

Modelos de violencia de pareja con variables de personalidad, afectivas, interpersonales y culturales

José Moral-de la Rubia,¹
Sandra Ramos-Basurto²
*Universidad Autónoma de Nueva León,
Universidad Autónoma de Zacatecas.*

Resumen

Los objetivos del estudio fueron especificar un modelo de violencia de pareja, contrastar su invarianza entre sexos y especificar un modelo para cada sexo en caso de variación significativa. La Escala de Alexitimia de Toronto, la de Estrategias de Manejo de Conflictos, la de Ajuste Diádico, el Inventario de Depresión de Beck, la de Expresión de la Ira y la de Machismo fueron aplicadas a una muestra incidental de 240 participantes mexicanos. El modelo recursivo especificado tuvo buen ajuste, pero no mostró invarianza entre sexos. Con buen ajuste, victimización y perpetración permanecieron independientes en el modelo especificado para mujeres; y la violencia fue reactiva en el modelo especificado para hombres. Se concluye que la violencia de pareja presenta diferencia sustantiva entre sexos.

Palabras Clave: violencia, pareja, alexitimia, depresión, ira.

Abstract

The aims of this study were to specify a model of intimate partner violence, contrast its invariance across sex, and specify a model for each sex if there is significant sex-variation. The 20-item Toronto Alexithymia Scale, the Conflict Management Strategies Scale, the Dyadic Adjustment Scale, the Beck Depression Inventory, the Anger Expression sub-scale and the Male Chauvinism sub-scale were applied to a non-probability incidental sample of 240 participants. This specified model had a close fit in the total sample, but did not show invariance across sex. With a close fit, victimization and perpetration were independent in the model specified for women; and violence was reactive in the model for men. It is concluded that intimate partner violence presents substantive gender differences.

Keywords: violence, couple, alexithymia, depression, anger.

Recibido: 16 de Octubre de 2015
Aceptado: 21 de Febrero de 2016

1. Universidad Autónoma de Nuevo León.
Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com
2. Universidad Autónoma de Zacatecas. Correo electrónico: espera_sa@yahoo.com

Introducción

La *violencia* se puede definir como una conducta intencional dirigida a dañar, imponer, vulnerar, reprimir o anular. Cuando se da entre dos personas casadas, en unión libre o relaciones de noviazgo, se habla de *violencia de pareja* (Moral & Ramos, 2015). La violencia se puede usar como un medio de resolución de conflictos, imponiendo una solución sin utilizar diálogo o negociación; puede constituir una forma de ejercicio de poder; o puede aparecer como una reacción a situaciones irritantes, frustrantes, conflictivas, de peligro o agresión (Burton & Hoobler, 2011).

La violencia de pareja es un problema social y de salud en México que requiere intervenciones basadas en evidencias (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, e Instituto Nacional de las Mujeres [INEGI e INMUJERES], 2012). Actualmente, se recomienda plantear su estudio desde una perspectiva ecológica que incluya determinantes culturales, contextuales, de dinámica de pareja y personales (De Alencar y Cantera, 2012; Krug, Dahlberg, Mercy, Zwi y Lozano, 2003).

Desde la perspectiva ecológica, aparte de considerarse factores de riesgo de carácter socio-cultural (machismo, escolaridad, estatus socioeconómico), intrapsíquicos o psicológicos (rasgos de personalidad y estados emocionales), interpersonales (ajuste diádico, estrategias de manejo de conflictos y estresores, como número de hijos, vivir con la familia de origen o con la familia de la pareja) y biológicos (hormonas y neurotransmisores), es fundamental incluir a ambos miembros de la pareja o ambos sexos, así como los dos roles que se pueden adoptar ante la violencia, ya sea como víctimas o victimarios (Díaz-Loving, 2010).

Empezando por los factores socio-culturales, se tiene el denominado machismo tradicional o sexismo hostil (Cárdenas, Lay, González, Calderón y Alegría, 2010). El machismo tradicional se puede definir como una ideología que proclama la superioridad del hombre sobre la mujer, exalta los rasgos masculinos, estigmatiza los rasgos femeninos y justifica el dominio del hombre sobre la mujer (Vaamonde y Omar, 2012). Esta ideología constituye un posible factor de riesgo del ejercicio de la violencia por parte de los hombres contra las mujeres, como señala la perspectiva de género (Álvarez, 2006), e históricamente ha estado presente en México (Díaz-Guerrero, 2003). En estudios empíricos se ha demostrado su efecto sobre la violencia, aunque el tamaño del efecto es pequeño (Allen, Swam y Raghavan, 2009; Dutton y Nicholls, 2005).

Así mismo, entre los factores socio-culturales también se cuentan la baja escolaridad y el bajo estatus socioeconómico (Castillo, 2011). Estudios de meta-análisis (Capaldi, Knoble, Shortt & Kim, 2012; Stith, Smith, Penn, Ward & Tritt, 2004) han demostrado que ambas variables tienen un efecto significativo de tamaño pequeño como factores de riesgo. El mayor número de hijos también es un factor sociodemográfico de riesgo, asociado con victimización en mujeres y perpetración de violencia en hombres (Castillo, 2011; Hove & Gwazane, 2011). La combinación de bajo estatus socioeconómico, baja escolaridad y familia numerosa está asociada con la victimización femenina, especialmente si la pareja masculina presenta abuso o dependencia de alcohol (INEGI e INMUJERES, 2012).

Entre los factores intrapsíquicos, cabe señalar que la alexitimia es una variable de personalidad poco estudiada en el campo de la violencia de pareja y sin antecedentes en los estudios realizados en México. La alexitimia, caracterizada por la dificultad para identificar y expresar emociones, tiene un impacto negativo sobre el manejo de los conflictos de pareja y sobre el ajuste diádico por la tendencia a la evitación y falta de expresión de afecto positivo que implica. Además, es un factor de riesgo para depresión, ansiedad y expresión de ira; de ahí que probablemente sea un determinante de violencia mediado por ajuste diádico, depresión y expresión de ira (Espina, 2002; Taylor, Bagby, Kushner, Benoit & Atkinson, 2014). Por último, la alexitimia también podría tener un efecto directo sobre la victimización al amplificar o sensibilizar hacia el daño sufrido (Van der Velde et al., 2013).

Entre los factores intrapsíquicos también se mencionan los estados emocionales, como la depresión, la ansiedad, o el estrés. Usualmente, la depresión es conceptualizada como una consecuencia de la victimización en las mujeres (Lindhorst & Beadnell, 2011), e incluso ha sido estudiada como una consecuencia de la victimización en hombres (Randle & Graham, 2011). La depresión y el estrés postraumático como consecuencia de la victimización toman especial sentido en muestras clínicas; no obstante, la depresión podría ser un antecedente de violencia en muestras de población general. Además, la depresión genera falta de interés en la pareja y la relación, así como desmotivación y pasividad. Si la pareja no percibe adecuadamente este estado emocional, podría interpretar las situaciones como desapego y desamor; esto genera conflicto y posibles reac-

ciones agresivas, lo que hace que la depresión pase a ser un factor de victimización. Por otra parte, la irritabilidad es uno de los síntomas de depresión, especialmente si hay una baja conciencia del estado emocional. Este estado de humor y la falta de motivación para implicarse en negociaciones y asuntos pendientes pueden desencadenar reacciones y estallidos violentos (Kaukinen, 2014).

Entre los factores interpersonales se destaca el ajuste diádico. Se dice que existe ajuste en la pareja si hay una comunicación abierta, expresión de afecto y apego entre sus miembros, se comparten tareas y actividades y se reporta satisfacción con la pareja. El ajuste diádico disminuye la posibilidad de que cualquier conflicto o desavenencia se agrave y termine en violencia, e incluso aminora el riesgo de peleas y círculos viciosos de violencia en caso de manifestarse ira o agresividad (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002).

A su vez, entre los factores interpersonales, los estudios empíricos conceden gran importancia a las estrategias de manejo del conflicto. La evitación del conflicto usualmente lo agrava o deja latente, pudiendo generar irritabilidad en la pareja y; finalmente, confrontación violenta. Si se añade falta de comunicación afectiva y desapego, la probabilidad de agresión aumenta. Por el contrario, la comunicación y la negociación pueden conducir a la resolución del conflicto y mejorar el ajuste diádico (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002).

Además, entre los factores interpersonales se menciona el efecto de los hijos. Un mayor número de hijos se ha asociado con más violencia de pareja, siendo baja la magnitud de la asociación (Capaldi et al., 2012; Stith et al., 2004). No obstante, gran parte del efecto de esta variable sobre la violencia de pareja probablemente sea indirecto y se deba a la mediación del ajuste diádico. El aumento del número de hijos actúa como un estresor que dificulta la convivencia y aumenta los conflictos con la pareja, a la cual se idealiza menos y se va viendo menos atractiva. El desajuste diádico creciente puede causar violencia, especialmente victimización femenina, en un contexto de cultura machista (Cáceres y Cáceres, 2006).

La perspectiva ecológica insiste en considerar los dos roles de violencia en ambos sexos (Stith et al., 2004). Cabe discernir que entre la violencia sufrida y ejercida caben cuatro posibles relaciones: reacción violenta (la violencia sufrida predice violencia ejercida, pero no viceversa), violencia proactiva (la violencia ejercida predice violencia sufrida, pero no viceversa), circularidad de la violencia (la violencia ejercida es predicha por la violencia sufrida y vice-

versa) y estallidos de violencia sin respuesta (ambos roles de la violencia son independientes). El modelo con mejor ajuste a los datos en población general de ambos sexos es el de violencia reactiva (Moral y López, 2012). Por su parte, Allen et al. (2009) hallaron mejor ajuste del modelo de violencia reactiva en mujeres y de violencia proactiva en hombres. La circularidad de la violencia puede ser un modelo más adecuado en parejas que acuden a terapia (Johnson, 2008).

