las vivencias y las concepciones sobre la sexualidad que tienen los hombres tanto en Chile como en Perú. En tal sentido, algunos estudios en Chile señalan que las mujeres se encuentran más empoderadas socialmente, tanto a nivel familiar como laboral, lo que las lleva, en muchos casos, a prescindir de la figura del hombre. Por ejemplo, Salvo Agoglia y González Torralbo (2015) indican que cada vez más mujeres chilenas optan por tener hijos a través de donantes y no de la manera tradicional, que implica constituir una familia. Esto podría derivar, como han señalado Bermúdez y Trías (2015), en una crisis de la masculinidad que tendría efectos directos e indirectos en el machismo. Por otro lado, en Perú, Federico León (2012) ha postulado una teoría psicobiogeográfica de la fertilidad femenina que plantea que en las mujeres

que viven más cerca de los trópicos la radiación ultravioleta genera más vitamina D en su organismo, y por tanto se torna más dispuesta sexualmente, asumiendo una postura más sumisa frente al hombre. Al contrario, cuando las mujeres viven más alejadas de los trópicos se tornarían más dominantes y menos dispuestas a someterse al hombre. Esto también podría tener efectos en la expresión de la masculinidad del hombre y del machismo.

Para el caso de Chile y Perú, podemos suponer que la ubicación geográfica de ambos países y los patrones de conducta que hemos descrito son consistentes con los resultados psicométricos, pues, por ejemplo, el ítem eliminado (2) en la muestra chilena revela una mayor aceptación a que los hombres tengan hijos fuera del matrimonio, ya que no formaría parte del constructo machismo sexual. Asimismo, la falta de indicadores de bondad de ajuste en la muestra peruana son reflejo de falta de especificación del constructo machismo, lo que podría sugerir que o bien el machismo no está bien delimitado culturalmente en Perú, debido a la gran cantidad razas, estratos sociales y por ende de ascendencias familiares de las que proviene la población, o que esta falta de especificación implica una concepción que va más allá de la definición clásica de machismo, y que expresa formas encubiertas que terminan distorsionando el alcance conceptual del constructo. Como fuere, los resultados para la muestra peruana fueron inesperados, pero están basados en datos que provienen de la realidad.

Es, por tanto, necesario realizar más investigaciones sobre las propiedades psicométricas de la EMS-12, que superen algunas limitaciones de la presente investigación, como son el tamaño de la muestra, el tipo de muestreo no probabilístico y la falta de inclusión de mujeres en el proceso de selección para valorar si la concepción de machismo que tienen las mujeres se relaciona o afecta la concepción de machismo que tienen los hombres. También sería importante realizar estudios de invarianza o de validez convergente, divergente y discriminante, con relación a otros constructos relacionados, tales como violencia de pareja, celos, infidelidad, homofobia, etc.

En conclusión, podemos decir que la Escala de Machismo Sexual (EMS-11) es válida y confiable solo para estudiantes universitarios chilenos. Este estudio podría generar mayor interés por el estudio

del machismo en ambos países, así como su relación con otras variables que hemos mencionado. También podría servir para alentar el uso de esta escala en contextos clínicos, familiares y sociales.

Referencias

- Aguñiga, C., Sebastián, J., & Moreno, B. (1987). La androginia y el ajuste de pareja. *Estudios de Psicología*, 8(32), 31-44.
<https://doi.org/10.1080/02109395.1987.10821505>
- Alarcón, R. (2017). *Psicología de los peruanos en el tiempo y la historia*. Lima, Perú: Universidad Ricardo Palma.
- Alladio, Y., Morán, V., & Olaz, F. (2017). Validación de la Escala de Actitud Favorable hacia la Violación. *Revista de Psicología*, 35(1), 225-255.
<https://doi.org/10.18800/psico.201701.008>
- Allport, G. W. (1954). *La naturaleza del prejuicio*. Buenos Aires, Argentina: Eudeba.
- Apaza, R. & Roberts, S. (2006). Celos y tendencia infiel. *Revista de Psicología*, 3, 66-79.
- Archer, J. (2000). Sex differences in aggression between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 126(5), 651-680.
<https://doi.org/10.1037//0033-2909.126.5.651>
- Arciniega, G. M., Anderson, T. C., Tovar-Blank, Z. G., & Tracey, T. J. G. (2008). Toward a fuller conception of machismo: Development of a traditional Machismo and Caballerismo Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 55(1), 19-33.
<https://doi.org/10.1037/0022-0167.55.1.19>
- Arias Gallegos, W. L. (2013). Agresión y violencia durante la adolescencia: la importancia de la familia. *Avances en Psicología*, 21(1), 23-34.
 Recuperado de <https://bit.ly/2rL5wP4>
- Arias, W. L., Fernández, S., & Alvarado, M. (2017). La Escala de Violencia en las Relaciones de Parejas Adolescentes: un análisis psicométrico y comparativo en estudiantes universitarios de Arequipa. *Revista de Psicología*, 14, 5-23.
- Arias Gallegos, W. L., Galagarza Pérez, L., Rivera, R., & Ceballos Canaza, K. (2017). Análisis transgeneracional de la violencia familiar a través de la técnica de genogramas. *Revista de Investigación en Psicología*, 20(2), 283-308.
<https://doi.org/10.15381/rinvp.v20i2.14042>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barberá, E. & Martínez Benlloch, I. (Eds.). (2004). *Psicología y género*. Madrid, España: Pearson Prentice Hall.

