

Machismo, victimización y perpetración en mujeres y hombres mexicanos

José Moral de la Rubia y Sandra Ramos Basurto

Resumen

Se ha propuesto al machismo como factor de riesgo de victimización femenina y perpetración masculina, pero su efecto y direccionalidad no están claros. Este artículo tiene como objetivos: determinar la consistencia interna y estructura factorial de una escala de machismo; describir niveles de machismo; estudiar la relación del machismo con victimización/perpetración y variables demográficas; y contrastar modelos de violencia y machismo. El cuestionario de violencia sufrida y ejercida de pareja y la escala modificada de machismo del cuestionario de premisas histórico-socioculturales fueron aplicados a una muestra incidental de 120 mujeres y 120 hombres. La escala de machismo presentó consistencia interna alta y estructura unidimensional. Hubo diferencia significativa de medias entre ambos sexos. Las mujeres mostraron desacuerdo con el machismo y los hombres ambigüedad. En ambos sexos la violencia fue reactiva. Machismo predijo mayor perpetración en mujeres y muestra conjunta y menor victimización en muestra conjunta. Número de hijos predijo mayor victimización en las tres muestras y mayor perpetración en hombres y muestra conjunta. Se concluye que la escala modificada posee mejores propiedades psicométricas que la original. El machismo se asocia más con perpetración que con victimización, esta asociación es mayor en mujeres que en hombres y su magnitud es pequeña.

Palabras clave: Violencia de pareja, Machismo, Escolaridad, número de hijos, Estatus socioeconómico.

Abstract - Machismo, Victimization and Perpetration in Mexican Women and Men

Machismo has been proposed as a risk factor for female victimization and male perpetration; however, its effect and directionality are not clear. The aims of this article were to determinate the internal consistency and factor structure of a scale of machismo; describe levels of machismo; study the relationship of machismo with the victimization/perpetration phenomena and demographic variables; and contrast models of violence and machismo. The Questionnaire of Suffered and Exerted Couple Violence and the modified Scale of Machismo from the Questionnaire of Historic-Sociocultural Premises were applied to an incidental sample of 120 women and 120 men. The scale showed high internal consistency and one-dimensional structure. There was significant mean difference between both sexes. Women exhibited disagreement with the machismo and men ambiguity. In both sexes the violence was reactive. Higher levels of machismo predicted higher levels of perpetration in women and total sample, and lower levels of victimization in the total sample. A larger number of children predicted higher levels of victimization in the three samples, and higher levels of perpetration in men and in the total sample. It is concluded that the modified scale has better psychometric properties than the original scale. Machismo is more associated to perpetration than to victimization, this association is greater in women than in men, and its magnitude is small.

Key words: Couple Violence, Machismo, Level of Education, Number of Children, Socioeconomic Status

José Moral de la Rubia. Doctor en Filosofía y Ciencias de la Educación, especialidad en Psicología por la Universidad de Alcalá de Henares (Madrid, España). Psicólogo Especialista en Psicología Clínica por el Programa de 3 años de Psicólogo Interno Residente (Madrid, España). Licenciado en Psicología por la Universidad Pontificia de Comillas (Madrid, España). Es Profesor Investigador de la Facultad de Psicología de la UANL desde agosto de 1999. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores nivel 1, posee Perfil PROMEP (docente de calidad) y es miembro de Cuerpo Académico consolidado de Psicología Social y de la Salud, estando inscrito en la línea de variables psicosociales en salud y estudios de familia. Posee numerosas publicaciones, como artículos en revistas indexadas, capítulos y libros. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. Calle Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, NL, México. Tel. 8183338233. Ext. 423. Fax. Ext. 103; jose_moral@hotmail.com, jose.morald@uanl.edu.mx

Sandra Ramos Basurto. Doctora en Filosofía con especialidad en Psicología por la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Maestra en Psicoterapia Psicoanalítica y Licenciada en Psicología por la Universidad Autónoma de Zacatecas. Es docente-investigadora por la Universidad Autónoma de Zacatecas, en la Unidad Académica de Psicología, área clínica,

cargo que desempeña desde noviembre de 2000. Psicoterapeuta en el Centro de Investigación y Servicios Psicológicos de la Universidad Autónoma de Zacatecas desde 2008. Miembro de la academia de Psicología Clínica, de la Unidad Académica. Sus líneas de investigación son psicología de la pareja, violencia de pareja y familia. Posee publicaciones, como artículos en revistas indexadas; espera_sa@yahoo.com

El presente artículo tiene como propósito describir los niveles de machismo tradicional explícito en ambos sexos y estudiar su relación con violencia de pareja.

Machismo

en el México de hoy día

Se puede definir al machismo como una ideología que defiende y justifica la superioridad y el dominio del hombre sobre la mujer; exalta las cualidades masculinas, como agresividad, independencia y dominancia, mientras estigmatiza las cualidades femeninas, como debilidad, dependencia y sumisión. El machismo tradicionalmente ha estado asociado con la cultura mexicana y latina. Dentro de este contexto cultural, existían como normas consuetudinarias que el hombre ostentara la autoridad en la familia y fuera su proveedor, y que la mujer se subordinara al hombre y se dedicase a su cuidado y a la crianza de su descendencia (Ballén, 2012; Villaseñor, 2003). Las trasgresiones a estas normas podían generar discriminación y violencia hacia las personas involucradas, para establecerse el orden conforme a la ideología dominante, e incluso podían trascender al ámbito judicial (Gracia y Herrero, 2006).

La incorporación de la mujer al mercado laboral desde la segunda mitad del siglo XX, así como la progresiva aceptación del divorcio y de las familias monoparentales con mujeres como jefas de familia vienen marcando una suavización de las normas de sumisión femenina a la autoridad del hombre en México. Hoy día existe una creciente crítica y resistencia hacia la ideología machista, especialmente entre las mujeres; no obstante, persisten actitudes y formas sutiles o implícitas del machismo presentes en los ámbitos públicos y privados en este país (Castañeda, 2007). Como ejemplo se tiene el hecho de que, en una familia tradicional, si la mujer trabaja y el varón hace tareas domésticas sea usualmente reconocido como que la mujer ayuda al hombre al sostén familiar y el hombre ayuda a la mujer al cuidado del hogar, pero finalmente queda sobrentendido de cuál sexo es cada ámbito de responsabilidad.

Un concepto afín al de machismo es el de *sexismo*. El sexismo se refiere a la actitud hacia la mujer y en esta actitud se distinguen dos dimensiones: aceptación de la mujer desde los roles tradicionales de género o *sexismo benévolo* y rechazo de la mujer desde una imagen desvalorizada de lo femenino o *sexismo hostil* (Cárdenas, Lay, González, Calderón y Alegrí, 2010). En una línea afín, se distingue entre machismo tradicional y caballerismo. El *machismo tradicional* muestra una actitud negativa hacia las mujeres, exalta los rasgos masculinos y acentúa la creencia de superioridad del hombre sobre la mujer. El *caballerismo* muestra una actitud positiva hacia la mujer y está centrado en los roles tradicionales de crianza y familia. El machismo tradicional es independiente del caballerismo, pudiendo dar lugar a la aparición de ambos rasgos en una persona, a lo que se denomina *sexismo ambivalente* (Arciniega, Anderson, Tovar-Blank y Tracey, 2008).

También se ha formulado el concepto del marianismo como complemento femenino al concepto de machismo. El *marianismo* es la expresión de una ideología de sacrificio y abnegación de la mujer a la familia. La mujer se percibe a sí misma como moral y espiritualmente superior al hombre en proporción directa a su comportamiento conforme con la expectativa de un sexismo benévolo, lo que implica una visión idealizada de lo femenino dentro de la cultura machista (Díaz-Guerrero, 2007).

Consecuente con el machismo y el marianismo, el hombre tendría “por derecho” la potestad de castigar a su pareja cuando se desvía de su rol de sumisión y servicio esperado. La mujer, con base en los ideales femeninos de abnegación, aceptaría el castigo o maltrato, considerando que lo merece ante esta violación de las expectativas culturales. Incluso cuando el hombre no cumple adecuadamente con su rol cultural, la mujer debería respetarlo desde los valores del marianismo (Gracia y Herrero, 2006; Villaseñor, 2003).

Violencia

y *machismo*

Se puede definir a la *violencia de pareja* como un ejercicio de poder en el que se daña o controla contra su voluntad a aquella persona con la que se tiene un vínculo íntimo (Johnson, 2008). Por la dirección de la violencia desde el punto de vista de la persona evaluada se puede distinguir: *violencia sufrida o victimización* (la violencia se dirige contra la persona evaluada, quien adopta un rol de víctima) y *violencia ejercida o perpetración* (la violencia procede de la persona evaluada, quien adopta un rol de victimario).