El estudio de la violencia de pareja se ha centrado en la victimización femenina y la perpetración masculina, siendo el fenómeno visto unilateralmente desde la perspectiva de la asimetría del poder y el machismo (Allen et al., 2009), lo que ha sido criticado porque genera un fuerte sesgo en la investigación (Dutton y Nicholls, 2005). Los meta-análisis y estudios de revisión han hallado que la perpetración y victimización en la violencia de pareja son equivalentes entre ambos sexos (Archer, 2002, 2006; Capaldi et al., 2012; Fiebert, 2013; Stith et al., 2004). Así, se recomienda contemplar la victimización y perpetración en ambos sexos para ver diferencias y semejanzas, obteniéndose de este modo una imagen sin sesgo de género (Straus, 2007). Cabe señalar que, en la investigación de la violencia de pareja, no se suele distinguir entre frecuencia y daño, como tampoco se acostumbra incluir ambos aspectos en índices de victimización y perpetración. Si esto se hiciera, se podría obtener una imagen más completa.

Considerando estos argumentos y sugerencias, y desde una perspectiva ecológica, la presente investigación tiene los siguientes objetivos:

1. estudiar la asociación y predecir la violencia de pareja, tanto sufrida como ejercida (frecuencia x daño), con tres variables socio-culturales (machismo, escolaridad y estatus socioeconómico), tres psicológicas o intrapsíquicas (alexitimia, depresión y expresión de ira) y tres interpersonales (ajuste diádico, estrategias del manejo de conflictos y número de hijos) en una muestra de población general;
2. especificar y contrastar en la muestra conjunta un modelo de victimización/perpetración;
3. contrastar la invarianza del modelo entre ambos sexos; y
4. especificar y contrastar un modelo para cada sexo en caso de variación significativa.

Se establece como hipótesis que la alexitimia tiene un efecto directo sobre la depresión, el desajuste diádico y la expresión de la ira, y que esta se asocia con el estilo negativo de manejo de conflictos, la baja escolaridad y el bajo estatus

socioeconómico (Espina, 2002; Fossati et al., 2009; Taylor y Bagby, 2012; Taylor et al., 2014). En este orden de ideas, también se establece como hipótesis que el estilo negativo de manejo de conflictos tiene un efecto directo sobre el desajuste diádico, la depresión y la expresión de la ira (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002). Además, se espera que el número de hijos tenga un efecto directo sobre mayor expresión de ira y menor ajuste diádico (Schumacher y Leonard, 2005). Así mismo, un ajuste diádico pobre, la depresión y la ira pueden tener un efecto sobre ambas, la violencia sufrida y la ejercida (Capaldi et al. 2012; Stitch et al., 2004). La alexitimia, el estilo negativo de manejo de conflictos y el número de hijos, aparte de tener un efecto indirecto sobre la violencia, también podrían tener un efecto directo. En el caso de la alexitimia, el efecto directo más probable sería sobre la victimización (Espina, 2002; Fossati et al., 2009), y el del estilo negativo sobre la perpetración al implicar frialdad, distanciamiento y cierta hostilidad (Moral y López, 2011). Las variables de baja escolaridad y machismo pueden tener un efecto directo sobre la violencia, además de estar asociadas entre sí y con la variable de mayor número de hijos (Díaz-Guerrero, 2003). Se espera que la relación entre violencia sufrida y ejercida sea recursiva de tipo reactivo (Moral y López, 2012). El modelo menos probable de relación entre ambos roles de violencia es el de circularidad al estudiarse una muestra de población general (Johnson, 2008).

Método

Se realizó un estudio cuantitativo, correlacional, con un diseño ex post facto transversal.

Participantes

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 eliminación fueron: cuestionario incompleto, o que la encuestadora observase que el participante marcaba las opciones de respuesta, sin detenerse a leer las preguntas.

Se recolectó una muestra no probabilística por cuotas (por sexo) de población general. En la aplicación, se alternó entre un hombre y una mujer, para conseguir el mismo número de participantes de ambos sexos. Una encuestadora contactó individualmente a los participantes en casas particulares, calles peatonales y parques públicos del centro de la ciudad de Monterrey (México). Una vez que estos

dieron el consentimiento informado, se les administró el cuadernillo de auto-reporte in situ. Cabe mencionar que la encuestadora debía estar presente para resolver dudas y recoger el cuadernillo y, al recogerlo, revisaba que estuviera totalmente contestado; en caso de que no, la encuestadora debía motivar a los participantes para que completaran el auto-reporte.

El porcentaje de participantes que dieron el consentimiento y respondieron al cuestionario fue del 88% (257 de 293). En la mayoría de los casos en los que no se deseó participar, el motivo dado fue la falta de tiempo. Se eliminaron 17 casos por datos incompletos. Así, se reclutó una muestra de 240 participantes con todos sus datos completos.

La mitad de los participantes fueron mujeres y la mitad, hombres, con una edad promedio de 35.41 años de edad ($DE = 9.63$), variando de 18 a 50 años. Con respecto a la escolaridad, 9.6% indicaron tener estudios de primaria; 24.2%, de secundaria; 19.6%, de media superior general; 16%, de media superior técnica; y 30.4%, de estudios superiores. Con respecto al estatus socioeconómico auto-definido, el 22.5% señaló estatus socioeconómico bajo; 26%, medio bajo; 38%, medio; 12.5%, medio alto; y 1%, alto. Con respecto a la actividad laboral, el 18.8% reportó que se dedicaba a labores del hogar; el 27.9%, a trabajar como empleados de oficina o ventas; el 22.5%, a trabajar como empleados manuales; el 18.8%, a desempeñarse como profesionistas; el 5.8%, a laborar en su propio negocio; además, el 3.3% de los participantes estaban desempleados y el 2.9% se dedicaban a estudiar.

Por otra parte, el 82% de la muestra informó que vivían en pareja (matrimonio o unión libre) y el 18% no (noviazgo). Los participantes tenían un promedio de relación con su pareja actual de 11.70 años ($DE = 8.72$). La media de hijos fue dos, variando de cero a cinco, y el 20% de los participantes no tenían hijos.

Instrumentos

Se hicieron preguntas sobre información sociodemográfica (sexo, edad, escolaridad, estatus socioeconómico, ocupación, estado civil y número de hijos) y se aplicaron los siguientes siete instrumentos de auto-reporte:

En primera instancia, se aplicó el Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida (CVSE; Moral y Ramos, 2015). Este permite evaluar victimización y perpetración de violencia entre los miembros de la pareja, diferenciando

los aspectos de frecuencia y daño. El CVSE resulta de una modificación del Cuestionario de Violencia de Pareja de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010), el cual evalúa frecuencia de victimización y perpetración con 38 ítems. Este cuestionario se puede aplicar a ambos sexos y a distintas situaciones de parejas (casados, unión libre y noviazgo). El CVSE está compuesto por 39 ítems tipo Likert, con un rango de cinco opciones de respuesta. Los ítems preguntan por acciones que usualmente se consideran violentas en el ámbito de la terapia de pareja y los servicios sociales de atención a víctimas de violencia (Cienfuegos y Díaz-Loving, 2010; Observatorio de Salud de la Mujer, 2005). El contenido de los ítems abarca actos de violencia física (por ejemplo, *“mi pareja me ha empujado con fuerza”*, o *“he llegado a lastimar físicamente a mi pareja”*), violencia psicológica (por ejemplo, *“mi pareja me ha amenazado con dejarme”*, o *“he amenazado a mi pareja con abandonarlo”*), violencia verbal (por ejemplo, *“mi pareja ha llegado a insultarme”*, o *“he llegado a insultar a mi pareja”*), violencia social (por ejemplo, *“mi pareja me prohíbe que me junte o reúna con amistades”*, o *“he prohibido a mi pareja que se junte o reúna con sus amistades”*), violencia económica (por ejemplo, *“mi pareja me chantajea con su dinero”*, o *“he exigido a mi pareja me dé explicaciones detalladas de la forma en que gasta el dinero”*) y violencia sexual (por ejemplo, *“mi pareja me ha forzado a tener relaciones sexuales cuando estoy enfermo/a”*, o *“no tomo en cuenta las necesidades sexuales de mi pareja”*). Estos 39 ítems integran cuatro escalas, con las cuales se calculan dos índices. Dos escalas evalúan violencia sufrida por medio de 27 ítems directos. En una escala, los 27 ítems se responden en términos de frecuencia (1 *“nunca”*, 2 *“algunas veces”*, 3 *“con alguna frecuencia”*, 4 *“con bastante frecuencia”*, y 5 *“siempre”*) y en la otra escala los mismos 27 ítems se responden en términos de daño sufrido (1 *“nada”*, 2 *“muy poco”*, 3 *“poco”*, 4 *“bastante”* y 5 *“mucho”*). Moral y Ramos (2015) reportaron una consistencia interna muy alta de $\alpha = .95$ en ambas escalas. Las otras dos escalas evalúan violencia ejercida contra la pareja por medio de los 12 ítems directos. En una escala, los 12 ítems se responden en términos de frecuencia (de 1 *“nunca”* a 5 *“siempre”*), mientras que en la otra escala, los mismos 12 ítems se responden en términos de daño infringido (de 1 *“nada”* a 5 *“mucho”*). Moral y Ramos (2015) informaron de una consistencia interna alta en ambas escalas ($\alpha = .84$ y $.89$, respectivamente). Multiplicando las puntuaciones totales de frecuencia (F) por las de daño (D), se calculan dos índices, uno de violencia sufrida o victimización (IVS)

y otro de violencia ejercida o perpetración (IVE). Antes de realizarse este producto, las puntuaciones totales se dividen por el número de ítems sumados para que tengan un rango continuo y homogéneo de uno a cinco ($fS = FS/27$ y $dS = DS/27$ para victimización, y $fE = FE/12$ y $dE = DE/12$ para perpetración). Tras realizarse este producto ($IVS = fS * dS$ e $IVE = fE * dE$), para que el valor del índice tenga un rango de 0 a 100, se resta al producto su valor mínimo posible (1); a continuación, se divide por la diferencia entre su máximo y mínimo posibles ($25 - 1 = 24$) y; finalmente, se multiplica por 100; esto es, $IVS = 100 * ((fS*dS) - 1)/24$ e $IVE = 100 * ((fE*dE) - 1)/24$. Cuanto mayor es la puntuación en IVS, se refleja más victimización; y en IVE, más perpetración. Cabe anotar que las propiedades reportadas de consistencia interna y estructura factorial del CVSEP (Moral y Ramos, 2015) corresponden a las de la presente muestra.