- Bastías Paredes, A., Núñez Vidal, C., Avendaño Alarcón, S., & Estrada Goic, C. (2013). De mujeres y neomujeres: estudio sobre la percepción masculina del atractivo femenino. *Salud & Sociedad*, 4(1), 38-46.
Recuperado de <https://bit.ly/39B9k6C>
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, 88(4), 354-364.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.88.4.354>
- Benavides, C. E., Campos Bartolo, L., & Zúñiga Medina, D. (2015). *Escala para la Evaluación de las Actitudes Machistas (EEAM)*. Universidad Peruana Unión, Lima, Perú.
- Bermúdez, B. & Trias, L. (2015). Estereotipos contemporáneos de la masculinidad en estudiantes de la Universidad Central de Venezuela. *Revista Psicología*, 34(2), 97-135.
Recuperado de <https://bit.ly/2spYekc>
- Bosch Fiol, E., Manassero Mas, M. A., & Ferrer, V. A. (1992). La misoginia medieval y su repercusión en el concepto de enfermedad mental en la mujer. *Revista de Historia de la Psicología*, 13(2-3), 329-334.
Recuperado de <https://bit.ly/39kvSZ0>
- Bukowski, W. M., Panarello, B., & Santo, J. B. (2017). Androgyny in liking and being liked are antecedent to well-being in pre-adolescent boys and girls. *Sex Roles*, 76(11-12), 719-730.
<https://doi.org/10.1007/s11199-016-0638-6>
- Castro, R. J., Cerellino, L. P., & Rivera, R. (2017). Risk factors of violence against women in Peru. *Journal of Family Violence*, 32(8), 807-815.
<https://doi.org/10.1007/s10896-017-9929-0>
- Caycho Rodríguez, T. (2010). Actitudes hacia la homosexualidad masculina y femenina en adolescentes y jóvenes limeños. *Revista de Psicología*, 12, 81-101.
Recuperado de <https://bit.ly/2sBHQgh>
- Chino, B. N. & Zegarar-Valdivia, J. (2015). Neosexismo y autoconcepto en adolescentes peruanos de educación básica regular. *Revista de Psicología*, 17(2), 7-18.
Recuperado de <https://bit.ly/2Fdvi1f>
- Crooks, R. & Baur, K. (2010). *Nuestra sexualidad*. Ciudad de México, Mexico: Cengage Learning.
- Cruz Torres, C. E., Zempoaltecatl Alonso, V., & Correa Romero, F. E. (2005). Perfiles de sexismo en la ciudad de México: Validación del cuestionario de medición ambivalente. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 10(2), 381-385.
Recuperado de <https://bit.ly/2Q9zLbG>
- Díaz Rodríguez, C. L., Rosas Rodríguez, M. A., & González Ramírez, M. T. (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>
- Díaz-Guerrero, R. (2017). *Bajo las garras de la cultura*. 2da ed. Ciudad de México, México: Trillas.
- Díaz Loving, R., Rivera Aragón, S., & Velasco Matus, P. W. (2012). Masculinidad-feminidad y salud mental. *Persona*, 15, 137-156.
- Díaz-Loving, R. & Rivera Aragón, S. (Eds.) (2010). *Antología psicosocial de la pareja*. Ciudad de México, México: Porrúa.
- Duarte, E., Gómez, J. F., & Carrillo, C. D. (2010). Masculinidad y hombre maltratador ¿pueden las creencias de hombres y mujeres propiciar violencia de género? *Revista de Psicología*, 19(2), 7-30.
<https://doi.org/10.5354/0719-0581.2011.17104>
- Epskamp, S. (2019). semPlot: Path diagrams and visual analysis of various sem packages' output. R package version 1.1.2.
Recuperado de <https://bit.ly/356aWBK>
- Espinoza Ornelas, R., Moya, M., & Willis, G. B. (2015). La relación entre el miedo a la violación y el sexismo benévolo en una muestra de mujeres de Ciudad Juárez (México). *Suma Psicológica*, 22(2), 71-77.
<https://doi.org/10.1016/j.sumpsi.2015.09.001>
- Etchezahar, E. & Ungaretti, J. (2014). Woman stereotypes and ambivalent sexism in a sample of adolescent from Buenos Aires. *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 6(2), 87-94.
Recuperado de <https://bit.ly/2F7GtJ1>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
Recuperado de <https://bit.ly/2QwJF6h>
- Fernández, J., Quiroga, M. A., del Olmo, I., & Rodríguez, A. (2007). Escalas de masculinidad y feminidad: estado actual de la cuestión. *Psicothema*, 19(3), 357-365.
Recuperado de <https://bit.ly/2u6fD1H>
- Fernández, S., Arias Gallegos, W. L., & Alvarado, M. (2017). La Escala de Sexismo Ambivalente en estudiantes de dos universidades de Arequipa. *Avances en Psicología*, 25(1), 85-96.
<https://doi.org/10.33539/avpsicol.2017.v25n1.138>
- Garaigordobil, M. (2015). Sexismo y expresión de ira: Diferencias de género, cambios con la edad y correlaciones entre ambos constructos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 24(1), 35-42.
Recuperado de <https://bit.ly/2F5VdrP>
- Gilbert, L. A. (1999). Reproducing gender in counseling and psychotherapy: Understanding the problem and changing the practice. *Applied and Preventive Psychology*, 8(2), 119-127.
[https://doi.org/10.1016/S0962-1849\(99\)80003-1](https://doi.org/10.1016/S0962-1849(99)80003-1)
- 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.