Existen estudios empíricos sobre machismo y violencia de pareja. Moral y López (2013) estudiaron la relación de la violencia en la familia de origen con el machismo y la violencia en la pareja en la vida adulta en 200 mujeres y 200 hombres mexicanos. Los investigadores encontraron que el machismo es un predictor de victimización en la vida adulta de pareja, pero no de perpetración en hombres y mujeres. Aunque el machismo estaba asociado con menor escolaridad, la relación entre violencia sufrida y machismo seguía siendo significativa al parcializar la escolaridad. Los autores proponían que el machismo pudiera generar problemas de ajuste diádico en una sociedad en cambio y ser motivo de agresión por la pareja. Allen, Swan y Raghavan (2009), en una muestra de 232 estudiantes universitarios con relaciones de noviazgo, hallaron independencia del sexismo hostil con victimización y perpetración. La asociación significativa se estableció con sexismo benévolo, que predijo menor perpetración en hombres y menor victimización en mujeres. Oxtoby (2012), en una muestra de 86 mujeres latinas, halló independencia de machismo y el marianismo con victimización y perpetración, cuando machismo y marianismo sí estaban correlacionados ($r = .23, p < .05$). Forbes y Adams (2001) hallaron que el sexismo ambivalente (puntuaciones altas en sexismo hostil y benévolo) precedía coerción sexual en estudiantes universitarios varones.

Entre victimización y perpetración caben 4 posibles relaciones: violencia reactiva (la violencia sufrida predice violencia ejercida, pero no a la inversa); violencia proactiva (la violencia ejercida predice violencia sufrida, pero no a la inversa); circularidad de la violencia (la violencia ejercida es predicha por la violencia sufrida y viceversa); y estallidos de violencia sin respuesta (ambos roles de la violencia son independientes).

Moral y López (2012) hallaron que el modelo con mejor ajuste a los datos es el de violencia reactiva en una muestra de población general de ambos sexos. Allen *et al.* (2009) hallaron mejor ajuste del modelo de violencia reactiva en mujeres y de violencia proactiva en hombres en una muestra de estudiantes universitarios. Oxtoby (2012) halló independencia entre victimización y la perpetración en una muestra de estudiantes femeninas. La circularidad de la violencia puede ser un modelo más adecuado en parejas que acuden a terapia por peleas constantes (Johnson, 2008).

Las legislaciones, estadísticas y estudios de organismos nacionales e internacionales hacen énfasis en la violencia ejercida por los hombres contra sus parejas femeninas, considerando que la verdadera vulnerabilidad se encuentra en las mujeres (United Nations Population Fund, 2009). Atendiendo a esta declaración, muchos estudios incurrir en un sesgo al

definir a priori a la mujer como víctima y al varón como victimario, extraer las muestras de ámbitos forenses, en los cuales la vulnerabilidad femenina es una característica intrínseca, sí como a hacer inferencias a población general (Dutton y Nicholls, 2005). No obstante, al incluir a hombres y mujeres en ambos roles de violencia, se evidencia que la perpetración no es unidireccional y que el porcentaje de victimización es semejante entre mujeres y hombres (Archer, 2006; Capaldi, Knoble, Shortt y Kim, 2012; Fiebert, 2013; Hattery, 2009; Stith, Smith, Penn, Ward y Tritt, 2004; Straus, 2007; Vizcarra y Larrañaga, 2011).

Cabe señalar que el sesgo en la investigación de la violencia de pareja se enraíza en el núcleo de su representación social (Ariza, 2013) y en la construcción de género, especialmente en países latinos (De La Torre, Ojeda y Maya, 2004). Díaz-Loving (2010) señala la existencia de premisas intrínsecas a la cultura mexicana, bajo las cuales la mujer se percibe como víctima, privilegia esta postura y aleja de sí toda posibilidad de reconocerse como un agente de violencia contra su pareja masculina.

El hecho de que ambos sexos pueden ejercer y sufrir violencia está insuficientemente enfocado por las investigaciones realizadas en población general de adultos; no obstante, en estudios hechos en estudiantes universitarios, se observa una mayor tendencia a considerar ambas direcciones o roles dentro de la violencia en ambos sexos (Bell y Naugle, 2007; Vizcarra y Larrañaga, 2011). Cabe distinguir entre la frecuencia de los actos de violencia y el daño ocasionado a la pareja con estos actos. Esta distinción podría aclarar contradicciones entre los estudios sobre cuál género sufre más victimización y dar una imagen más completa del fenómeno. Algunos autores sugieren que las mujeres pueden estar ejerciendo actos de violencia con la misma frecuencia que los hombres o incluso mayor, pero generar menor daño, por lo que finalmente son más víctimas que victimarios (Castañeda, 2007; Luján, 2013).

Aunque exista polémica sobre cuál género sufre más victimización, la investigación viene encontrando que menor escolaridad y estatus socioeconómico se asocian tanto con machismo (Díaz-Guerrero, 2007) como con victimización femenina y perpetración masculina (Capaldi *et al.*, 2012; Stith *et al.*, 2004). Entre las personas con menor escolaridad e ingresos persisten más los valores machistas; se observa mayor dependencia económica de la mujer con respecto al hombre; y se encuentra un elevado número de hijos, lo que contribuye a la victimización femenina (Del Castillo y Castillo, 2010).

Objetivos

e hipótesis

El machismo tradicional u hostil claramente atenta contra la equidad de género y posee un alto potencial de generar violencia y desajuste en la pareja en una sociedad en cambio, de ahí que la investigación se ha centrado en el mismo (Castañeda, 2007). Precisamente, en México, existe una escala para evaluar el machismo tradicional explícito, la cual se ha usado con frecuencia en la investigación. Esta escala forma parte del Cuestionario de Premisas Histórico-Socioculturales: posee una consistencia aceptable y está integrada por 7 ítems dicotómicos en su forma abreviada (Díaz-Guerrero, 2007). En la presente investigación se hace uso de esta escala abreviada, pero los ítems son transformados a un formato tipo Likert y se añade un nuevo ítem para complementar los emparejamientos de ítems con contenido muy similar a otros en la escala. Estos cambios se hacen con la pretensión de mejorar su consistencia interna, metricidad y unidimensionalidad.

Considerando las sugerencias y antecedentes revisados, esta investigación tiene como objetivos: 1) estudiar las propiedades de consistencia interna, estructura factorial y distribución de la escala modificada de machismo; 2) describir los niveles de machismo en la muestra conjunta y comparando a ambos sexos; 3) estudiar la relación del machismo tradicional con victimización, perpetración y tres variables demográficas (escolaridad, estatus socioeconómico y número de hijos) en la muestra conjunta, de mujeres y hombres; 4) definir y contrastar en la muestra conjunta un modelo estructural de violencia y machismo; en caso de variación significativa entre mujeres y hombres, definir y contrastar un modelo para cada sexo.

En correspondencia a los objetivos formulados y teniendo en cuenta que la muestra estudiada procede de población general de adultos, se espera que:

- 1) La consistencia interna de la escala modificada de machismo sea alta ($\geq .80$), su estructura unidimensional e invariante entre ambos sexos, y su distribución normal;
- 2) La actitud hacia el machismo tradicional explícito (que es el constructo evaluado por la escala) sea de rechazo en la muestra conjunta y este rechazo esté más definido en mujeres que en hombres (Castañeda, 2007; Díaz-Guerrero, 2007);
- 3) El machismo se asocie con mayor perpetración en hombres y mayor victimización en mujeres (Ballén, 2012; Gracia y Herrero, 2006; Villaseñor, 2003). Contrario a esta expectativa, algunos estudios muestran

que el machismo tradicional y la violencia de pareja son independientes (Allen *et al.*, 2009; Oxtoby, 2012) o que el machismo se asocia con victimización en ambos sexos (Moral y López, 2013).

- 4) El machismo se asocie con menor escolaridad y menor estatus socioeconómico sobre todo en hombres (Díaz-Guerrero, 2007). Un mayor número de hijos podría asociarse con machismo desde la premisa cultural de la función procreativa del matrimonio y un deseo de exhibir mayor masculinidad (Díaz-Guerrero, 2007).
- 5) Conforme con Moral y López (2012), se espera que la violencia sea de tipo reactivo en ambos sexos. La escolaridad y estatus socioeconómico podrían tener un efecto directo sobre machismo e indirecto sobre violencia. El número de hijos puede actuar como estresor y como consecuencia facilitar la expresión de violencia, teniendo un efecto sobre violencia tanto directo como indirecto a través del machismo (Díaz-Loving y Sánchez, 2005). Los efectos de las tres variables sobre perpetración serían más definidos en hombres y sobre victimización en mujeres. También cabe que haya diferencia significativa entre ambos sexos y que violencia sea reactiva en mujeres, pero proactiva en hombres (Allen *et al.*, 2009); o que victimización y perpetración sean independientes en mujeres, pero no en hombres (Oxtoby, 2012).

Método

Participantes

Se empleó una muestra no probabilística de tipo incidental de 240 participantes voluntarios. Como criterios de inclusión se requirió: saber leer y escribir; ser mayor de edad; tener una relación de pareja heterosexual; y dar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron: cuestionario incompleto; e impresión de la encuestadora de que el participante respondió de una forma inatenta o arbitraria. La mitad de los participantes fueron hombres y la otra mitad, mujeres. Se alternó entre un hombre y una mujer en la aplicación para conseguir el mismo número de participantes de ambos sexos. El porcentaje de participantes que dieron el consentimiento y respondieron al cuestionario fue del 82% (240 de 293). En la mayoría de los casos en los que no se deseó participar, el motivo dado fue la falta de tiempo.