Por otra parte, se utilizó la Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20; Bagby, Parker y Taylor, 1994), usando la adaptación a población mexicana de Moral (2008). Este instrumento consta de 20 ítems con un rango de seis puntos (de 0 *“totalmente en desacuerdo”* a 5 *“totalmente de acuerdo”*). Cabe señalar que una mayor puntuación refleja más alexitimia. La consistencia interna de esta escala fue alta ($\alpha = .82$) y mostró estabilidad temporal a los seis meses ($r = .71$). Además, presentó una estructura de tres factores: dificultad para identificar sentimientos (DIS), con siete indicadores con consistencia interna aceptable ($\alpha = .78$); dificultad para expresar verbalmente sentimientos (DES), con cinco indicadores con consistencia interna alta ($\alpha = .80$); y pensamiento externamente orientado (PEO), con ocho indicadores con consistencia interna muy baja ($\alpha = .53$) (Moral, 2008). En la presente muestra, la consistencia interna de los 20 ítems fue alta ($\alpha = .87$), al igual que la de los siete ítems de DIS ($\alpha = .89$). La consistencia interna de los cinco ítems de DES fue aceptable ($\alpha = .78$), pero la de los ocho ítems de PEO fue inaceptable ($\alpha = .41$).

También, se aplicó la Escala de ajuste diádico (DAS; Spanier, 1976). Esta consta de 32 ítems tipo Likert con seis puntos de amplitud cada uno, salvo dos ítems con cinco puntos y otros dos dicotómicos, con consistencia muy alta ($\alpha = .96$) y 4 factores: consenso (CON), con 13 ítems con consistencia muy alta ($\alpha = .90$); satisfacción (SAT), con 10 ítems con consistencia muy alta ($\alpha = .94$); cohesión, con cinco ítems (COH) con consistencia alta ($\alpha = .86$); y afecto o cariño (CAR), con cuatro ítems con consistencia aceptable ($\alpha = .73$). Una mayor puntuación refleja más ajuste diádico (Spanier, 1976). Esta escala fue validada en México

por Moral (2009). En la presente muestra, la consistencia interna de los 32 ítems de la escala fue muy alta ($\alpha = .96$), al igual que la de sus dos primeros factores (.92 para los 13 ítems de consenso y .91 para los 10 ítems de satisfacción). La consistencia interna de los cinco ítems de cohesión fue alta ($\alpha = .85$) y la de los cuatro ítems de afecto fue baja ($\alpha = .65$).

Además, se utilizó la Escala de machismo del Cuestionario de premisas histórico-socioculturales de Díaz-Guerrero (2003). Se tomaron los siete ítems de machismo de la forma abreviada del cuestionario, los cuales tienen una consistencia interna aceptable ($\alpha = .73$) (Díaz-Guerrero, 2003). Se transformaron los ítems de dicotómicos a ordinales, con un rango de cinco opciones de respuesta (1 “*totalmente en desacuerdo*” a 5 “*totalmente de acuerdo*”). Igualmente, se incluyó 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). Los ocho ítems son directos. Una mayor puntuación refleja más machismo tradicional o sexismo hostil. En la presente muestra, el número de factores fue uno por el criterio de Horn (percentil 95). La consistencia interna de los ocho ítems fue alta ($\alpha = .82$). Cabe mencionar que el ajuste a los datos de un modelo unidimensional, correlacionando los residuos de los ítems emparejados (cuatro correlaciones residuales), fue bueno por máxima verosimilitud: $\chi^2(16, N = 240) = 26.21, p > .05$; p de Bollen-Stine = .21, GFI = .97, AGFI = .94, NFI = .96, CFI = .98 y RMSEA = .05.

Así mismo, se aplicó la Escala de estrategias de manejo de conflictos (EEMC; Moral y López, 2011). Esta consta de 34 ítems, con un rango de respuesta de 1 (“*nunca*”) a 5 (“*siempre*”). Todos los ítems son directos. Además, se compone de cinco factores de primer orden o estrategias: comunicación/negociación, con 10 ítems ($\alpha = .85$); evitación, con ocho ítems ($\alpha = .80$); expresión de afecto, con cinco ítems ($\alpha = .89$); tomarse un tiempo para reflexionar o buscar el momento oportuno, con 6 ítems ($\alpha = .71$); y acomodación a las exigencias y deseos del otro, sin que se produzca un cambio en el propio planteamiento o valoración del problema, con cinco ítems ($\alpha = .72$). Igualmente, se definen dos componentes de segundo orden: estilo positivo de manejo de conflictos (negociación, acomodación, tiempo y afecto) y estilo negativo (acomodación y evitación, con signos positivos; y negociación, con signo negativo). La consistencia interna de los 26 ítems estilo positivo de manejo de conflictos fue alta ($\alpha = .86$), al igual que la de los 23 ítems del estilo negativo ($\alpha = .82$). En la presente

muestra, la consistencia interna de los cinco ítems de afecto fue muy alta ($\alpha = .91$); la de los 10 ítems de comunicación/negociación, alta ($\alpha = .85$); la de los seis ítems de tiempo y cinco ítems de acomodación, aceptable ($\alpha = .78$ y $.72$, respectivamente); y la de los ocho ítems de evitación, baja ($\alpha = .62$). La consistencia de los 26 ítems que integran las cuatro escalas de estilo positivo fue muy alta ($\alpha = .91$), mientras que la de los 23 ítems que integran las tres escalas de estilo negativo fue baja ($\alpha = .66$). Para mejorar la consistencia interna del estilo negativo, se exploró y confirmó un modelo alternativo. La acomodación quedó como indicador de estilo negativo y el afecto fue compartido como indicador de ambos estilos, con signo positivo en estilo positivo y con signo negativo en estilo negativo. El ajuste fue bueno por máxima verosimilitud: $\chi^2(2, N = 240) = 3.35, p = .19$, GFI = .99, AGFI = .96, NFI = .99, CFI = 1 y RMSEA = .05). La consistencia interna de los 26 ítems de afecto positivo fue muy alta ($\alpha = .91$) y la de los 23 ítems de estilo negativo fue alta ($\alpha = .86$).

Por otra parte, se utilizó la Escala de expresión de la ira (STAXI-2-AX; Spielberger, 2001). Esta consta de 24 ítems tipo Likert con un rango de respuesta de 1 “*en absoluto*” a 4 “*muchísimo*” y cuatro escalas con seis ítems cada una (control externo, control interno, exteriorización e interiorización) y consistencia interna alta (Spielberger, 2001). La puntuación total de expresión de la ira, con un rango de 1 a 73, se obtiene sumando los 12 ítems de exteriorización e interiorización, la constante 37 y restando los 12 ítems de control externo e interno. La escala en cuestión fue validada en México por Moral, González y Landero (2010). En la presente muestra, la consistencia interna de los seis ítems de exteriorización fue baja ($\alpha = .63$), al igual que los seis ítems de interiorización ($\alpha = .65$), pero al juntar ambos factores, como en el estudio de Moral y Segovia (2014), se obtuvo una consistencia interna aceptable ($\alpha = .73$) para lo que sería un factor de manifestación de la ira. El número de factores por el criterio de Horn (percentil 95) fue tres. Al extraerse tres factores por ejes principales y rotarse la matriz de factores por el método Oblimin, se definieron los factores de manifestación de la ira, control externo y control interno. Los seis ítems de control externo tuvieron consistencia interna alta ($\alpha = .80$), al igual que los 6 ítems de control interno ($\alpha = .86$). La consistencia interna de los 24 ítems (invirtiendo los 12 de control) fue alta ($\alpha = .85$).

Por último, se aplicó el Inventario de Depresión de Beck revisado, formato simplificado de aplicación (BDI-2-FSA; Moral, 2013). Este consta de 21 ítems tipo Likert con un

rango de respuestas de 0 “nada” a 3 “mucho”, tomados del BDI-2 (Beck, Steer & Brown, 1996). Todos los ítems son directos. Una mayor puntuación refleja más síntomas depresivos. En una muestra de 424 participantes, el BDI-II-FSA presentó una consistencia interna muy alta ($\alpha = .91$). Su estructura fue de dos factores correlacionados: síntomas cognitivo-afectivos (SCA), con 14 ítems (del 1 al 14) con consistencia interna muy alta ($\alpha = .90$), y síntomas somático-motivacionales (SSM), con siete ítems (del 15 al 21) con consistencia interna alta ($\alpha = .83$) (Moral, 2013). En la presente muestra, los 21 ítems presentaron consistencia interna muy alta ($\alpha = .91$) y sus dos factores, consistencia alta ($\alpha = .89$ para SCA y $.88$ para SSM).

