



Revista Internacional de Psicología

ISSN 1818-1023

www.revistapsicologia.org

Instituto de la Familia Guatemala

<https://doi.org/10.33670/18181023.v13i02.96>

Vol.13 No.2

Julio 2014

Medida y Relación entre Violencia Recibida y Ejercida contra la Pareja

Measurement and Relation between Received and Exerted Violence against Partner

Dr. José Moral de la Rubia

Dra. Fuensanta López Rosales

Universidad Autónoma de Nuevo León

Nota sobre los Autores

Remita cualquier duda sobre este artículo al siguiente domicilio: Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Calle Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México. Teléfono: (81) 8333 8233. Ext. 423. Fax. Ext. 103. Correos electrónicos: jose_moral@hotmail.com fuensanta.lopez57@yahoo.com.mx

Recibido:12/9/2013
Aceptado:23/6/2014

Revisado por:
Humberto Emilio Aguilera Arévalo, Ph.D.
Dr. José Luis Rojas-Solís

Medida y Relación entre Violencia Recibida y Ejercida contra la Pareja

Resumen

En el estudio de violencia de la pareja se suele asumir un modelo victimización femenina, incluso en población general. En México, se ha desarrollado un cuestionario de Violencia en la Pareja que evalúa violencia sufrida y ejercida. Este artículo tiene como objetivos contrastar la estructura factorial de este cuestionario, calcular su consistencia interna, describir sus distribuciones, comparar medias de violencia entre ambos sexos y entre personas que viven o no con su pareja y estudiar la relación entre violencia recibida y ejercida. Se realizó un estudio no experimental con un diseño transversal. El cuestionario fue aplicado a una muestra no probabilística de 223 mujeres y 177 hombres con parejas heterosexuales de población general. Se usó análisis factorial confirmatorio y modelamiento de ecuaciones estructurales. La estructura factorial de la escala de violencia recibida fue unidimensional, y la de la escala de violencia ejercida fue bidimensional. Ambos sexos reportaron ejercer violencia con la misma frecuencia, pero los hombres se quejaron de recibir violencia con más frecuencia que las mujeres. Las personas que viven con su pareja se reportaron recibir más violencia y ejercer más violencia psicológica. Las correlaciones entre violencia recibida y ejercida fueron moderadas. Un modelo recursivo de reacción violenta mostró un ajuste a los datos de bueno a adecuado y tuvo buenas propiedades de invarianza entre ambos sexos y entre personas que viven o no con su pareja. Se concluye que el cuestionario posee buenas propiedades de consistencia interna y que los datos refutan un modelo de victimización femenina.

Palabras clave: Violencia de pareja, maltrato, noviazgo, matrimonio, género.

Measurement and Relation between Received and Exerted Violence against Partner

Abstract

A female victimization model is often assumed in the study of couple violence, even in general population. In Mexico, a questionnaire of couple violence has been developed. This instrument evaluates suffered and exerted violence. The aims of this paper were to contrast the factor structure of this questionnaire, calculate its internal consistency, describe its distributions, compare means of violence between both sexes and between persons who live or not with their partners, and study the relationship between received and exerted violence. A non-experimental research with a trans-sectional design was performed. The questionnaire was applied to a non probability sample of 223 women and 177 men with heterosexual couples from general population. Confirmatory factor analysis and structural equation modeling were used for data analysis. The factor structure of received violence scale was one-dimensional, and the one of exerted violence scale was two-dimensional. Both sexes reported to exert violence with the same frequency, but men complained to receive violence with more frequency than women. Persons who live with their partners reported to receive more violence and to exert more non-psychological violence than persons who do not live with their partners. The correlations between received and exercised violence were moderate. A recursive model of violent reaction showed a fit to data from good to adequate, and had good properties of invariance between both sexes, and between persons who live or not with their partners. It is concluded that the questionnaire has good properties of factor structure and internal consistency, and data refute a model of female victimization.

Keywords: Couple violence, abuse, dating, marriage, gender.