La media de edad en la muestra fue de 35.41 años ($DE = 9.63$) con mínima de 18 años y máxima de 57 años. Con respecto a la escolaridad, 23 de los 240 participantes (9.6%) indicaron tener estudios de primaria; 58

(24.2%) de secundaria; 47 (19.6%) de media superior general; 39 (16%) media superior técnica; y 73 (30.4%) estudios superiores. Con respecto a la actividad laboral, 45 de los 240 participantes (18.8%) reportaron dedicarse a labores del hogar; 67 (27.9%) trabajar como empleados de oficina o ventas; 54 (22.5%) trabajar como empleados manuales; 45 (18.8%) desempeñarse como profesionistas; 14 (5.8%) tener negocio propio; 8 (3.3%) estar desempleados; y 7 (2.9%) dedicarse a estudiar. Con respecto al estatus socioeconómico autodefinido, 54 de los 118 participantes (22.5%) se definieron de estatus socioeconómico bajo; 62 (25.8%) medio-bajo; 91 (37.9%) medio; 30 (12.5%) medio-alto; y 3 (1.3%) alto. Con respecto al estado civil, 118 de los 240 participantes (49.2%) reportaron estar casados; 22 (9.2%) solteros; 44 (18.3%) divorciados o separados; y 56 (23.3%) en unión libre. De los 240 participantes, 191 (79.6%) dijeron tener hijos; y 49 (20.4%) no tener. La media del número de hijos fue 2.31 ($DE = 1.06$), variando de 1 a 5 entre los que sí tenían hijos.

Instrumentos

Se hicieron preguntas sobre información demográfica: sexo, edad, escolaridad (grado máximo de estudios cursados: 1 = primaria, 2 = secundaria, 3 = preparatoria general, 4 = preparatoria técnica, 5 = licenciatura, 6 = maestría y 7 = doctorado), estatus socioeconómico autodefinido (1 = pobreza extrema, 2 = bajo, 3 = medio-bajo, 4 = medio, 5 = medio-alto y 6 = alto), ocupación, estado civil, número de hijos y afiliación religiosa. Se aplicaron dos escalas de autorreporte:

- Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de pareja (CVSE; Moral y Ramos, en prensa). Procede del Cuestionario de Violencia de la Pareja de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010). Permite evaluar la violencia sufrida y ejercida en la situación de pareja en los aspectos de frecuencia y daño. Es aplicable a ambos sexos. Está integrado por 39 ítems, cuatro escalas y dos índices. Dos escalas evalúan violencia sufrida por medio de 27 ítems directos, los cuales tienen un formato de respuesta tipo Likert de 5 valores. En una escala los 27 ítems se responden en términos de frecuencia (de 1 “nunca” a 5 “siempre”) y en la otra escala los mismos 27 ítems se responden en términos de daño sufrido (de 1 “nada” a 5 “mucho”). Con los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida (FVS) ($\alpha = .95$) se definieron dos factores: violencia físico/sexual ($\alpha = .88$) y psicológico/económico/social ($\alpha = .94$). Con los 27 ítems de daño por violencia sufrida (DVS) ($\alpha = .95$) se definieron cuatro factores: daño sufrido por violencia económico/social ($\alpha = .93$), violencia sexual/chantaj ($\alpha = .88$), violencia física ($\alpha = .86$) y violencia

relacionada con celos ($\alpha = .83$). Las otras dos escalas evalúan violencia ejercida contra la pareja por medio de los 12 ítems directos, los cuales tienen un formato de respuesta tipo Likert de 5 valores. En una escala los 12 ítems se responden en términos de frecuencia (de 1 “nunca” a 5 “siempre”) y en la otra escala los mismos 12 ítems se responden en términos de daño infringido (de 1 “nada” a 5 “mucho”). Con los 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida (FVE) ($\alpha = .84$) se definieron dos factores: violencia psicológica ($\alpha = .85$) y otra violencia ($\alpha = .66$). Con los 12 ítems de daño ocasionado por violencia ejercida (DVE) ($\alpha = .89$) se definieron dos factores: daño por violencia psicológica ($\alpha = .88$) y por otra violencia ($\alpha = .81$). Se calcularon dos índices de violencia, uno de violencia sufrida o victimización (IVS) y otro de violencia ejercida o perpetración (IVE), multiplicando las puntuaciones totales de frecuencia (F) por las de daño (D). Antes de realizarse este producto, las puntuaciones totales fueron divididas por el número de ítems sumados para que tuvieran un rango continuo y homogéneo de 1 a 5 ($f = F/27$ y $d = D/27$ para violencia sufrida y $f = F/12$ y $d = D/12$ para violencia ejercida). Tras realizarse este producto, para que el valor de cada índice tuviera un rango de 0 a 100, se restó al producto su valor mínimo posible (1); a continuación se dividió por la diferencia entre su máximo y mínimo posibles ($25 - 1 = 24$) y finalmente se multiplicó por 100, esto es, índice = $100 * [(f*d) - 1]/24$. Las propiedades reportadas del CVSE corresponden a la muestra analizada en el presente estudio.

- Escala modificada de machismo del cuestionario de premisas histórico-socioculturales de Díaz-Guerrero (2007). Se tomaron los 7 ítems de machismo de la forma abreviada del cuestionario, los cuales tienen una consistencia interna aceptable, $\alpha = .73$ (Díaz-Guerrero, 2007). Se transformaron los ítems de dicotómicos a ordinales con un rango de 5 opciones de respuesta (1 “totalmente en desacuerdo” a 5 “totalmente de acuerdo”). Además se añadió un nuevo ítem (ítem 8: “en caso de elegir, elegiría ser hombre”) para complementar los pares de ítems con contenidos sinónimos o muy semejantes: 1-5, 2-8, 3-7 y 4-6 (véase pie de la Figura 3). Los 8 ítems son directos. Mayor puntuación refleja más machismo tradicional o sexismo hostil explícito.

Procedimientos

Al momento de solicitar el consentimiento para la participación en el estudio, se informaba de los objetivos de la investigación, responsables de la misma y su adscripción institucional, además se garantizaba el anonimato y confidencialidad de la información dada, siguiendo las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). En caso de que la persona deseara participar señalaba la casilla correspondiente; y en caso de que no, aparte de señalar la casilla correspondiente, se le pedía expresar por escrito el motivo. El cuestionario fue administrado de forma individual por una encuestadora en casas, calles peatonales y parques públicos. La participación fue voluntaria y no remunerada. Era contestado por escrito por los participantes sentados en bancas (calles y parques) o en sus salas o comedores (casas), estando presente la encuestadora para aclarar dudas. Al recogerlo la encuestadora revisaba que estuviese totalmente respondido y, si había preguntas sin respuesta, pedía amablemente que se respondiesen.

Análisis de datos

En relación con el primer objetivo, la consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach. Unos valores de $\alpha \geq .90$ se consideraron excelentes; de .80 a .89 buenos; de .70 a .79 aceptables, de .60 a .69 cuestionables; de .50 a .59 pobres y $< .50$ inaceptables (Cronbach y Shavelson, 2004). La estructura dimensional se determinó tanto por análisis factorial exploratorio por Componentes Principales con rotación Oblimin como por análisis factorial confirmatorio por Máxima Verosimilitud (ML). Para determinar el número de factores en el análisis factorial exploratorio, se consideró el criterio de Horn (percentil 95). El ajuste de la distribución de la escala se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors y se describió por medio de la asimetría, curtosis, estadísticos de tendencia central (media y mediana) y dispersión (desviación estándar).

En relación con el segundo objetivo, se interpretó las medias de la muestra conjunta, hombres y mujeres estableciendo su correspondencia con los valores discretos de respuestas a los ítems. Se comparó la media entre hombres y mujeres por medio de la prueba *t* de Student para muestras independientes.

En relación con el tercer objetivo, la asociación lineal se calculó por la correlación producto-momento de Pearson; unos valores de $r < .10$ se consideraron magnitudes de la asociación triviales, de .10 a .29 bajas, de .30 a .49 moderadas, de .50 a .69 altas, de .70 a .89 muy altas y $\geq .90$ unitarias (Ellis, 2010).

En relación con el cuarto objetivo, se especificaron y contrastaron modelos estructurales por análisis de senderos. Los parámetros fueron estimados por Máxima Verosimilitud. Primero se especificó un modelo para la muestra conjunta. Se contrastó su invarianza entre ambos sexos, definiendo 4 modelos jerarquizados en constricciones acumulativas: sin constricciones, pesos estructurales, varianzas-covarianzas estructurales y residuos estructurales (Byrne, 2010). Finalmente, se especificó y contrastó un modelo para cada sexo con las mismas variables.