Procedimiento

La participación fue voluntaria tras solicitar el consentimiento informado que aparecía en la primera hoja del cuadernillo. Al solicitarse el consentimiento para la participación en el estudio, se informaba de los objetivos de la investigación, responsables de la misma y su adscripción institucional; así mismo, se garantizaba el anonimato y la confidencialidad de la información dada, y se proporcionaba un correo y una dirección de contacto para cualquier cuestión suscitada por la investigación. Además, se prestaba asesoría o atención clínica a quien lo pidiera, con el fin de cumplir con las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007).

Resultados

Las correlaciones con los dos índices de violencia (victimización y perpetración) se calcularon por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r). Los valores de $r < .30$ se interpretaron como magnitudes de asociación baja; los de $.30$ a $.49$, como magnitudes de asociación moderada; los de $.50$ a $.69$, como magnitudes de asociación alta; los de $.70$ a $.89$, como magnitudes de asociación muy alta; y los de $\geq .90$, como magnitudes de asociación unitaria (Ellis, 2010).

Se estimaron 2 modelos predictivos, uno para cada índice de violencia, por regresión lineal múltiple, usando el método de pasos sucesivos. Se especificó y contrastó un modelo por análisis de senderos, usando el método de Máxima Verosimilitud (ML) para la muestra conjunta. Se contrastó la invarianza entre ambos sexos de este modelo, 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.

Para valorar el ajuste del modelo estructural, se consideraron 7 índices: prueba chi-cuadrado de Pearson (χ^2), índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom (GFI) y su forma corregida ($AGFI$), índice normado de ajuste (NFI) e índice comparativo de ajuste (CFI) de Bentler-Bonnet, residuo estandarizado cuadrático medio ($SRMR$) de Jöreskog-Sörbom y error de aproximación cuadrático medio ($RMSEA$) de Steiger-Lind. 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 $> .05$, 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 $> .01$, GFI y $CFI \geq .90$, NFI y $AGFI \geq .80$, $SRMR$ y $RMSEA \leq .09$ (Byrne, 2010). Cabe señalar que los cálculos estadísticos se realizaron con los programas SPSS21 y AMOS16.

Correlaciones con victimización y perpetración

La puntuación total de la TAS-20 y sus tres factores correlacionaron significativamente con victimización y perpetración. Las correlaciones variaron de $.55$ a $.20$. Las correlaciones de DIS fueron las más altas. Las correlaciones fueron más altas en los hombres que en las mujeres, salvo en PEO, donde dichas correlaciones fueron más altas en las mujeres (véase Tabla 1).

La puntuación total y los cuatro factores de ajuste diádico tuvieron correlaciones significativas, negativas y altas, o muy altas, con victimización en las tres muestras, variando de $-.75$ a $-.57$. Un mayor desajuste diádico se asoció con mayor victimización. La puntuación total y la satisfacción tuvieron correlaciones con victimización más altas en hombres que en mujeres, pero el afecto, la cohesión y el consenso tuvieron correlaciones con victimización más altas en mujeres que en hombres. También, las correlaciones de la puntuación total y los cuatro factores de ajuste diádico fueron significativas y negativas con perpetración en las tres muestras, pero variaron de muy altas ($r = -.71$, $p < .01$) a bajas ($r = -.26$, $p < .01$). Las correlaciones con perpetración fueron más altas en hombres que en mujeres.

Un mayor desajuste diádico se asoció con mayor perpetración (véase Tabla 1).

El machismo tuvo una correlación significativa, positiva y pequeña con victimización en la muestra conjunta ($r = -.18, p < .01$) y con perpetración en mujeres ($r = .24, p < .01$), pero fue independiente de victimización y perpetración en hombres (véase Tabla 1).

El estilo negativo del manejo de conflictos tuvo correlaciones significativas y positivas con perpetración y victimización en las tres muestras. Dichas correlaciones fueron más altas con perpetración que con victimización; así mismo, estas fueron más altas en hombres que en mujeres, variando de .24 a .56. El estilo positivo de manejo de conflictos tuvo correlaciones significativas y negativas con perpetración en las tres muestras. Dichas correlaciones fueron más altas en hombres que en mujeres, variando de $-.33$ a $-.46$, y con victimización sólo en hombres ($r = -.37, p < .01$). La evitación fue la estrategia con correlaciones más altas, seguida del afecto. Así mismo, la evitación correlacionó más con victimización que con perpetración. Por otra parte, la falta de afecto correlacionó más con perpetración que con victimización (véase Tabla 1).

En relación con la ira, las correlaciones significativas aparecieron sobre todo con perpetración, siendo más altas en hombres que en mujeres. La victimización correlacionó con control externo de la ira en las tres muestras, y con manifestación y expresión de la ira sólo en hombres (véase Tabla 1).

Las correlaciones de la puntuación total y los dos factores de depresión fueron significativas y positivas con perpetración y victimización en las tres muestras, variando de .25 a .65. Tales correlaciones fueron más altas en hombres que en mujeres. En lo que atañe a las mujeres, estas fueron más altas con perpetración que con victimización. En lo que respecta a los hombres, las correlaciones fueron más altas con victimización que con perpetración, como en la muestra conjunta (véase Tabla 1).

La edad fue independiente de victimización y perpetración. La escolaridad sólo tuvo correlación significativa, negativa y baja con victimización en la muestra conjunta. A menor escolaridad, mayor es la victimización. La correlación del estatus socioeconómico fue significativa, negativa y baja con victimización en mujeres y en la muestra conjunta, pero fue positiva en hombres. La correlación del estatus socioeconómico con perpetración fue significativa, positiva y pequeña en la muestra conjunta y de hombres, pero no fue

significativa en mujeres. Cabe señalar que las mujeres con menor estatus socioeconómico se quejaron de sufrir más violencia. Además, los hombres de mayor estatus socioeconómico ejercen y se quejan de recibir más violencia. Por otra parte, el número de hijos tuvo correlaciones significativas, positivas y pequeñas con victimización en las tres muestras y con perpetración en la muestra conjunta y de hombres. Así bien, se recibe y ejerce más violencia cuanto mayor es el número de hijos. Por último, el tiempo de convivencia con la pareja tuvo correlaciones significativas, positivas y pequeñas con victimización y perpetración en la muestra conjunta y de hombres, pero fue independiente en mujeres. A más años de convivencia, mayor es la violencia en hombres (véase Tabla 1).

Modelos predictivos de victimización y perpetración por regresión lineal

Para predecir victimización (IVS) y perpetración (IVE), se consideró la puntuación total, o uno de los factores de cada variable con base en las correlaciones más altas en las tres muestras. En ambos modelos, se introdujo el factor DIS de alexitimia, las puntuaciones totales de ajuste diádico, depresión y machismo, así como el número de hijos y el estatus socioeconómico. Con IVS, se introdujo la estrategia de evitación; y con IVE, el estilo negativo de manejo de conflictos. Con IVS, se introdujo el factor de control externo de la ira; y con IVE, la expresión de la ira (puntuación total).

De los ocho predictores iniciales, cuatro entraron en el modelo de regresión calculado con la muestra conjunta para victimización. El IVS fue predicho por pobre ajuste diádico ($\beta = -.67, p < .01$), DIS ($\beta = .19, p < .01$), control externo de la ira ($\beta = .15, p < .01$) y machismo ($\beta = .11, p = .02$), explicándose el 60% de la varianza del IVS. También, cuatro variables fueron los predictores en la muestra de hombres: ajuste diádico ($\beta = -.58, p < .01$), depresión ($\beta = .20, p < .01$), DIS ($\beta = .17, p = .01$) y machismo ($\beta = .14, p = .01$), explicándose el 67% de la varianza del IVS. En la muestra de mujeres, el ajuste diádico ($\beta = -.65, p < .01$), la DIS ($\beta = .18, p < .01$) y el control externo de la ira ($\beta = .17, p < .01$) predijeron el IVS, explicándose el 57% de su varianza.

De los ocho predictores iniciales, cuatro entraron en el modelo de regresión, calculado con la muestra conjunta para predecir perpetración. El IVE fue predicho por depresión ($\beta = .24, p < .01$), expresión de la ira ($\beta = .23, p < .01$), estilo negativo de manejo de conflictos ($\beta = .22, p < .01$),

Tabla 1
Correlaciones con victimización y perpetración

Variables	Muestra conjunta		Mujeres		Hombres		
	IVS	IVE	IVS	IVE	IVS	IVE	
Alexitimia	TAS-20	.399***	.328***	.383***	.346***	.454***	.417***
	DIS	.421***	.339***	.354***	.295***	.550***	.512***
	DES	.298***	.244***	.300**	.282**	.338***	.278**
	PEO	.233***	.205**	.274**	.278**	.187*	.200*
Ajuste	DAS	-.746***	-.375***	-.727***	-.340***	-.762***	-.714***
diádico	CON	-.659***	-.306***	-.637***	-.282***	-.634***	-.621***
	SAT	-.724***	-.377***	-.708***	-.379***	-.727***	-.667***
	COH	-.635***	-.346***	-.661***	-.294***	-.595***	-.543***
Machismo	CAR	-.634***	-.327***	-.678***	-.259***	-.569***	-.498***
		-.179**	.118ns	-.066ns	.244**	-.116ns	-.073ns
	NEG	-.092ns	-.362***	.049ns	-.278**	-.411***	-.467***
Estrategias y estilos de manejo del conflicto Ira	EVT	.425***	.226***	.479***	.154ns	.350***	.334***
	AFE	-.269***	-.329***	-.224*	-.272**	-.360***	-.481***
	TIE	.096ns	-.325***	.234*	-.315***	-.235***	-.350***
	ACO	.218**	-.082ns	.400***	-.085ns	-.134*	-.118ns
	EPOS	-.051ns	-.375***	.105ns	-.329***	-.374***	-.461**
	ENEG	.309***	.419***	.243**	.331***	.491**	.563**
	EI	.016ns	.408***	-.100ns	.228*	.344***	.509***
	MI	.118ns	.398***	.109ns	.229*	.390***	.469***
	CE	.217***	-.298***	.203*	-.176ns	-.283**	-.443***
CI	-.025ns	-.223***	.165ns	-.097ns	-.118ns	-.289***	
Depresión	BDI-2	.384***	.428***	.316***	.382***	.627***	.541***
	SCA	.384***	.416***	.347***	.388***	.534***	.522***
	SSM	.340***	.390***	.248***	.329***	.648***	.499***
	Edad	.078ns	.096ns	.093ns	.029ns	.098ns	.138ns
Variables socio-demográficas	Escolaridad	-.193**	.106ns	-.174ns	-.001ns	.009ns	.054ns
	ESE	-.147*	.184**	-.212*	.001ns	.205*	.220*
	NH	.282***	.239***	.247**	.048ns	.325***	.469***
	Tiempo	.141*	.135*	.095ns	.066ns	.210*	.241**