Introducción

La *violencia* se suele definir como una conducta intencional, cuyo objetivo es dañar, imponer, vulnerar, reprimir o anular. Posee direccionalidad, ya que siempre va dirigida hacia una persona específica. Puede ser un medio de resolución de conflictos, imponiendo una solución sin utilizar diálogo o negociación; una forma de ejercicio de poder; o una reacción a situaciones irritantes, frustrantes, conflictivas, de peligro o agresión (Burton & Hoobler, 2011). Cuando estas conductas se dan entre dos personas casadas, en unión libre o relaciones de noviazgo se usa el término de *violencia de pareja*.

En México, a nivel oficial desde la Secretaría de Gobernación y Coordinación General de la Comisión Nacional de la Mujer (SG-CGCNM, 1999), se distinguen cuatro tipos de violencia de pareja por la modalidad de daño ocasionado o provocado: *violencia física* (dirigida al cuerpo para ocasionar, dolor o incluso la muerte, considerándose en una categoría aparte todo lo relacionado con la sexualidad), *psicológica* (dirigida a la autoestima, autoconcepto y equilibrio emocional), *económica* (dirigida al control de ingresos, gastos y bienes) y *sexual* (dirigida a imponer o coartar las relaciones sexuales, o a vulnerar la autoestima e integridad sexuales de la persona).

Si la persona es víctima de la violencia se habla de *violencia recibida*; si es quien agrede se habla de *violencia ejercida*. Si la ejercen ambos miembros de la pareja es *recíproca*; si la ejerce sólo uno de los miembros de la pareja es *no recíproca*. Johnson (2008), por el motivo del perpetrador, distingue entre *terrorismo íntimo* (el objetivo es el control de la pareja por el miedo), *resistencia violenta* (violencia perpetrada por las víctimas como autodefensa y expresión de ira contra una pareja violenta) y *situacional* (violencia ocasional ejercida por ambos miembros de la pareja a causa de un conflicto, la cual tiende a incrementarse si dicho conflicto no se resuelve). El terrorismo íntimo sería violencia no recíproca y los otros dos tipos serían violencia recíproca.

Existe diversidad de instrumentos para la evaluación de la violencia en la pareja. Entre ellos se puede destacar el *Abuse Screening Inventory*. Consta de 16 ítems y valora la presencia de cuatro tipos de malos tratos: psicológico, físico, sexual y económico. Es aplicado a usuarias de servicios socio-sanitarios y jurídicos. Su estabilidad temporal del .81 al .96 por ítem y tiene una sensibilidad del 72 al 82% (Swahnberg & Wijma, 2007). El *Emotional Abuse Scale* evalúa el maltrato emocional en relaciones de noviazgo (Murphy & Hoover, 1999). Contiene 54 ítems que se agrupan en 4 factores: deprivación hostil, dominancia/intimidación, denigración y control restrictivo. Puede ser aplicado a personas de ambos sexos. Posteriormente, en 2001, sus autores crearon el *Multidimensional Measure of Emotional Abuse* de 28 ítems y los mismos 4 factores, el cual está dirigido a jóvenes estudiantes que tengan o hayan tenido una relación de noviazgo (Murphy & Hoover, 2001). También se puede destacar la Escala de Frecuencia y Percepción de la Violencia Doméstica de Trujano y Mendoza (2003), la cual fue ampliada a situaciones de noviazgo por Trujano, Nava, Tejeda y Gutiérrez (2006). Fue desarrollada en población española. Consta de 30 ítems que miden 6 factores: violencia física, psicológica, objetal, económica, social y sexual. Presenta ajuste adecuado a los datos y confiabilidad alta.

Elaborada en México está el Cuestionario de Violencia en la Pareja de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010). Este cuestionario parte de la revisión y selección de ítems de diversas escalas publicadas entre 1979 a 1999, y de la consideración de algunas conductas calificadas como violentas por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI, 2008), pero ausentes en las mismas. Se define violencia en la relación de pareja como un ejercicio de poder, en el cual a través de acciones u omisiones se daña o pretende dañar, herir o controlar a aquella persona con la que se tiene o tuvo un vínculo íntimo, como noviazgo, matrimonio o cohabitación. Está integrado por dos escalas. La primera está dirigida a evaluar la violencia recibida de la

pareja con cuatro factores: violencia económica, psicológica/control, física/intimidación y sexual. La consistencia interna de sus 27 ítems es alta con un coeficiente α de .97. La segunda escala está destinada a evaluar la violencia que se ejerce contra la pareja con dos factores: violencia psicológica y otros tipos de violencia (económica, social, sexual o física). La consistencia interna de sus 11 ítems también es alta con un coeficiente α de .89. Su estructura factorial se determinó por análisis factorial exploratorio, empleando muestras grandes de más de 400 participantes de población general, no existiendo estudios por medio de análisis factorial confirmatorio (Cienfuegos, 2010; Cienfuegos & Díaz-Loving, 2010; Vargas, 2008).