Se contemplaron 8 índices de ajuste para el análisis factorial confirmatorio y de senderos: prueba chi-cuadrado de Pearson (χ^2); cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/df); índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI); índice normado de ajuste (NFI) de Bentler-Bonett, el índice comparativo de ajuste (CFI) de Bentler; error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) de Steiger-Lind; y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) de Jöreskog y Sörbom. Al incumplirse el supuesto de normalidad multivariada (valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia > 2), se complementó el contraste de la significación de los parámetros por el método de percentiles corregidos de sesgo (PCS) y el contraste del ajuste global por prueba de Bollen-Stine (p de B-S). Se estipuló como valores de buen ajuste: p de χ^2 y p de B-S $> .05$, $\chi^2/df \leq 2$, GFI y CFI $\geq .95$, NFI y AGFI $\geq .90$, SRMR y RMSEA $\leq .05$. Se estipuló como valores de ajuste aceptable: p de χ^2 y p de B-S $> .01$, $\chi^2/df \leq 3$, GFI y CFI $\geq .90$, NFI y AGFI $\geq .80$, SRMR y RMSEA $\leq .09$ (Byrne, 2010).

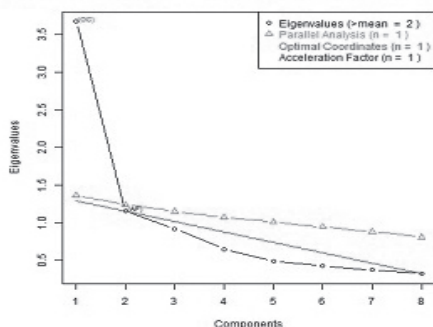
Los cálculos se realizaron con los programas SPSS21 y AMOS16. Para el análisis paralelo de Horn se empleó el menú R versión 2 para SPSS.

Resultados

Consistencia interna, estructura factorial y distribución de la escala de machismo

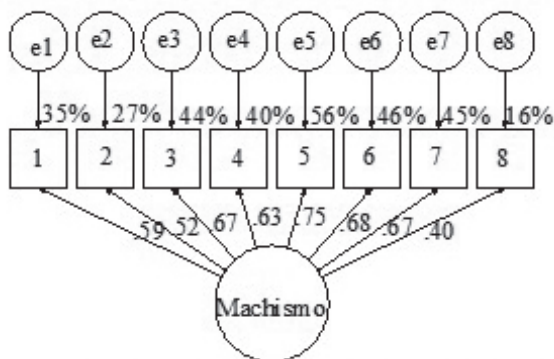
La consistencia interna de los 8 ítems fue alta ($\alpha = .82$). Se aplicó el análisis paralelo de Horn bajo un modelo de componentes principales sobre la matriz de correlaciones producto-momento de Pearson. Por el método de permutaciones se crearon 1,000 muestras con 8 variables con 240 casos aleatorios. El número de factores fue 1 usando como punto de intersección el percentil 95. También el análisis de coordenadas óptimas y de factor de aceleración convergieron en este resultado (véase la Figura 1).

Figura 1 - Análisis paralelo de Horn (percentil 95) con los 8 ítems de machismo



Al extraer un componente se explicó el 45.93% de la varianza total. Las saturaciones de los ítems variaron de .50 a .67. Se contrastó el ajuste de un modelo de un factor con 8 indicadores por análisis factorial confirmatorio. Todos sus parámetros fueron significativos por ML y PCS (véase Figura 2). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[20, N=240] = 147.19, p < .01$), la de Bollen-Stine ($p < .01$) y los demás índices, salvo por GFI que mostró un valor de ajuste aceptable (véase el Cuadro I).

Figura 2 - Modelo de un factor para los 8 ítems de machismo con sus parámetros estandarizados por máxima verosimilitud



Ítems: 1. Los hombres son más inteligentes que las mujeres, 2. Es mucho mejor ser un hombre que una mujer, 3. Las mujeres dóciles son las mejores, 4. La vida es más dura para el niño que para la niña, 5. Los hombres son superiores a las mujeres, 6. La vida es más dura para el hombre que para la mujer, 7. La mujer debe ser dócil, y 8. En caso de elegir, elegiría ser hombre.

Cuadro I
Índices de ajuste para el modelo
unidimensional (1F) de la escala de machismo

Índices de ajuste	1F		1F-modificado (4 correlaciones entre residuos)			
	Unigrupo	Unigrupo	Multigrupo			
			SC	PE	VE	RE
χ^2	147.91	26.21	45.44	56.26	59.47	102.94
gl	20	16	32	39	40	52
p	< .01	> .05	.06	.04	.02	< .01
χ^2 /gl	7.36	1.64	1.40	1.44	1.49	1.98
p de B-S	< .01	.21	.28	.16	.06	< .01
GFI	.86	.97	.95	.94	.94	.90
AGFI	.75	.94	.89	.90	.89	.86
NFI	.78	.96	.93	.91	.91	.84
CFI	.80	.98	.98	.97	.97	.91
RMSEA	.16***	.05ns	.04ns	.04ns	.04ns	.06ns
SRMR	.09	.04	.07	.08	.09	.11

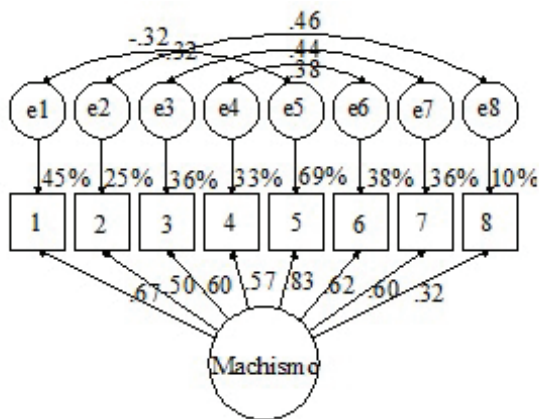
Probabilidad de que $RMSEA \leq .05$ para una estimación poblacional: ns = $p > .05$, * $p \leq .05$, ** $p \leq .01$, *** $p \leq .001$. Modelos con constricciones anidadas: SC = sin constricciones, PE = pesos estructurales, VE = varianza estructural y RE = residuos estructurales.

Tras la revisión de los índices de modificación se decidió introducir 4 correlaciones entre los residuos de los ítems emparejados por su contenido. Nuevamente todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS, incluidas las 4 correlaciones entre residuos (véase Figura 3). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[16, N = 240] = 26.21, p > .05$), la de Bollen-Stine ($p = .21$) y los demás índices (véase el Cuadro I).

Se contrastó la invarianza del modelo unidimensional modificado (con 4 correlaciones residuales) entre ambos sexos. Las 8 cargas factoriales y las correlaciones entre los residuos e2-e8 y e3-e7 fueron significativas en el modelo sin constricciones en ambas muestras, así como en los 3 modelos con constricciones. En el modelo sin constricciones y en los modelos con constricciones en los pesos estructurales y en la varianza estructural, la correlación entre e4-e5 fue significativa en mujeres, pero no en hombres; y la correlación entre e1-e5 fue significativa en hombres, pero no en mujeres. En el modelo con constricciones en los residuos ambas correlaciones fueron significativas. En el modelo sin constricciones la bondad de ajuste fue buena por 6 índices ($\chi^2[32, N = 240] = 45.44, p = .06, p$ de B-S = .28, GFI = .95, NFI = .93, CFI = .98, y RMSEA = .04) y adecuada por 2 índices (AGFI = .89, y SRMR = .07). La bondad de ajuste del modelo sin constricciones fue estadísticamente equivalente a la del modelo con

constricciones en los pesos estructurales ($\Delta\chi^2[7, N = 240] = 10.82, p = .15$) y en la varianza estructural ($\Delta\chi^2[8, N = 240] = 14.03, p = .08$), pero fue significativamente mayor que la del modelo con constricciones en los residuos ($\Delta\chi^2[20, N = 240] = 57.50, p < .01$). La bondad de ajuste fue estadísticamente equivalente entre los modelos con constricciones en los pesos estructurales y en la varianza estructural ($\Delta\chi^2[1, N = 240] = 3.21, p = .07$) y ambos tuvieron un ajuste significativamente mejor que el modelo con constricciones en los residuos ($p < .01$, en ambos). En el modelo con constricciones en los residuos, la bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[52, N = 240] = 102.94, p < .01$), de Bollen-Stine ($p < .01$) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR = .11), pero fue buena por el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA = .06, $p = .10$) y la chi-cuadrada relativa ($\chi^2/gf = 1.98$) y fue adecuada por los demás índices (GFI = .90, AGFI = .86, NFI = .84 y CFI = .91) (véase el Cuadro I). Por lo tanto, la invarianza del modelo fue buena en varianza y pesos estructurales, pero adecuada en correlaciones residuales (en relación los 4 emparejados de los ítems por significado), con 2 correlaciones invariantes entre ambos sexos, pero con otras 2 con variaciones.

Figura 3
Modelo modificado de un factor
(con 4 correlaciones entre residuos de medida)
con sus parámetros estandarizados por máxima verosimilitud



Ítems: 1. Los hombres son más inteligentes que las mujeres, 2. Es mucho mejor ser un hombre que una mujer, 3. Las mujeres dóciles son las mejores, 4. La vida es más dura para el niño que para la niña, 5. Los hombres son superiores a las mujeres, 6. La vida es más dura para el hombre que para la mujer, 7. La mujer debe ser dócil, y 8. En caso de elegir, elegiría ser hombre.