- <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.491>
- Hamel, J. (2009). Toward a gender-inclusive conception of intimate partner violence research and theory: Part 2—New directions. *International Journal of Men's Health*, 8(1), 41-59.
<https://doi.org/10.3149/jmh.0801.41>
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- JASP Team. (2018). *JASP* (Version 0.10.2) [Computer software].
- Rodríguez Castro, Y., Lameiras Fernández, M., Carrera Fernández, M. V., & Faílde Garrido, J. M. (2009). Aproximación conceptual al sexismo ambivalente: Estado de la cuestión. *Summa Psicológica UST*, 6(2), 131-142.
<https://doi.org/10.18774/448x.2009.6.68>
- Lemus, S., Castillo, M., Moya, M., Padilla, J. L., & Ryan, E. (2008). Elaboración y validación del Inventario de Sexismo Ambivalente para Adolescentes. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8(2), 537-562.
Recuperado de <https://bit.ly/2F8gocJ>
- León, F. R. (2012). Una teoría psicobiográfica del poder doméstico de la mujer. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 1(1), 29-44.
- Limón González, J. B. & Rocha Sánchez, T. E. (2011). Creencias y actitudes sexistas de trabajadores en empresas mexicanas: un estudio exploratorio. *Psicología Iberoamericana*, 19(2), 55-66.
Recuperado de <https://bit.ly/36dHJGf>
- Luna Sánchez, S. E. (2011). La experiencia de masculinidad: la visión de un grupo de hombres guatemaltecos. *Salud & Sociedad*, 2(3), 250-266.
<http://doi.org/dhvp>
- Mehta, C. M., Hojjat, M., Smith, K. R., & Ayotte, B. J. (2017). Associations between gender segregation and gender identity in college students. *Sex Roles*, 76(11-12), 694-704.
<https://doi.org/10.1007/s11199-016-0685-z>
- Moral, J. & López, F. (2011). Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos de 34 ítems: Propiedades psicométricas y su relación con la violencia en la pareja. *Revista Peruana de Psicometría*, 4(1), 1-12.
- Moya, M. & Expósito, F. (2001). Nuevas formas, viejos intereses. Neosexismo en varones españoles. *Psicotema*, 13(4), 643-649.
Recuperado de <https://bit.ly/37qmXTY>
- Moya, M., Páez, D., Glick, P., Fernández Sedano, I., & Poeschl, G. (2001). Sexismo, masculinidad-feminidad y factores culturales. *Revista Española de Motivación y Emoción*, 4(8-9), 127-142.
Recuperado de <https://bit.ly/2SI6kPx>
- Moya, M., Poeschl, G., Glick, P., Páez, D., & Fernández Sedano (2005). Sexisme, masculinité-féminité et facteurs culturels. *Revue Internationale de Psychologie Sociale*, 18(1), 141-167.
Recuperado de <https://bit.ly/37ubkM9>
- Muthén, B. O. (1993). Goodness of fit with categorical and other nonnormal variables. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 205-234). Newbury Park, California: Sage.
- Muthén, B. O. & Kaplan D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38(2), 171-189.
<http://doi.org/bmjgfb>
- Pauletti, R. E., Menon, M., Cooper, P. J., Aults, C., & Perry, D. G. (2017). Psychological androgyny and children's mental health: A new look with new measures. *Sex Roles*, 76(11-12), 705-718.
<https://doi.org/10.1007/s11199-016-0627-9>
- Portilla, C. & Vilches, F. (2007). Homofobia en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología*, 4, 48-63.
- Pradas Cañete, E. & Perles Novas, F. (2012). Resolución de conflictos de pareja en adolescentes, sexismo y dependencia emocional. *Quaderns de Psicologia*, 14(1), 45-60.
Recuperado de <https://bit.ly/2tjcHy8>
- R Core Team. (2018). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
Recuperado de <https://www.R-project.org/>
- Revelle, W. R. (2018). *Psych: Procedures for personality and psychological research*. Evanston, Illinois: Northwestern University.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, 17(3), 354-373.
<https://doi.org/10.1037/a0029315>
- Rojas-Solís, J. L. (2013). Violencia en el noviazgo de universitarios en México: una revisión. *Revista Internacional de Psicología*, 12(2), 1-31.
<https://doi.org/10.33670/18181023.v12i02.71>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
<https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rottenbacher de Rojas, J. M. (2010). Sexismo ambivalente, paternalismo masculino e ideología política en adultos jóvenes de la ciudad de Lima. *Pensamiento Psicológico*, 7(14), 9-18.
Recuperado de <https://bit.ly/2F8kCB7>