Notas. ns = $p > .05$, * $p \leq .05$, ** $p \leq .01$, *** $p \leq .001$. Violencia: IVS = índice de violencia sufrida. IVE = índice de violencia ejercida. Alexitimia: TAS-20 = puntuación total, DIS = dificultad para identificar sentimientos, DES = dificultad para expresar sentimientos, PEO = pensamiento externamente orientado. Ira: EI = expresión, MI = manifestación, CE = control externo, CI = control interno. Ajuste diádico: DAS = puntuación total, CON = consenso, SAT = satisfacción, COH = cohesión, CAR = comunicación de afecto o cariño. Manejo de conflictos: NEG = negociación/comunicación, EVT = evitación, AFE = afecto, TIE = búsqueda del momento adecuado, ACO = acomodación, EPOS = estilo positivo, ENEG = estilo de negativo. Variables sociodemográficas: ESE = estatus socioeconómico, NH = número de hijos y Tiempo = tiempo de convivencia con la pareja actual.

.01) y número de hijos ($\beta = .13, p < .01$), explicándose el 31% de su varianza. En hombres, fue predicho por ajuste diádico ($\beta = -.43, p < .01$), número de hijos ($\beta = .24, p < .01$), expresión de la ira ($\beta = .22, p < .01$) y depresión ($\beta = .16, p = .02$), lo que explicó el 60% de la varianza del IVE. En mujeres, fue predicho solo por mayor depresión ($\beta = .31, p < .01$) y estilo negativo de manejo de conflictos ($\beta = .23, p < .01$), lo que explicó el 18% de la varianza del IVE.

Contraste de un modelo de victimización/perpetración e invarianza entre ambos sexos

Por análisis de senderos, se especificó un modelo con tres variables exógenas correlacionadas entre sí (DIS, estilo negativo de manejo de conflictos y número de hijos), tres variables endógenas intermedias (ajuste diádico, depresión y expresión de la ira) y dos endógenas finales (victimización o IVS y perpetración o IVE). El ajuste diádico fue predicho por estilo negativo, número de hijos y BDI-2. La depresión fue predicha por DIS y estilo negativo. La expresión de la ira fue predicha por DIS, BDI-2 y DAS. La violencia sufrida fue predicha por DIS, DAS y expresión de la ira. La violencia ejercida fue predicha por el estilo negativo, el número de hijos y la expresión de la ira. Ambos roles de violencia fueron independientes entre sí (Figura 1). Las tres correlaciones y las 16 vías direccionales del modelo especificado tuvieron parámetros estadísticamente significativos por ML y PCS. Se explicó el 60% de la varianza de violencia sufrida, 32% de violencia ejercida, 42% de ajuste diádico, 37% de depresión y 26% de expresión de la ira (Figura 1). El ajuste del modelo fue bueno por los ocho índices (Tabla 2).

Se contrastó la invarianza del modelo entre ambos sexos. En el modelo sin restricciones en mujeres, el efecto directo de la expresión de la ira sobre la violencia ejercida, el del número de hijos sobre la violencia ejercida y la correlación entre la DIS y el número de hijos, no fueron estadísticamente significativos por ML ni PCS. Adicionalmente, La DIS y el ajuste diádico no tuvieron un efecto significativo directo sobre la expresión de la ira por PCS. En el modelo sin restricciones en hombres, el efecto directo del ajuste diádico y la depresión sobre la expresión de la ira y el de la expresión de la ira sobre el IVS, no fueron estadísticamente significativos por ML y PCS. El modelo sin restricciones se rechazó tanto por la prueba chi-cuadrado, como por la prueba de Bollen-Stine. AGFI y RMSEA mostraron mal ajuste, pero los demás índices tomaron valores de buen ajuste. La bondad de ajuste empeoró significativamente en los tres modelos

anidados (Tabla 2). Debido a varios parámetros no significativos, cuatro índices de mal ajuste en el modelo sin restricciones y falta de equivalencia en la bondad de ajuste de los modelos anidados, no se pudo mantener la hipótesis nula de invarianza entre ambos, por lo que se especificó y contrastó un modelo para cada sexo.

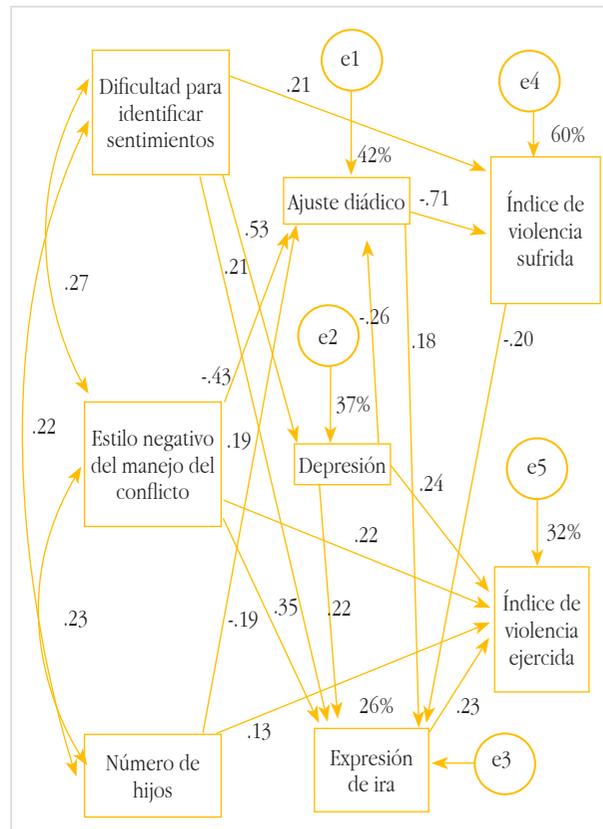


Figura 1. Modelo especificado para la muestra conjunta con sus parámetros estandarizados.

Especificación y contraste de un modelo de violencia para cada sexo

En lo que respecta a las mujeres, se eliminaron las cinco vías direccionales no significativas en el modelo sin restricciones del contraste multigrupo. Adicionalmente, se eliminó la correlación entre el número de hijos y el estilo negativo y la predicción de la expresión de la ira por el estilo negativo, por falta de significación estadística. Se introdujo una vía direccional desde las sugerencias de los índices de modificación: la predicción directa de la violencia sufrida por el estilo negativo (véase Figura 2). Todos los parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS. Se explicó el 58% de la varianza de violencia sufrida, el 19%

Tabla 2
Índices de ajuste por máxima verosimilitud

Índices de ajuste	Modelo para la muestra conjunta					Modelo para mujeres	Modelo para hombres
	Uni-grupo	Multigrupo					
		SC	PE	VE	RE		
χ^2	15.83	61.27	139.18	148.39	289.66	23.70	16.58
gl	9	18	34	40	45	15	17
p	.07	< .01	< .01	< .01	< .01	.07	.17
p de B-S	.15	< .01	< .01	< .01	< .01	.18	.33
GFI	.98	.95	.89	.89	.83	.96	.97
AGFI	.93	.79	.78	.78	.72	.90	.90
NFI	.98	.92	.83	.81	.64	.92	.97
CFI	.99	.94	.86	.85	.67	.97	.99
RMSEA	.06	.10	.11	.11	.15	.07	.06
(p*)	(p = .36)	(p < .01)	(p < .01)	(p < .01)	(p < .01)	(p = .25)	(p = .39)
SRMR	.03	.04	.07	.08	.08	.07	.07

Notas. * p = probabilidad de que RMSEA ≤ .05 para una estimación poblacional. Modelos con constricciones anidadas: SC = sin restricciones, PE = pesos estructurales, VE = varianza-covarianzas estructurales y RE = residuos.

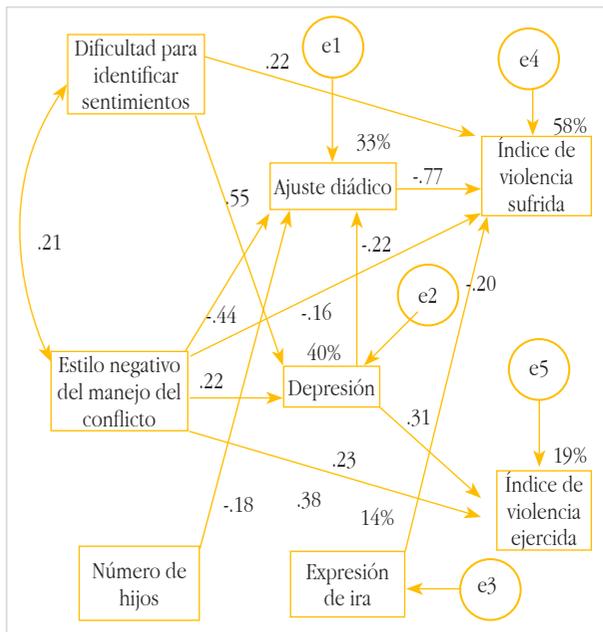


Figura 2. Modelo especificado para mujeres con sus parámetros estandarizados.