La distribución de la escala de machismo de media 17.67 ($DE = 6.31$) mostró mesocurtosis ($C = -0.18$, $EE = 0.31$), pero ligero sesgo positivo ($S = 0.49$, $EE = 0.16$). Por la prueba de Kolmogorov-Sminov se ajustó a una curva normal ($Z_{K-S} = 1.24$, $p = .09$), pero al aplicar la corrección de Lilliefors se rechazó la hipótesis nula de normalidad ($p < .01$).

Medias de machismo

y su comparación entre ambos sexos

En la muestra conjunta, la media de la escala dividida por número de ítems (8) dio un valor de 2.21 y la mediana ($Mdn = 17$) dividida por número de ítems dio un valor de 2.13. Dentro de un rango continuo de 1 a 5, estos 2 valores se ubicaron en el segundo de los 5 intervalos de amplitud constante ([1.6, 2.4]) en los que se puede dividir el continuo para establecer una correspondencia con los 5 valores discretos de respuesta a los ítems; por lo tanto, correspondieron al valor discreto 2 “*en desacuerdo*” con las afirmaciones machistas.

La media de los hombres ($M = 20.37$, 95% IC: 19.23, 21.50) fue significativamente mayor ($t[228.66] = 7.31$, $p < .01$) que la de las mujeres ($M = 14.78$, 95% IC: 14.05, 15.90). El tamaño del efecto del sexo sobre el machismo fue grande ($d = 0.98$). La media de los hombres dividida por su número de ítems (2.55) correspondió a una respuesta ambigua (“*ni de acuerdo ni en desacuerdo*”) y la de las mujeres (1.85) a una respuesta “*en desacuerdo*”.

Correlaciones del machismo

con victimización, perpetración y variables demográficas

En la muestra conjunta, el machismo correlacionó más con victimización que perpetración. Tuvo correlaciones significativas bajas e inversas con la puntuación total de frecuencia de violencia sufrida y su factor de frecuencia de violencia físico/sexual, con la puntuación total de daño sufrido y 2 de sus 4 factores (daño sufrido por violencia económico/social y por violencia física), así como con el índice de violencia sufrida. Sólo tuvo una correlación significativa con perpetración y fue con el factor de frecuencia de ejercer otro tipo de violencia distinta de la psicológica. Sin considerar el sexo, cuanto mayor es el machismo se sufre menos violencia y se ejerce con más frecuencia otro tipo de violencia distinta de la psicológica (véase el Cuadro II).

Cuadro II
Correlaciones de violencia y
variables sociodemográficas con machismo

Variables			Machismo			
			Conjunta	Mujeres	Hombres	
Violencia sufrida o victimización	Frecuencia	Total	-.138*	-.055ns	-.056ns	
		Física/sexual	-.127*	-.019ns	-.043ns	
	Daño	Psico/eco/social	-.098ns	-.065ns	-.099ns	
		Total	-.148*	-.019ns	-.113ns	
	Índice de Violencia Sufrida	Económico/social	-.223***	-.053ns	-.253**	
		Sexual	-.002ns	.016ns	.061ns	
		Celos	-.073ns	-.076ns	.001ns	
	Violencia ejercida o perpetración	Frecuencia	Física	-.157*	.046ns	-.114ns
			Total	-.179**	-.066ns	-.116ns
		Daño	Total	.118ns	.194*	.002ns
Psicológica			.087ns	.144ns	-.021ns	
Índice de Violencia Ejercida		Otra	.134*	.191*	.041ns	
		Total	.101ns	.236**	-.106ns	
		Psicológica	.121ns	.213*	-.061ns	
Sociodemográficas		Daño	Otra	.052ns	.207*	-.148ns
			Total	.118ns	.244**	-.073ns
		Escolaridad	.09ns	-.17ns	-.01ns	
Estatus socioeconómico	Estatus socioeconómico	.08ns	-.10ns	.04ns		
	Número de hijos	-.10ns	-.04ns	-.04ns		

ns = $p > .05$, * $p \leq .05$, ** $p \leq .01$, *** $p \leq .001$.

Al considerar el sexo, en hombres, el machismo sólo tuvo una correlación significativa, baja e inversa con daño sufrido por violencia económico/social. Cuanto mayor es el machismo en hombres se percibe menos daño por violencia económico/social de la pareja femenina. En mujeres el machismo fue independiente de la victimización y tuvo correlaciones significativas, bajas y directas con perpetración. Cuanto mayor es el machismo en mujeres más violencia se ejerce contra la pareja masculina (véase el Cuadro II). En la muestra conjunta, si se parcializa el sexo en las correlaciones entre machismo y violencia, sólo permanece significativa la correlación entre machismo y daño sufrido por violencia económica/social ($r = -.14, p = .04$).

El machismo fue independiente de escolaridad, estatus socioeconómico y número de hijos en las tres muestras (véase el Cuadro II).

Correlaciones de las variables sociodemográficas

con los dos índices de violencia

La escolaridad sólo tuvo correlación significativa, negativa y baja con victimización en la muestra conjunta; a menor escolaridad mayor es la victimización (véase el Cuadro III).

La correlación del estatus socioeconómico fue significativa, negativa y baja con victimización en mujeres y en la muestra conjunta, pero fue positiva en hombres. Su correlación con perpetración fue significativa, positiva y pequeña en la muestra conjunta y de hombres, pero no fue significativa en mujeres. Las mujeres con menor estatus socioeconómico se quejaron de sufrir más violencia. Los hombres de mayor estatus socioeconómico ejercen y se quejan de recibir más violencia (véase el Cuadro III).

La variable número de hijos tuvo correlaciones significativas, positivas y pequeñas con victimización en las tres muestras, y con perpetración en la muestra conjunta y en la de hombres. Se recibe y ejerce más violencia cuanto mayor es el número de hijos (véase el Cuadro III).

Cuadro III
Correlaciones entre variables sociodemográficas y violencia

Variables sociodemográficas	Violencia de pareja					
	Conjunta		Mujeres		Hombres	
	IVS	IVE	IVS	IVE	IVS	IVE
Escolaridad	-.193**	.106ns	-.174ns	-.001ns	.009ns	.054ns
Estatus socioeconómico	-.147*	.184**	-.212*	.001ns	.205*	.220*
Número de hijos	.282***	.239***	.247**	.048ns	.325***	.469***

IVS = índice de violencia sufrida o victimización. IVE = índice de violencia ejercida o perpetración. ns = $p > .05$, * $p \leq .05$, ** $p \leq .01$, *** $p \leq .001$.

La correlación entre escolaridad y estatus socioeconómico fue alta en las tres muestras (.61 en la conjunta, .62 en mujeres y .52 en hombres). El número de hijos fue independiente del estatus socioeconómico en las tres muestras, pero tuvo correlación significativa, negativa y baja con escolaridad en la muestra conjunta ($r = -.20$, $p < .01$) y de mujeres ($r = -.26$, $p < .01$). A menor escolaridad, mayor es el número de hijos.

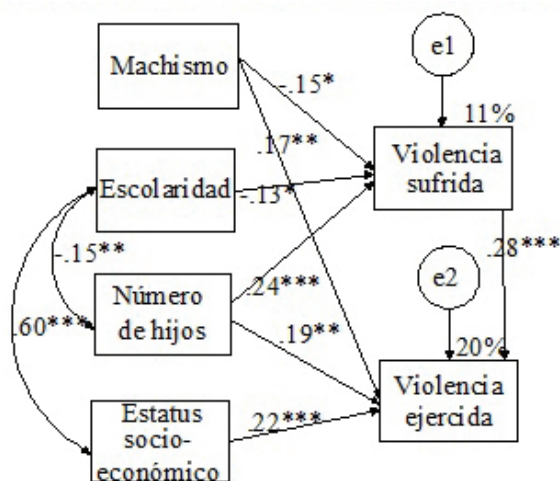
Especificación del modelo

para muestra conjunta y contraste de invarianza por sexos

Se especificó un modelo de violencia reactiva (victimización predice perpetración, pero no viceversa) para la muestra conjunta, que incluye a adultos mexicanos de población general de ambos sexos, retomando como hipótesis el modelo de Moral y López (2012) derivado de la misma población. El machismo y el número de hijos fueron predictores de victimización y perpetración; la escolaridad fue predictor de victimización; y el estatus socioeconómico fue predictor de perpetración. Se especificó la escolaridad correlacionada con estatus socioeconómico y número de hijos.

Todos los parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS. Los tamaños de efecto directo sobre victimización y perpetración fueron pequeños (de .13 a .28). Se explicó el 11% de la varianza de victimización y 20% de la de perpetración (véase la Figura 4). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[6, N = 240] = 6.93, p = .33$), la de Bollen-Stine ($p = 538/2,000 = .27$) y los demás índices (véase el Cuadro IV). Se contrastó la invarianza del modelo entre ambos sexos. En mujeres las

Figura 4
Modelo de machismo y violencia reactiva especificado
para la muestra con sus parámetros estandarizados
y estimados por máxima verosimilitud



* $p = .05$, ** $p = .01$, *** $p = .001$.