Como autores previos ya han señalado (Dutton, 2010; Fiebert, 2010, 2013), la investigación sobre la violencia de pareja usualmente se plantea desde el supuesto de que la mujer es víctima del hombre. Incluso, en algunos estudios, este planteamiento no queda implícito, sino se defiende explícitamente como el único posible ante una realidad social de vulnerabilidad (INEGI, 2008, 2012; Ramos & Saltijeral, 2008; Watts & Zimmerman, 2002). Esta asunción implica asimetría de poder, uso de la violencia como instrumento de poder, hegemonía del hombre y sumisión e indefensión de la mujer. No obstante, desde la década de 1970, estudios empíricos y algunos desarrollos teóricos han cuestionado que el fenómeno de la violencia de la pareja sea realmente unidireccional y la victimización sea exclusivamente femenina (Álvarez, 2009; Archer, 2002; Fiebert, 2010, 2013; Instituto de la Mexicano de la Juventud [IMJ], 2007). El planteamiento tradicional afirma que la unidireccionalidad y la asimetría de poder se asientan en arraigadas bases culturales, en concreto en la estructura patriarcal y la ideología machista. Esta afirmación cuenta con un apoyo empírico limitado en los países occidentales en el presente, explicando el machismo y conservadurismo cultural un bajo porcentaje de la violencia de pareja (Dutton, 2010; Hines, Brown, & Dunning, 2007; Moral & López, 2013). En oposición a estas asunciones, los

estudios de revisión y meta-análisis sobre investigaciones de violencia de pareja que incluyen a ambos sexos refutan la afirmación de mayor victimización femenina (Álvarez, 2009; Archer, 2002; Fiebert, 2010, 2013). El género femenino aparece como factor de riesgo de uso violencia en la pareja, aunque no así de daño ocasionado por la violencia (IMJ, 2007, Trujano et al., 2006). El hombre inflige más daño en la violencia recíproca (Whitaker, Haileyesus, Swahn, & Saltzman, 2007). Se puede decir que el desacierto del planteamiento tradicional está en concebir la violencia como unilateral, extrapolar casos clínicos a población general e inflar el factor del patriarcado y el machismo dentro de sociedades en profundo cambio (Fiebert, 2013), incluyendo los países latinos, como México (Rocha-Sánchez & Díaz-Loving, 2005).

Frente a la imagen de la perspectiva de género y el planteamiento tradicional de la violencia unidireccional del hombre hacia la mujer, en la terapia de pareja, la violencia recíproca es la más frecuente, ya sea situacional o terrorismo íntimo-resistencia violenta (Johnson, 2008). Probablemente, en las parejas más estables que no acuden a terapia ni están en procesos de separación o divorcio, la violencia no sólo sea poco frecuente sino que ambos miembros logren evitar un círculo que retroalimente y exacerbe la misma para mantener un clima de afecto y armonía (Stith, McCollum, Amanor-Boadu, & Smith, 2012).

¿Cabe preguntarse es válido para población general un modelo de terrorismo íntimo o de victimización femenina, derivado de estudios realizados en mujeres asistidas en centros de atención a víctimas de violencia? ¿La agresión es un fenómeno exclusivo del hombre y la victimización un fenómeno exclusivo de la mujeres dentro de la violencia de pareja o, por el contrario, ambos sexos ejercen y reaccionan a la violencia de su pareja?

Es importante esclarecer qué tipo de violencia prevalece en población general, ya que, si se asume, como prevalente, un modelo unidireccional de violencia masculina contra la víctima

femenina (que no responde ni agrede abiertamente al hombre por terror) y éste no es cierto, se crea una representación e incluso un estereotipo que sesga los juicios y evaluaciones cotidianos sobre la violencia de pareja, generando probablemente una estigmatización, discriminación e injusticia hacia el sexo masculino.