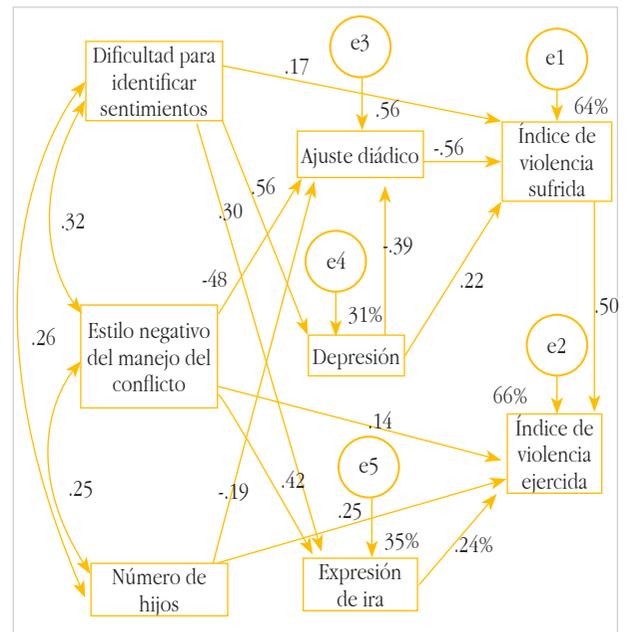


Figura 3. Modelo especificado para hombres con sus parámetros estandarizados.

de la violencia ejercida, el 33% del ajuste diádico, el 40% de la depresión y el 14% de la expresión de la ira (Figura 2). El ajuste a los datos fue bueno por los índices χ^2 , p de B-S, *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *CFI* y *RMSEA*, y adecuado por *SRMR* (véase Tabla 2).

En lo que atañe a los hombres, se eliminaron las tres vías direccionales no significativas en el modelo sin restricciones del contraste multigrupo. Se añadió una vía direccional sugerida por los índices de modificación: la predicción de la violencia ejercida por la violencia sufrida (véase Figura 3). Todos los parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS. Se explicó el 64% de la varianza de violencia sufrida, el 66% de la violencia ejercida, el 56% del ajuste diádico, el 31% de la depresión y el 35% de la expresión de la ira (véase Figura 3). El ajuste a los datos fue bueno por los índices χ^2 , p de B-S, *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *CFI* y *RMSEA*, y adecuado por *SRMR* (véase Tabla 2).

Discusión

El propósito de la presente investigación era definir un modelo de violencia de pareja desde una perspectiva ecológica, el cual fuera válido para ambos sexos y, en caso de diferencias sustanciales, definir un modelo específico para cada sexo. Se puede afirmar que existe un modelo estructural para la muestra conjunta con un buen ajuste a los datos, con todos sus parámetros significativos, porcentajes altos de varianza explicada ($> 25\%$) y concordante parcialmente con la teoría ecológica de la violencia al contemplar variables intrapsíquicas e interpersonales (Díaz-Loving, 2010); no obstante, sus propiedades de invarianza entre ambos sexos fueron débiles en los aspectos de significación de parámetros, índices de ajuste y equivalencia de los modelos anidados, por lo que se propusieron dos modelos distintos, uno para mujeres y otro para hombres, derivados del propuesto para la muestra conjunta.

Los tres modelos estructurales contemplaron ambos roles de la violencia y contaron con las mismas variables predictoras: tres interpersonales (ajuste diádico, estilo negativo de manejo de conflictos y número de hijos) y tres intrapersonales (dificultad para identificar sentimientos, depresión y expresión de la ira). Finalmente, no entró la variable cultural de machismo; de ahí que sean parcialmente concordantes con la perspectiva ecológica. Dicha variable cultural se intentó introducir como predictor de victimización y desajuste diádico en el modelo especificado

para la muestra conjunta, al ser un predictor significativo en el modelo de regresión de victimización en la muestra conjunta y en hombres. No obstante, su efecto directo sobre la victimización en el contraste unigrupo y en el multigrupo en ambas muestras no fue significativo y empeoró el ajuste, por lo que se excluyó. Lo mismo ocurrió en el modelo especificado para hombres al incluirse el machismo como predictor de victimización y desajuste diádico. En el modelo especificado para mujeres, al incluirse el machismo como predictor de perpetración y depresión, el efecto directo del machismo sobre perpetración tampoco fue significativo. En la presente muestra, el efecto del machismo sobre la victimización estaba mediado por el pobre ajuste diádico en relación con los hombres, siendo independientes machismo y victimización en mujeres. El machismo contribuye al desajuste diádico en hombres, y este desajuste es el que genera victimización del hombre por parte de su pareja femenina. Probablemente, el machismo genera un comportamiento desadaptado en el contexto presente de cambio cultural (Rocha-Sánchez y Díaz-Loving, 2002). Por otra parte, el efecto del machismo sobre la perpetración estaba mediado por la depresión en mujeres, siendo perpetración y machismo independientes en hombres. El machismo contribuye a la depresión en la mujer, y la irritabilidad sintomática de depresión determina mayor perpetración de violencia en la mujer contra su pareja masculina. La mujer machista probablemente tenga más conflictos con su rol de género y puede llegar a ser más agresiva en sus relaciones interpersonales (Castañeda, 2007). Finalmente, los datos no apoyan que el machismo sea un factor de victimización femenina, sino más bien de victimización masculina en el contexto presente de cambio cultural (Rocha-Sánchez y Díaz-Loving, 2005). No obstante, su efecto sobre la violencia de pareja es mínimo, como se reporta en otros estudios (Dutton y Nicholls, 2005).

El rasgo alexitímico de dificultad para identificar sentimientos en ambos sexos fue un predictor directo de desajuste diádico y victimización, y se asoció con el estilo negativo de manejo de conflictos. Estos resultados son concordantes con las expectativas. La investigación muestra que este déficit se asocia con dificultades para regular el afecto negativo y para reconocer el afecto positivo, por lo que es un factor de riesgo de depresión (Taylor y Bagby, 2012; Van der Velde et al., 2013), así como de problemas de vínculo y desajuste diádico (Chen, Chen, Chen y Lung, 2011; Taylor et al., 2014) y de violencia (Craparo, Gori, Petruccelli, Cannella y Simonelli, 2014). En hombres, la alexitimia también predijo más expresión de ira y, a través

de esta última, tuvo un efecto indirecto sobre la perpetración de violencia. El hombre no consciente de las causas de su irritación agrede más a su pareja femenina. En mujeres, la alexitimia también tuvo un efecto indirecto en la perpetración de violencia a través de la depresión. Las mujeres con rasgos alexitímicos no conscientes de su depresión agreden más a su pareja masculina a causa de la irritación sintomática del trastorno afectivo que padecen. No obstante, el efecto de la alexitimia fue esencialmente sobre la victimización, e indirectamente sobre la perpetración.

En ambos sexos, el desajuste diádico fue la variable con mayor efecto sobre la victimización. De hecho, en los estudios de meta-análisis, este surge como la variable con más peso (Capaldi et al., 2012; Stith et al., 2004). En la medida que hay menor ajuste entre los miembros de la pareja, se percibe o se sufre más violencia (Schumacher y Leonard, 2005). El desajuste diádico implica menor consenso, cohesión, cariño y satisfacción, lo que deja vulnerables a ambos miembros a sufrir y expresar violencia (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002).

El estilo negativo de manejo de conflictos tuvo un comportamiento muy similar en ambos sexos. Predijo directamente menos ajuste diádico, más depresión y más ejercicio de la violencia en hombres y mujeres. A su vez, en hombres y en la muestra conjunta, generó más expresión de ira, lo que incrementó el efecto total del estilo negativo sobre la violencia ejercida. Así bien, se asoció esencialmente con la perpetración, tal como se esperaba. La incapacidad y la falta de actitud para negociar y resolver los conflictos disminuyen el ajuste de la pareja y crean agotamiento emocional e irritabilidad. Además, en la medida que se elude negociar y hablar y no se atenúa la tensión con muestras de cariño, el conflicto aumenta hasta que estalla en palabras o actos violentos (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002). El estilo negativo de manejo de conflictos también tuvo un efecto significativo sobre la victimización; no obstante, dicho efecto fue indirecto pues tuvo lugar a través del desajuste diádico. Cabe mencionar que el estilo negativo tuvo un efecto directo sobre la violencia sufrida, con un tamaño de efecto mediano, sólo en las mujeres. Por otra parte, el estilo pasivo implica distanciamiento, evitación, frialdad y cierta hostilidad, junto con un acomodarse sin convicción (Moral y López, 2011). Esto violenta las expectativas de género para la esposa, lo que puede generar irritabilidad en la pareja y desencadenar agresión.

Ahora bien, la depresión y la expresión de la ira fueron los aspectos del modelo con más diferencia entre hombres

y mujeres. Por una parte, la depresión fue un factor de riesgo de victimización en hombres y de ejercer violencia en mujeres; por consiguiente, tuvo peores consecuencias para los hombres. La depresión es un estado de vulnerabilidad que viola las expectativas tradicionales para el género masculino en relación con la función de proveedor y protector dentro de la familia y la pareja (Castañeda, 2007). Por otra parte, la expresión de la ira fue un factor protector de sufrir violencia en la mujer, pero no en el hombre, y fue un factor de riesgo de ejercer violencia en el hombre, pero no en la mujer. Al hombre reconoce su expresión de ira como perpetración de violencia, pero no la mujer. El expresar ira, la mujer disminuye la victimización, lo cual probablemente se deba a que la pareja masculina rehúye la disputa para evitar que la violencia se retroalimente y acreciente en una secuencia de reacciones y contrarreacciones.