Cuadro IV

Índices de ajuste para los modelos de machismo y violencia reactiva

Índices de ajuste	Modelo para la muestra conjunta				Modelo para mujeres	Modelo para hombres	
	Unigrupo	Multigrupo					
		SC	PE	VE			RE
χ^2	6.93	17.57	110.27	120.48	220.45	0.60	0.23
gl	6	12	19	25	27	3	2
p	.33	.13	< .01	< .01	< .01	.90	.89
χ^2/gl	1.16	1.46	5.80	4.82	8.17	0.20	0.12
p de B-S	.27	.10	< .01	< .01	< .01	.89	.33
GFI	.99	.98	.89	.88	.83	.99	1
AGFI	.97	.92	.76	.80	.73	.98	.99
NFI	.97	.93	.59	.55	.18	.98	.99
CFI	.99	.98	.62	.60	.19	1	1
RMSEA	.03ns	.04ns	.14***	.13***	.17***	< .01ns	< .01ns
SRMR	.04	.07	.10	.11	.11	.03	.01

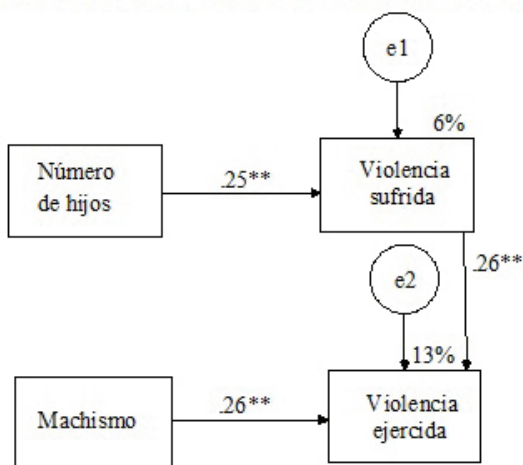
Probabilidad de que $RMSEA \leq .05$ para una estimación poblacional: ns = $p > .05$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Modelos con constricciones anidadas: SC = sin constricciones, PE = pesos estructurales, VE = varianzas-covarianzas estructurales y RE = residuos estructurales.

vías de predicción de victimización por machismo y escolaridad, y de perpetración por el estatus socioeconómico y número de hijos no fueron significativas por ML ni PCS. En hombres, el machismo no fue predictor significativo de victimización ni perpetración, estatus socioeconómico no lo fue de perpetración, y la escolaridad no lo fue de victimización tanto por ML como PCS. Dentro del modelo sin constricciones, se explicó el 8% de la varianza de victimización y el 14% de la de perpetración en mujeres; y el 14% de la varianza de victimización y 58% de la de perpetración en hombres. El ajuste del modelo sin constricciones fue bueno, salvo adecuado por SRMR; no obstante, el ajuste empeoró significativamente y fue malo en los tres modelos anidados, por lo que se rechazó la hipótesis nula de invarianza entre ambos sexos (véase el Cuadro IV).

Se especificó un nuevo modelo de violencia reactiva para la muestra de mujeres. Se eliminaron las 4 vías que no fueron significativas en el modelo sin constricciones del contraste multigrupo. Al hacer esto, la escolaridad y el estatus socioeconómico no predijeron violencia, por lo que se eliminaron. El modelo quedó con dos variables exógenas independientes (machismo y número de hijos) y dos endógenas (victimización y perpetración). La victimización fue predicha por número de hijos. La perpetración fue predicha por machismo y victimización. Todos sus parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS. Los tamaños de efecto directo sobre victi-

mización y perpetración fueron pequeños. Se explicó el 6% de la varianza de victimización y 13% de la de perpetración (véase Figura 5). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[3, N = 120] = 0.60, p = .90$), la prueba de Bollen-Stine ($p = 1,787/2,000 = .89$) y los demás índices (véase Cuadro IV).

Figura 5
Modelo de machismo y violencia reactiva
especificado para mujeres con sus parámetros
estandarizados y estimados por máxima verosimilitud

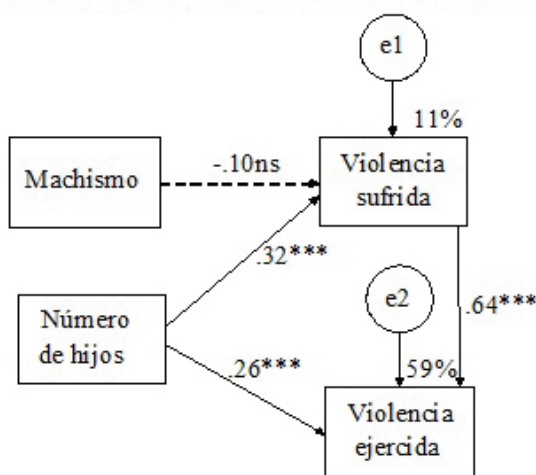


* $p = .05$, ** $p = .01$, *** $p = .001$.

Se especificó un nuevo modelo de violencia reactiva para la muestra de hombres. Se eliminaron 3 vías que no fueron significativas en el modelo sin constricciones del contraste multigrupo. Al hacer esto, la escolaridad y el estatus socioeconómico no predijeron violencia, por lo que se eliminaron. Debido a que el machismo tuvo mayor peso sobre la victimización que perpetración y para que fuese incluido en el modelo, se retuvo la predicción de la victimización por el machismo. El modelo quedó con dos variables exógenas independientes (machismo y número de hijos) y dos endógenas (victimización y perpetración). La victimización fue predicha por número de hijos y machismo. La perpetración fue predicha por número de hijos y victimización. Todos sus parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS, salvo la predicción de la victimización por machismo. El efecto directo del número de hijos fue mediano sobre victimización y pequeño

sobre perpetración. El efecto directo de la victimización sobre la perpetración fue grande. El efecto directo del machismo sobre la perpetración fue pequeño. Se explicó el 11% de la varianza de victimización y 59% de la de perpetración (véase la Figura 6). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[2, N = 120] = 0.23, p = .89$), la de Bollen-Stine ($p = 1,761/2,000 = .88$) y los demás índices (véase el Cuadro IV).

Figura 6
Modelo de machismo y violencia reactiva
especificado para hombres con sus parámetros
estandarizados y estimados por máxima verosimilitud



ns = $p > .05$, * $p = .05$, ** $p = .01$, *** $p = .001$.

Discusión

En relación con el primer objetivo, la escala de machismo modificada muestra consistencia interna alta, mayor que su formato original dicotómico que era aceptable (Díaz-Guerrero, 2007). Su estructura factorial es unidimensional bajo la convergencia de varios criterios, lo que da mayor certeza sobre el número de factores (Courtney, 2013).

Existen correlaciones entre los errores de medida, las cuales están relacionadas con el emparejamiento de los ítems por su contenido, lo que refleja un hecho presente en el diseño y en la modificación de la escala. Si se consideran estas correlaciones entre los errores de medida, el ajuste del modelo unidimensional es bueno en la muestra conjunta. La invarianza

entre ambos sexos de este modelo es buena a nivel de pesos factoriales y varianza del factor, pero adecuada a nivel de correlaciones residuales. Dos correlaciones residuales son invariantes entre ambos sexos (entre el ítem 2: “*es mucho mejor ser un hombre que una mujer*” y el ítem 8: “*en caso de elegir, elegiría ser hombre*”; así como entre el ítem 3: “*las mujeres dóciles son las mejores*” y el ítem 7: “*la mujer debe ser dócil*”), pero otras dos correlaciones residuales muestran diferencias por sexos. En mujeres el ítem 4: “*la vida es más dura para el niño que para la niña*” se empareja con el ítem 6: “*la vida es más dura para el hombre que para la mujer*”, pero no en hombres. Los hombres matizan más entre dureza de la vida en la infancia y en la adultez. Las mujeres hacen una evaluación más global de la dureza de la vida, probablemente percibiendo menos oportunidades y más discriminación desde la infancia y a lo largo de todo el lapso de vida. En hombres el ítem 1 “*los hombres son más inteligentes que las mujeres*” se empareja con el ítem 5 “*los hombres son superiores a las mujeres*”, pero no en mujeres. Las mujeres matizan más entre inteligencia y superioridad en todo. Los hombres hacen una evaluación más global desde un sesgo favorecedor siguiendo la ideología implícita.

Por las propiedades de ajuste e invarianza entre sexos, muy probablemente este modelo unidimensional con 4 correlaciones entre residuos sea reproducible en otras muestras de la misma población (validación cruzada) e invariante en relación con otras variables demográficas (validación de constructo), como estatus socioeconómico.

La distribución de la escala mostró cierto sesgo hacia los valores bajos, de disconformidad con el machismo, no ajustándose a una distribución normal. En esta asimetría pudiera estar influyendo la deseabilidad social dentro de un contexto cultural de cambio con un rechazo hacia las manifestaciones más abiertas de machismo, aunque éste persista bajo manifestaciones más sutiles y simbólicas (Castañeda, 2007).

En relación con el segundo objetivo, concordante el contenido de la ideología, los hombres mostraron más machismo tradicional explícito que las mujeres. En promedio la posición de los hombres fue de ambigüedad y la de las mujeres fue de rechazo moderado, ubicándose la muestra conjunta en una posición de rechazo moderado. Así, los presentes datos concuerdan con otros estudios que reportan una evolución de resistencia o crítica contra la ideología machista tradicional explícita dentro del conjunto de la sociedad, más en las mujeres que en los hombres (Castañeda, 2007; Rocha y Díaz-Loving, 2005).