En un estudio previo, Moral y López (2012) mostraron que el modelo de violencia reactiva sin escalada de la violencia tiene mejor ajuste a los datos en ambos sexos que los modelos alternativos de victimización y círculos de violencia recíproca, aunque no contrastaron si este modelo es válido en parejas que conviven (casados y unión libre) o no (noviazgo).

En relación con el vivir o no con la pareja se señala que el embrión de la violencia que se vivirá una vez que ambos miembros convivan ya estaba presente en el noviazgo, con la salvedad que las agresiones son menos frecuentes en el noviazgo; además se afirma que la violencia en la pareja sigue la misma dinámica en ambas situaciones, siendo los celos y el control los desencadenantes más frecuentes y los conflictos de la convivencia la mayor diferencia (Cáceres & Cáceres, 2006; Rey, 2008).

Considerando la importancia de tener una escala de violencia de pareja que evalúe sus diversos matices validada y adaptada a la realidad mexicana, concordante con la norma NOM-190-SSA1-1999 (SG-CGCNM, 1999), teniendo en cuenta la polémica existente entre la perspectiva de género y los estudios empíricos acerca de los niveles diferenciales de violencia entre ambos sexos y tipo dominante de violencia y valorando la importancia de matizar si se vive o no con la pareja, este artículo tiene como objetivos: 1) contrastar hipótesis sobre la estructura factorial de las dos escalas del Cuestionario de Violencia en la Pareja de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010), 2) calcular los valores de consistencia interna de sus dos escalas y factores, 3) describir las distribuciones, 4) comparar medias de violencia entre ambos sexos y entre personas

que viven o no con su pareja, 5) determinar el tipo de violencia prevalente (recibida versus ejercida), y 6) estudiar la relación entre la violencia recibida y ejercida, contrastando la validez del modelo tanto en la muestra conjunta de población general como entre ambos sexos y entre personas que viven o no con su pareja.

En relación con los objetivos se formularon como hipótesis o expectativas:

1) Una estructura de 4 factores correlacionados para la escala de violencia recibida: física, psicológica, económica y sexual, así como dos factores correlacionados para la escala de violencia ejercida: psicológica y otra (Cienfuegos, 2010; Cienfuegos & Díaz-Loving, 2010; Vargas, 2008).

2) Valores altos de consistencia interna para las dos escalas y sus factores.

3) Distribuciones asimétricas positivas y apuntadas en las dos escalas y sus factores, es decir, con sesgo hacia puntuaciones de baja frecuencia de violencia, al ser hechos reportados con relativamente baja frecuencia en población general (Cienfuegos & Díaz-Loving, 2010).

4) Mayor promedio de violencia recibida en mujeres y mayor promedio de violencia ejercida en hombres desde la perspectiva de género (Dutton, 2010), pero equivalencia de promedios o mayor victimización en hombres desde estudios empíricos que contemplan a ambos sexos (Álvarez, 2009; Archer, 2002; Fiebert, 2010, 2013; IMJ, 2007). Mayor frecuencia de violencia en personas que viven con su pareja que en aquéllas que no (Cáceres & Cáceres, 2006; Rey, 2008).

5) Dominio o equivalencia de la violencia ejercida respecto a la sufrida desde una autoimagen positiva de fuerza y dominio.

6) Correlación moderada-alta entre ambas escalas desde la perspectiva sistémica (Álvarez, 2009; Stith et al., 2012) y ecológica (Krug, Dahlberg, Mercy, Zwi, & Lozano, 2003; Monzón,

2003), esto es, quien recibe violencia usualmente reacciona violentamente y quien ejerce violencia, a su vez, la recibe, siendo esta relación más fuerte en hombres que en mujeres (Archer, 2002). Se espera que un modelo unidireccional de reacción violenta, sin que exista un círculo vicioso de violencia, se ajuste mejor a los datos en población general en situaciones de matrimonio, cohabitación o noviazgo; modelos alternativos serían: un modelo no recursivo de círculo vicioso de violencia (situaciones de terrorismo íntimo-resistencia violencia o de escala progresiva de violencia) o recursivo de control violento (Johnson, 2008; Moral & López, 2012; Whitaker et al., 2007).