Por otra parte, la violencia sufrida fue predictor de violencia ejercida, con un tamaño de efecto mediano, sólo en los hombres, lo que incrementa considerablemente el porcentaje de varianza explicada de la violencia ejercida. El modelo válido de violencia en hombres fue el reactivo. Además, la expresión de ira predijo perpetración de violencia, lo que parece indicar que el hombre es consciente de su ejercicio de violencia conforme a las expectativas de construcción de género (Ariza, 2013; De la Torre, Ojeda y Maya, 2004). Cabe señalar que los hombres más pasivos, depresivos, evitativos o distantes reciben más violencia y, ante la agresión de su pareja, reaccionan con violencia, pero la pareja no responde, con lo que se evita cerrar un círculo vicioso de violencia; no obstante, permanece el desajuste y la insatisfacción con la pareja, que fue la causa inicial de la violencia. En cuanto a las mujeres, el modelo válido de violencia es el de desconexión entre la victimización y la perpetración. Las mujeres no reportan una tendencia clara a reaccionar ante la violencia de su pareja, ni que su pareja reaccione ante sus estallidos violentos, los cuales en muchos casos pueden estar motivados por desesperación ante la actitud evitativa, desapegada o pasiva de la pareja. La expresión de ira no predice perpetración, pero sí la irritabilidad depresiva, siendo la alexitimia un factor de riesgo de depresión. Por otra parte, la expresión de ira disminuye la victimización. De este conjunto de datos, se podría inferir que las mujeres son poco conscientes de su ejercicio de violencia. Esta dificultad para reconocerse como agente de agresión puede ser explicada por su construcción de género (Ariza, 2013; De la Torre et al., 2004) y puede ser acrecentada por la alexitimia, o dificultad para identificar sentimientos (Taylor y Bagby, 2012; Chen et al., 2011).

Como en otros estudios, la edad resultó independiente de la violencia (Castillo, 2011). Conforme a la expectativa (INEGI e INMUJERES, 2012), la menor escolaridad se asoció con victimización en la muestra conjunta, a lo que contribuyen especialmente las mujeres, aunque su impacto fue mínimo y no resultó un predictor significativo de violencia.

Se cumplió con la expectativa de mayor victimización a menor estatus socioeconómico en mujeres y en la muestra conjunta (Capaldi et al., 2012; INEGI e INMUJERES, 2012; Stith et al., 2004). Contrario a lo esperado, mayor victimización y mayor perpetración se asociaron con mayor estatus socioeconómico en los hombres. Por otra parte, las mujeres con menor estatus socioeconómico reportan más victimización que aquellas con más estatus socioeconómico. Sin embargo, los hombres con mayor estatus socioeconómico reportan ejercer y recibir más violencia que aquellos con menos estatus socioeconómico. Debe señalarse que los presentes datos son percepciones de los propios participantes y no datos objetivos obtenidos por los observadores. Estas contradicciones aparentes 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, ante lo cual su pareja masculina percibe más conflicto (victimización/perpetración) desde unos valores machistas implícitos que generan una expectativa de mayor sumisión femenina. 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. Sin embargo, la mujer no comparte esta percepción: desde su perspectiva, la violencia es mayor de lo que ella espera o desea desde el cambio de valores y empoderamiento de la mujer (Luján, 2013; Mancinas y Carbajal, 2010). Formulada en otros términos, la hipótesis interpretativa propone que la diferencia de percepción se genera desde unos nuevos valores de empoderamiento en la mujer, los cuales toman más expresión en las mujeres de mayor estatus socioeconómico, y desde unos valores tradicionales de dominio masculino en el hombre, los cuales toman más expresión en los hombres de menor estatus socioeconómico.

Como se deseaba tener un modelo válido para ambos sexos, no se contempló la variable del estatus socioeconómico. Se introdujo la variable de número de hijos debido a unas magnitudes de asociación con violencia ligeramente más altas, a que dicha variable actúa en el mismo sentido para ambos sexos y a que aparece como un predictor significativo de perpetración en el modelo de regresión.

La variable mayor número de hijos constituye un estresor que mina el ajuste diádico (Lundblad y Haansson, 2005). En concordancia con esta expectativa, el número de hijos tuvo un efecto directo sobre el ajuste diádico en las tres muestras. También, y conforme con la expectativa, la victimización aumentó más en mujeres, mientras que la perpetración se incrementó más en los hombres (Castillo, 2011; Hove y Gwazane, 2011; INEGI e INMUJERES, 2012).

Por otra parte, el ajuste diádico suele disminuir con el tiempo; de ahí la expectativa de que el tiempo de relación se asociara con una mayor violencia de pareja (Schumacher y Leonard, 2005). De hecho, los datos apoyan esta expectativa. El tiempo de relación se asoció con victimización en la muestra conjunta y en hombres. También se asoció con mayor perpetración en hombres, facilitando la expresión de la ira. No obstante, su tamaño de efecto fue pequeño y no entró en los modelos predictivos.

Entre las limitaciones del estudio debe mencionarse el uso de una muestra no probabilística, por lo que los resultados sólo pueden manejarse como hipótesis en poblaciones semejantes. Es decir, población general urbana de ambos sexos en países latinos. Se previene sobre la generalización de estos resultados a poblaciones clínicas. No obstante, el tamaño de la muestra no debe considerarse insuficiente. Se alcanzó una proporción aproximadamente de 9 participantes por cada parámetro a estimar en el modelo especificado para población general ($N:q = 240:27$) y una proporción aproximada de seis participantes por cada parámetro a estimar en los modelos especificados para cada sexo (120:21, en ambos sexos), con lo que se logra rebasar la proporción mínima de cinco a uno (Byrne, 2010). Todos los datos fueron de auto-reporte (percepciones de los participantes) y pueden diferir de datos obtenidos a través de escalas de observación, pruebas proyectivas y pruebas de actitud implícita.

En conclusión, la violencia presenta diferencias sustantivas entre ambos sexos. La violencia ejercida es reactiva en hombres. En lo que respecta a las mujeres, ambos roles de violencia están desconectados. Además, la expresión de la ira no predice la perpetración, pero sí lo hacen la irritabilidad depresiva y la alexitimia, mediada por la depresión. Así, la mujer parece poco consciente de su ejercicio de la violencia; esto es, de reconocerse como agente de agresión contra su pareja masculina. En la mujer, la depresión, probablemente desde un humor irritable, es un factor de riesgo para ejercer violencia; en cambio, la depresión deja a los hombres más vulnerables y sensibles a la violencia ejercida

por su pareja femenina. Por otra parte, la expresión de la ira en las mujeres disminuye la victimización, probablemente porque la pareja masculina rehúye la situación para evitar un círculo vicioso de violencia. Sin embargo, puede que la mujer no reconozca la expresión de la ira como perpetración. En cuanto a los hombres, la expresión de la ira es reconocida como ejercicio de violencia contra su pareja femenina; así los hombres parecen más conscientes de su perpetración de violencia. En ambos sexos, un pobre ajuste diádico es el predictor más importante de la violencia sufrida. En este orden de ideas, cabe señalar que la dificultad para identificar sentimientos y el estilo negativo de manejo de conflictos en ambos sexos, así como la depresión (en el caso de las mujeres, pero no en el de los hombres) y el número de hijos (en el caso de los hombres, pero no en el de las mujeres), contribuyen a que se presente este desajuste en la relación.

Se sugiere contemplar la depresión como un factor de riesgo de violencia y no tanto como una consecuencia en población general. Los modelos con buen ajuste a los datos pueden orientar las intervenciones dirigidas a esta población. La depresión en el hombre le pone más en posición de víctima y le sensibiliza a la percepción de violencia, mientras que, en el caso de la mujer, desencadena más violencia (expresión de ira probablemente no reconocida). El hombre reconoce su expresión de ira como un acto violento y reporta que reacciona a la violencia de su pareja femenina; por el contrario, en lo que atañe a las mujeres, la expresión de ira está desconectada de la perpetración, pero no así la depresión. Además, ambas, victimización y perpetración, están desconectadas en el auto-reporte de las mujeres. Esto probablemente se pueda atribuir a la construcción de género que desvincula la violencia de lo femenino y la asocia con lo masculino. En ambos sexos, el pobre ajuste diádico y la dificultad para identificar sentimientos conllevan a recibir más violencia, mientras que el estilo negativo de manejo de conflictos conlleva a ejercer más violencia. Consecuente con estos hallazgos, las intervenciones enfocadas a la prevención de la violencia de pareja pueden orientarse hacia el incremento de la conciencia afectiva, el desarrollo de un estilo positivo de manejo de conflictos y la mejora del ajuste entre los miembros de la pareja.