En relación con el tercer objetivo, sí hubo relación entre machismo tradicional explícito y violencia. El machismo se asoció con victimización en la muestra conjunta, pero contrario a la expectativa fue un factor protector. Este efecto protector del machismo se destacó sobre la percepción de daño por violencia económica/social, al ser esta correlación independiente del sexo y por su mayor magnitud en comparación con las otras correlaciones, aunque dentro de un rango de tamaño de efecto pequeño. En los modelos estructurales, el machismo predijo menor victimización en la muestra conjunta con un tamaño de efecto pequeño, pero no resultó un predictor significativo de victimización en mujeres ni en hombres. En mujeres victimización y machismo fueron claramente independientes, lo que indica que el machismo va perdido su relevancia en la victimización femenina, como señalan varios autores (Dutton y Nicholls, 2005; Villaseñor, 2003).

Contrario a las expectativas, el machismo se asoció y predijo mayor perpetración de violencia en mujeres y fue independiente en hombres. Las mujeres con una ideología más machista reportan perpetrar más violencia (frecuencia x daño) contra su pareja masculina que las mujeres con una ideología menos machista. Al dividir la muestra de mujeres en dos grupos: mujeres machistas (puntuaciones en machismo \geq percentil 75 = 19) y no machistas (puntuaciones en machismo \leq percentil 25 = 11), hubo diferencias significativas en la puntuación total de daño ocasionado y sus dos factores así como en el índice de violencia ejercida. Las mujeres machistas reportaron ocasionar más daño. Debe remarcar que los presentes datos son autoevaluaciones o percepciones. Pudiera ser que, en el contexto social presente de cambio (Díaz-Loving y Sánchez, 2005), las mujeres con una ideología más machista son menos sumisas y se muestran más asertivas y empoderadas de lo que ellas esperan o desean conforme a sus valores; no siendo ésta la percepción de las mujeres con una ideología menos machista ante un comportamiento semejante. Dicho en otras palabras, se estaría proponiendo como hipótesis interpretativa que la conducta objetiva (evaluada por un observador) sea semejante en las mujeres más machistas y menos machistas, determinada con el contexto cultural de resistencia o crítica creciente al machismo, y lo que varía sea la percepción. No obstante, pudiera haber diferencias objetivas en violencia y cabría otra hipótesis interpretativa. La mayor conformidad con la ideología machista en mujeres pudiera proceder de una familia de origen más machista y violenta en su funcionamiento, y estas mujeres pudieran estar reproduciendo un patrón de violencia aprendido (Godbout, Dutton, Lussiere y Sabourin, 2009). Precisamente, Moral y López (2013) reportaron una asociación directa entre violencia en la familia de origen y machismo, más definida en muje-

res ($r = .30, p < .01$) que en hombres ($r = .16, p < .05$). Incluso esa mayor conformidad con la ideología machista pudiera proceder de un contexto de mayor violencia social vivido durante el desarrollo infanto-juvenil (De La Torre *et al.*, 2004). Para poner a prueba estas hipótesis se requerirían datos observacionales y evaluar la violencia en la familia de origen y en el contexto de desarrollo infanto-juvenil. Contrario a la última hipótesis del contexto de desarrollo infanto-juvenil, el estatus socioeconómico fue independiente del machismo y de la perpetración en las mujeres participantes.

En la presente muestra el machismo tradicional explícito no estuvo influido por la escolaridad, el estatus socioeconómico autodefinido ni el número de hijos, lo que probablemente refleje la evolución de toda la sociedad hacia la crítica de esta ideología (Castañeda, 2007).

En relación con el cuarto objetivo, el modelo de violencia reactiva tuvo buen ajuste a los datos, tanto en la muestra conjunta como en la muestra de cada sexo, más definido en hombres que en mujeres, al tener la victimización un tamaño de efecto grande sobre la perpetración en hombres y pequeño en mujeres, lo que coincide con resultados previos reportados en población general (Moral y López, 2012; Johnson, 2008). Esta violencia reactiva, aunado al hecho de que el machismo es independiente de victimización y está asociado con perpetración en mujeres, indica que la imagen de una mujer víctima del hombre ante una cultura machista que la segrega no corresponde a los datos reportados por las participantes de este estudio procedentes de población general mexicana, lo que ya ha sido remarcado por autores de diversos países (Álvarez, 2009; Straus, 2007; Vizcarra y Larrañaga, 2011).

Las 3 variables demográficas no pudieron ser especificadas como predictores de machismo, al ser independientes del mismo en las 3 muestras; de tal manera que los presentes datos no apoyan la hipótesis de un efecto indirecto sobre la violencia por mediación del machismo. Su efecto es directo, más definido el efecto del número de hijos; más débil y no sólo significativo en la muestra conjunta el de la escolaridad y estatus socioeconómico.

La escolaridad sí se asoció con victimización en la muestra conjunta. Como se esperaba menor escolaridad actúa como factor de riesgo (INEGI-INMUJERES, 2012). El estatus socioeconómico también se asoció con violencia. Se cumplió las expectativas de mayor victimización a menor estatus socioeconómico en mujeres y en la muestra conjunta (Capaldi *et al.*, 2012; INEGI-INMUJERES, 2012; Stith *et al.*, 2004). Contrario a las expectativas, mayor victimización y mayor perpetración se asociaron con

mayor estatus socioeconómico en hombres. Las mujeres con menor estatus socioeconómico reportan más victimización que las mujeres con más estatus socioeconómico, pero los hombres con más estatus socioeconómico reportan ejercer y recibir más violencia que los hombres con menos estatus socioeconómico; estas contradicciones pueden estar reflejando cambios de patrones de conducta y percepción. Como hipótesis interpretativa se propone que la mujer con mayor estatus socioeconómico se ha vuelto más asertiva y empoderada, y que su pareja masculina percibe más conflicto (victimización/perpetración) desde valores machistas implícitos bajo una expectativa de mayor sumisión. El hombre de estatus socioeconómico bajo percibe que ejerce menos violencia de lo que cabría esperar desde valores machistas o en comparación con generaciones previas, pero su pareja femenina no comparte esta percepción y en su sentir la violencia es mayor de lo que ella espera desde el cambio de valores y empoderamiento de la mujer (Luján, 2013; Mancinas y Carbajal, 2010).

Limitaciones,

conclusiones y sugerencias

Como limitación del estudio debe señalarse el carácter no probabilístico de la muestra. Así, toda generalización debe manejarse como una hipótesis aplicable a una población semejante, esto es, población general mexicana o latina. Se previene sobre la generalización de estos resultados a poblaciones clínicas. El tamaño de la muestra, sin embargo, no debe considerarse insuficiente. Se alcanzó una proporción mayor o igual que 12 participantes por cada parámetro a estimar en los contrastes unigrupo y mayor o igual que 6 participantes por cada parámetro a estimar en el contraste multigrupo, con lo que se logró rebasar la proporción mínima (≥ 5 a 1) y en la mayoría de los casos la aceptable (≥ 10 a 1) (Byrne, 2010). Todos los datos fueron de autorreporte, esto es, percepciones de los participantes y pueden diferir de datos obtenidos a través de observaciones, pruebas proyectivas y de actitud implícita. Se evaluó machismo tradicional o sexismo hostil como una actitud explícita o manifiesta, pero no caballerismo o sexismo benévolo ni sexismo implícito.

En conclusión, la escala de machismo posee consistencia interna alta, una estructura unidimensional y su distribución muestra cierto sesgo hacia los valores bajos (desacuerdo con el machismo tradicional explícito). Si se especifican 4 correlaciones entre residuos en relación con el emparejamiento de los ítems por su contenido, se obtiene un buen ajuste a los

datos del modelo unidimensional y buenas propiedades de invarianza entre ambos sexos con respecto a los pesos estructurales y varianza del factor y adecuados con respecto a los residuos. El machismo tradicional explícito se asocia más con perpetración que con victimización y esta asociación es mayor en mujeres que en hombres. En ambos sexos aparece violencia reactiva, pero existen diferencias sustantivas en los modelos predictivos al considerar el machismo tradicional explícito. Éste tiene un efecto de riesgo sobre la perpetración en mujeres y la muestra conjunta, pero no en hombres; a su vez, tiene un efecto protector sobre la victimización en la muestra conjunta, pero no al separar a mujeres y hombres. Mayor número de hijos incrementa tanto la victimización como la perpetración en hombres y la muestra conjunta y en mujeres sólo la victimización. Mayor estatus socioeconómico aumenta el riesgo de perpetración y menor escolaridad de victimización en la muestra conjunta, pero no al separar ambos sexos. Estos modelos con buen ajuste a los datos explican mejor la perpetración que la victimización, más en hombres que en mujeres debido a la naturaleza más reactiva de la violencia en los hombres que en las mujeres.

Si se desea evaluar machismo tradicional explícito se recomienda el uso de la escala modificada en lugar de su formato original por sus mejores propiedades psicométricas. En futuras investigaciones se recomienda estudiar el efecto de la deseabilidad social sobre la asimetría de la distribución de escala por el posible efecto del machismo sutil, enmascarado o implícito, esto es, la tendencia a dar respuestas socialmente deseables de rechazo del machismo sin una verdadera sinceridad o convicción profunda.