- Salvo Agoglia, I. & González Torralbo, H. (2015). Monoparentalidades electivas en Chile: Emergencias, tensiones y perspectivas. *Psicoperspectivas*, 14(2), 40-50.
<http://doi.org/dhpx>
- Sánchez Medina, R., Enríquez Negrete, D. J., & Rosales Piña, C. R. (2019). Información, motivación y habilidades conductuales asociadas al uso de condón en la última relación sexual en hombres privados de libertad. *Persona*, 22(1), 37-52.
<http://doi.org/dhpx>
- Valdivia-Peralta, M., Sanhueza-Morales, T., González-Bravo, L., & Quiroga-Dubornais, F. (2016). Comparación de los niveles de agresión entre hombres que ejercen violencia en la pareja y un grupo control, medidos con la versión chilena de la escala de Agresión de Buss y Perry. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatría*, 54(2), 133-140.
<http://doi.org/dhpx>
- Velandia-Morales, A. & Rincón, J. C. (2014). Estereotipos y roles de género utilizados en la publicidad transmitida a través de televisión. *Universitas Psychologica*, 13(2), 517-527.
<http://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-2.ergu>
- Villa, J. (2015) Cuerpo, masculinidad y estilo en jóvenes de sectores altos de Lima. *Debates en Sociología*, 40, 61-91.
Recuperado de <https://bit.ly/2F9UZA1>
- Yang, Y. & Merrill, E. (2017). Cognitive and personality characteristics of Masculinity and Femininity predict wayfinding competence and strategies of men and women. *Sex Roles*, 76, 747-758.
<https://doi.org/10.1007/s11199-016-026-x>

Fecha de recepción: 26 de septiembre de 2019

Fecha de aceptación: 20 de diciembre de 2019