Referencias

- Allen, C. T., Swam, S. C., & Raghavan, C. (2009). Gender symmetry, sexism, and intimate partner violence. *Journal of Interpersonal Violence, 24*, 1816-1834. doi:10.1177/0886260508325496
- Álvarez, O. (2006). El enfoque de género y la violencia contra las mujeres: aproximación al análisis de los conceptos. *Revista Venezolana de Estudios de la Mujer, 11* (26), 45-54.
- Archer, J. (2002). Sex differences in physically aggressive acts between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior, 7*, 313-351. doi:10.1016/S1359-1789(01)00061-1
- Archer, J. (2006). Cross-cultural differences in physical aggression between partners: a social-role analysis. *Personality and Social Psychology Review, 10*, 133-153. doi:10.1207/s15327957pspr1002_3
- Ariza, G. R. (2013). Las representaciones sociales de la violencia en las relaciones de pareja en Medellín en el siglo XXI. *Revista CES Psicología, 6* (1), 134-158.
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor G. J. (1994). The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research, 38*, 23-32. doi:10.1016/0022-3999(94)90005-1
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Burton, J. P., & Hoobler, J. M. (2011). Aggressive reactions to abusive supervision: The role of interactional justice and narcissism. *Scandinavian Journal of Psychology, 52*, 389-398. doi:10.1111/j.1467-9450.2011.00886.x
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equations with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2ª ed.). New York, NY: Routledge.
- Cáceres, A., y Cáceres, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 6*, 271-284.
- Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W., & Kim, H. K. (2012). A systematic review of risk factors for intimate partner violence. *Partner Abuse, 3*, 231-280. doi:10.1891/1946-6560.3.2.231
- Cárdenas, M., Lay, S. L., González, C., Calderón, C., y Alegría, I. (2010). Inventario de sexismo ambivalente. Adaptación, validación y relación con variables psicosociales. *Revista Salud y Sociedad, 1* (2), 125-135.
- Castañeda, M. (2007). *El machismo invisible regresa*. Ciudad de México: Taurus.
- Castillo, M. (2011). Violencia de pareja en el Paraguay según la Encuesta Nacional de Demografía y Salud Sexual y Reproductiva 2008. *Revista Latinoamericana de Población, 5* (9), 27-48.

- Chen, P., Chen, Ch-S., Chen, Ch-Ch., & Lung, F. (2011). Alexithymia as a screening index for male conscripts with adjustment disorder. *Psychiatric Quarterly*, 82(2), 139-150. doi:10.1007/s11126-010-9156-9
- Cienfuegos, Y. y Díaz-Loving, R. (2010). Violencia en la relación de pareja. En R. Díaz-Loving y S. Rivera-Aragón (Eds.), *Antología psicosocial de la pareja. Clásicos y contemporáneos* (pp. 156-177). Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa.
- Craparo, G., Gori, A., Petruccelli, I., Cannella, V., & Simonelli, C. (2014). Intimate partner violence: relationships between alexithymia, depression, attachment styles, and coping strategies of battered women. *Journal of Sexual Medicine*, 11, 1484-1494. doi:10.1111/jsm.12505.
- De Alencar, R. y Cantera, L. (2012). Violencia de género en la pareja: Una revisión teórica. *Psico*, 43(1), 116-126. Recuperado de <http://revistaseletronicas.pucrs.br/ojs/index.php/revistapsico/article/view/11106/7626>
- 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
- Díaz-Guerrero, R. (2003). *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 R. Díaz-Loving y S. Rivera-Aragón (Eds.), *Antología psicosocial de la pareja. Clásicos y contemporáneos* (pp. 11-33). Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa.
- Díaz-Loving, R. y Sánchez-Aragón, R. (2002). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*. Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa.
- Dutton, D. G., & Nicholls, T. L. (2005). The gender paradigm in domestic violence research and theory: Part 1 - The conflict of theory and data. *Aggression and Violent Behavior*, 10, 680-714. doi:10.1016/j.avb.2005.02.001
- 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.
- Espina, A. (2002). Alexitimia y relaciones de pareja. *Psicothema*, 14, 760-764.
- Fiebert, M. S. (2013). References examining assaults by women on their spouses or partners: an annotated bibliography. *Sexuality and Culture*, 17(2), 1-67. doi:10.1007/s12119-013-9194-1
- Fossati, A., Acquarini, E., Feeney, J., Borroni, S., Grazioli, F., Giarolli, L., Gianluca, F., & Maffei, C. (2009). Alexithymia and attachment insecurities in impulsive aggression. *Attachment & Human Development*, 11, 165-182. doi:10.1080/14616730802625235
- Hove, K., & Gwazane, M. (2011). A study to determine factors associated with domestic violence among concordant and discordant couples in Zimbabwe. *International Journal of Humanities and Social Science*, 1 (7), 157-162.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, e Instituto Nacional de las Mujeres (2012). *Encuesta nacional sobre la dinámica de las relaciones en los hogares 2011*. Ciudad de México: INEGI-INMUJERES. Recuperado de <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/Proyectos/encuestas/hogares/especiales/endireh/>
- Johnson, M. (2008). *A typology of domestic violence: Intimate terrorism, violent resistance, and situational couple violence*. Boston, MA: Northeastern University Press.
- Kaukinen, C. (2014). Dating violence among college students: The risk and protective factors. *Trauma, Violence, & Abuse*, 15, 283-296. doi:10.1177/1524838014521321
- Krug, E. G., Dahlberg, L. L. Mercy, J. A., Zwi, A. B., & Lozano, R. (Eds.) (2003). *Informe mundial sobre la violencia y la salud*. Washington, DC: Organización Panamericana de la Salud. Recuperado de http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/112670/1/9275315884_spa.pdf
- Lindhorst, T., & Beadnell, B. (2011). The long arc of recovery: characterizing intimate partner violence and its psychosocial effects across 17 years. *Violence Against Women*, 17, 480-499. doi:10.1177/1077801211404548
- Luján, M. (2013). Violencia y maltrato en las ecologías relacionales en las ecologías relacionales: hacia una epistemología de la corresponsabilidad. *Interpersona: An International Journal on Personal Relationships*, 7, 150-163. doi:10.5964/ijpr.v7i1.115
- Lundblad, A. M., & Haansson, K. G. (2005). The effectiveness of couple therapy: pre- and post-assessment of dyadic adjustment and family climate. *Journal of Couple and Relationship Therapy*, 4(4), 39-55. doi:10.1300/J398v04n04_03
- Mancinas, S. y Carvajal, M. G. (2010). Cambios y permanencias de la violencia familiar en Nuevo León, México. *Revista de Ciencias Sociales de la Universidad Iberoamericana*, 9(1), 49-68.
- Moral, J. (2008). Propiedades psicométricas de la Escala de Alexitimia de Toronto de 20 reactivos en México. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 11(2), 97-114. Recuperado de <http://www.revistas.unam.mx/index.php/rep/article/view/18555>

- Moral, J. (2009). Estudio de validación de la Escala de Ajuste Diádico (DAS) en población mexicana. *Revista Internacional de Ciencias Sociales y Humanidades, SOCIOTAM*, 19(1), 113-138.
- Moral, J. (2013). Validación de un formato simplificado del Inventario de Depresión de Beck (BDI-2). *Psicología Iberoamericana*, 21 (1), 42-52.
- Moral, J., González, M., & Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI-2-AX and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13, 418-430.
- Moral, J. y 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.
- Moral, J. y López, F. (2012). Modelo recursivo de reacción violenta en parejas válido para ambos sexos. *Boletín de Psicología*, 105, 61-74. Recuperado de <http://www.uv.es/seoane/boletin/previos/N105-4.pdf>
- Moral, J. y Ramos, S. (2015). Propiedades psicométricas de un cuestionario de violencia sufrida y ejercida de pareja. *DAENA: International Journal of Good Conscience*, 10(2), 109-128.
- Moral, J. y Segovia, P. (2014). Discriminación y afectos negativos en mujeres con VIH. *Boletín de Psicología*, 111, 71-91. Recuperado de <http://www.uv.es/seoane/boletin/previos/N111-5.pdf>
- Observatorio de Salud de la Mujer (2005). *Catálogo de instrumentos para cribado y frecuencia del maltrato físico, psicológico y sexual*. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública.
- Randle, A. A., & Graham, C. A. (2011). A review of the evidence on the effects of intimate partner violence on men. *Psychology of Men & Masculinity*, 12(2), 97-111. doi:10.1037/a0021944
- Rocha-Sánchez, T. E. y Díaz-Loving, R. (junio, 2005). Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres. *Anales de Psicología*, 21(1), 42-49.
- Schumacher, J. A., & Leonard, K. E. (2005). Husbands' and wives' marital adjustment, verbal aggression, and physical aggression as longitudinal predictors of physical aggression in early marriage. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(1), 28-37. doi:10.1037/0022-006X.73.1.28
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). Ciudad de México: Trillas.
- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-28. doi:10.2307/350547
- Spielberger, C. (2001). *Inventario de expresión de ira estado-rasgo. STAXI-2*. Madrid: TEA.
- Stith, S. M., Smith, D. B., Penn, C., Ward, D., & Tritt, D. (2004). Risk factor analysis for spouse physical maltreatment: A meta-analytic review. *Journal of Aggression and Violent Behavior*, 10, 65-98. doi:10.1016/j.avb.2003.09.001
- Straus, M. A. (2007). Processes explaining the concealment and distortion of evidence on gender symmetry in partner violence. *European Journal of Criminal Policy and Research*, 13, 227-232. doi:10.1007/s10610-007-9060-5
- Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (2012). The alexithymia personality dimension. En T. A. Widiger (Ed.), *The Oxford handbook of personality disorders* (pp. 648-673). New York, NY: Oxford University Press. doi:10.1093/oxfordhb/9780199735013.013.0030
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., Kushner, S. C., Benoit, D., & Atkinson, L. (2014). Alexithymia and adult attachment representations: Associations with the five-factor model of personality and perceived relationship adjustment. *Comprehensive Psychiatry*, 55, 1258-1268. doi:10.1016/j.comppsy.2014.03.015
- Vaamonde, J. D. y Omar, A. (2012). Validación argentina del inventario de sexismo ambivalente. *Alternativas en Psicología*, 16(26), 47-58.
- Van der Velde, J., Servaas, M. N., Goerlich, K. S., Bruggeman, R., Horton, P., Costafreda, S. G., & Aleman, A. (2013). Neural correlates of alexithymia: A meta-analysis of emotion processing studies. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 37, 1774-1785. doi:10.1016/j.neubiorev.2013.07.008