Se sugiere complementar la evaluación del machismo tradicional explícito con técnicas usadas para evaluar actitudes implícitas, complementar la evaluación de la violencia con escalas de observación, y evaluar violencia y machismo en la familia de origen para obtener una mejor comprensión de la relación entre el machismo tradicional y la violencia de pareja.

Finalmente, se indica dar un peso bajo al machismo tradicional explícito como determinante en los planteamientos de prevención e intervención sobre la violencia de pareja en población general, como podría ser en grupos de concienciación.

Bibliografía

- Allen, C. T., Swan, S. C. y Raghavan, C. (2009). "Gender Symmetry, Sexism, and Intimate Partner Violence", en: *Journal of Interpersonal Violence*, 24 (11), 1816-34.
- Álvarez, J. (2009). *La violencia en la pareja: bidireccional y simétrica. Análisis comparativo de 230 estudios científicos internacionales*, Madrid, España:Asociación para el Estudio del Maltrato y del Abuso.
- Archer, J. (2006). "Cross-Cultural Differences in Physical Aggression between Partners: A Social-Role Analysis", en: *Personality and Social Psychology Review*, 10 (2), 133-53.
- Arciniega, M., Anderson, T., Tovar-Blank, Z. y Tracey, T. (2008). "Toward a Fuller Conception of Machismo: Development of a Traditional Machismo and Caballerismo Scale", en: *Journal of Counseling Psychology*, 55 (1), 19-33.
- Ariza, G. R. (2013). "Las representaciones sociales de la violencia en las relaciones de pareja en Medellín en el siglo XXI", en: *Revista CES Psicología*, 6 (1), 134-58.
- Ballén, K. P. (2012). " 'Ser hombre': un acercamiento desde las representaciones sociales sobre la masculinidad en jóvenes de Ciudad Bolívar y la configuración de sus subjetividades políticas", en: *Aletheia*, 4 (1), 87-109.
- Bell, K. M. y Naugle, A. M. (2007). "Effects of the Social Desirability on Students' Self-Reporting of Partner Abuse Perpetration and Victimization", en: *Violence and Victims*, 22 (2), 243-56.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equations with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming* (2nd. ed.), New York, NY: Routledge.
- Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W. y Kim, H. K. (2012). "A Systematic Review of Risk Factors for Intimate Partner Violence", en: *Partner Abuse*, 3 (2), 231-80.
- Cárdenas, M., Lay, S. L., González, C., Calderón, C. y Alegrí, I. (2010). "Inventario de sexismo ambivalente. Adaptación, validación y relación con variables psicosociales", en: *Revista Salud y Sociedad*, 1 (2), 125-35.
- Castañeda, M. (2007). *El machismo invisible regresa*, Ciudad de México:Taurus.
- Cienfuegos, M. Y. y Díaz-Loving, R. (2010). "Violencia en la relación de pareja", en: Rolando Díaz-Loving y Sofía Rivera (eds.), *Antología psicosocial de la pareja: clásicos y contemporáneos*, Ciudad de México:Miguel Ángel Porrúa, 647-87.
- Courtney, M. G. R. (2013). "Determining the Number of Factors to Retain in EFA: Using the SPSS R-Menu V2.0 to Make More Judicious Estimations", en: *Practical Assessment Research and Evaluation*, 18 (8), 24-57.
- Cronbach, L. J. y Shavelson, R. J. (2004). "My Current Thoughts on Coefficient Alpha and Successor Procedures", en: *Educational and Psychological Measurement*, 64 (3), 391-418.
- De la Torre, A., Ojeda, R. y Maya, C. J. (2004). *Construcción del género en sociedades con violencia: un enfoque multidisciplinario*, Ciudad de México:Miguel Ángel Porrúa.

- Del Castillo, A. y Castillo, M. (2010). *Amar a madrazos. El doloroso rostro de la violencia entre jóvenes*, Ciudad de México:Grijalbo.
- Díaz-Guerrero, R. (2007). *Bajo las garras de la cultura. Psicología del mexicano 2* (2ª. ed.), Ciudad de México:Trillas.
- Díaz-Loving, R. (2010). “Una teoría bio-psico-socio-cultural”, en: Rolando Díaz-Loving y Sofía Rivera (eds.), *Antología psicossocial de la pareja. Clásicos y contemporáneos*, Ciudad de México:Miguel Ángel Porrúa, 11-33.
- Díaz-Loving, R. y Sánchez, R. (2005). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*, Ciudad de México:Miguel Ángel Porrúa.
- Dutton, D. G. y Nicholls, T. L. (2005). “The Gender Paradigm in Domestic Violence Research and Theory: Part 1 - The Conflict of Theory and Data”, en: *Aggression and Violent Behavior*, 10 (6), 680-714.
- Ellis, P. D. (2010). *The Essential Guide to Effect Sizes: an Introduction to Statistical Power, Meta-Analysis and The Interpretation of Research Results*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Fiebert, M. S. (2013). “References Examining Assaults by Women on their Spouses or Partners: an Annotated Bibliography”, en: *Sexuality and Culture*, 17 (2), 1-67.
- Forbes, G. B. y Adams, L. E. (2001). “Experiences with Sexual Coercion in College Males and Females: Role of Family Conflict, Sexist Attitudes, Acceptance of Rape Myths, Self-Esteem, and the Big-Five Personality Factors”, en: *Journal of Interpersonal Violence*, 16 (9), 865-889.
- Godbout, N., Dutton, D. G., Lussiere, Y. y Sabourin, S. (2009). “Early Exposure to Violence, Domestic Violence, Attachment Representations, and Marital Adjustment”, en: *Personal Relationships*, 16 (3), 365-384.
- Gracia, E. y Herrero J. (2006). “Public Attitudes toward Reporting Partner Violence Against Women and Reporting Behavior”, en: *Journal of Marriage and the Family*, 68 (4), 759-68.
- Hattery, A. (2009). *Intimate Partner Violence*, Lanham, MD: Rowman and Littlefield Publishers.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática e Instituto Nacional de las Mujeres [INEGI-INMUJERES] (2012). *Encuesta nacional sobre la dinámica de las relaciones en los hogares 2011*, Aguascalientes: INEGI-INMUJERES.
- Johnson, M. (2008). *A Typology of Domestic Violence: Intimate Terrorism, Violent Resistance, and Situational Couple Violence*, Boston, MA: Northeastern University Press.
- Luján, M. (2013). “Violencia y maltrato en las ecologías relacionales: hacia una epistemología de la corresponsabilidad”, en: *Interpersona: an International Journal on Personal Relationships*, 7 (1), 150-63.
- Mancinas, S. y Carbajal, M. G. (2010). “Cambios y permanencias de la violencia familiar en Nuevo León, México”, en: *Revista de Ciencias Sociales de la Universidad Iberoamericana*, 9 (1), 49-68.
- Moral, J. y López, F. (2012). “Modelo recursivo de reacción violenta en parejas válidos para ambos sexos”, en: *Boletín de Psicología*, 105, 61-74.

- Moral, J. y López, F. (2013). “Relación de violencia en la familia de origen y machismo con violencia en la pareja”, en: *Medicina Universitaria*, 15 (59), 3-9.
- Moral, J. y Ramos, S. (en prensa). “Consistencia interna y estructura factorial de un cuestionario de violencia sufrida y ejercida en la pareja”, en: *DAENA: International Journal of Good Conscience*, 10 (2).
- Oxtoby, C. (2012). *Taking a Cultural Perspective on Intimate Partner Violence*, tesis doctoral, Milwaukee, WI: e-Publications@ Marquette, disponible en: http://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1215&context=dissertations_mu
- Rocha, T. E. y Díaz-Loving, R. (2005). “Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres”, en: *Anales de Psicología*, 21 (1), 42-9.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4a ed.), Ciudad de México:Trillas.
- Stith, S. M., Smith, D. B., Penn, C., Ward, D. y Tritt, D. (2004). “Risk Factor Analysis for Spouse Physical Maltreatment: a Meta-Analytic Review”, en: *Journal of Aggression and Violent Behavior*, 10 (1), 65-98.
- Straus, M. A. (2007). “Processes Explaining the Concealment and Distortion of Evidence on Gender Symmetry in Partner Violence”, en: *European Journal of Criminal Policy and Research*, 13 (3-4), 227-32.
- United Nations Population Fund. [UNFPA] (2009). *UNFPA Strategy and Framework for Action to Addressing Gender-Based Violence 2008-2011*, New York:UNFPA.
- Villaseñor, M. (2003). “Masculinidad, sexualidad, poder y violencia: análisis de significados en adolescentes”, en: *Salud Pública de México*, 45 (Supl. 1), S44-S57.
- Vizcarra, M. B. y Larrañaga, A. M. (2011). “Violencia de pareja en estudiantes universitarios del sur de Chile”, en: *Universitas Psychologica*, 10 (1), 89-98.

Recibido: 6 de enero de 2015

Aprobado: 13 de abril de 2015