Se entiende por matrimonio toda relación de convivencia y mutuo apoyo entre dos personas legalmente instituida, constituida como indisoluble o de difícil disolución; por cohabitación toda relación amorosa entre dos personas que conviven con o sin intención de casarse que puede tener un reconocimiento legal distinto al matrimonio, siendo su disolución más sencilla que la del matrimonio; y por noviazgo toda relación amorosa mantenida entre dos personas solteras, divorciadas, separadas o viudas con o sin intención de casarse y que no conviven.

Método

Diseño

Se realizó un estudio no experimental con un diseño transversal. Se empleó un muestreo no probabilístico, recolectándose una muestra incidental.

Participantes

Se empleó una muestra no probabilística incidental de 400 participantes voluntarios de adultos con pareja heterosexual. Como criterios de inclusión se requirieron: saber leer y escribir,

ser mayor de edad, tener pareja heterosexual (matrimonio, noviazgo o cohabitación), residir en Monterrey o su zona metropolitana y proporcionar el consentimiento informado para participar en el estudio. Como criterios de exclusión se consideraron: no ser capaz de comprender las instrucciones y contestar el cuestionario de forma incompleta o desatenta (a juicio del encuestador). Debe señalarse que la presente muestra es la misma que la empleada por Moral y López (2012, 2013).

El 56% (223 de 400) de los participantes fueron mujeres y 44% (177) hombres. El 47.5% reportó estar casado y el resto vivir situaciones de noviazgo (51.5%) o unión libre (1%), siendo equivalente estadísticamente el porcentaje de personas que viven o no con sus parejas ($p = .58$). La media de años de relación fue 4.98 años ($DE = 3.09$). La media de edad en la muestra fue 30 años y la mediana 26, con una mínima de 18 años, máxima de 64 y desviación estándar de 10.45 años, siendo las medias de edad entre hombres y mujeres estadísticamente equivalentes ($t[397.58] = -1.25, p = .21$). El 56% informó tener estudios de licenciatura, 27% de bachillerato, 12% de secundaria, 3.5% de posgrado y 1.5% de primaria. La mediana y moda correspondieron a estudios de licenciatura. El promedio de escolaridad fue equivalente entre los hombres y mujeres encuestados ($U = 18646.5, Z_U = -1.06, p = .29$).

Instrumentos

Cuestionario de Violencia en la Pareja (Cienfuegos & Díaz-Loving, 2010). Permite evaluar tanto violencia recibida como ejercida en la situación de vida en pareja, ya sea matrimonio, convivencia o noviazgo. Los ítems se responden en términos de frecuencia, no habiendo preguntas sobre duración e intensidad de los actos violentos, siendo todos directos. El rango de respuesta es de cinco puntos: de 1 (“nunca”) a 5 (“siempre”). La primera escala del

cuestionario es de violencia recibida y se compone de 27 ítems. En ella se distinguen cuatro factores: violencia psicológica con ocho indicadores (ítems: 6, 9, 15, 17, 18, 19, 21 y 22), física con siete indicadores (ítems: 2, 3, 11, 12, 13, 16 y 25), sexual con siete indicadores (ítems: 1, 4, 5, 7, 8, 14 y 27) y económica con cinco indicadores (ítems: 10, 20, 23, 24 y 26). La segunda escala es de violencia ejercida contra la pareja, se compone de 11 ítems y la integran dos factores: violencia psicológica con cinco indicadores (ítems del 1 al 5) y otro tipo de violencia (no psicológica) con seis indicadores (ítems del 6 al 11) (véase Anexo). En ambas escalas los valores de consistencia interna del conjunto de ítems y de los factores son altos ($\alpha > .80$) y las distribuciones asimétricas positivas y apuntadas en población general.

Procedimiento

La participación fue voluntaria y no remunerada. El cuestionario se administró de forma individual en las casas particulares, calles peatonales y parques públicos por estudiantes de ambos sexos de último semestre de licenciatura de psicología entrenados para tal fin. Las preguntas sobre datos sociodemográficos fueron hechas y las respuestas anotadas por los encuestadores. Las escalas fueron leídas y contestadas por escrito por los participantes sentados en bancas (calles peatonales y parques públicos) o en sus salas o comedores (casas particulares), estando presente el encuestador para aclarar dudas. Al recoger el cuestionario el encuestador revisaba que estuviese totalmente respondido y se pedía al encuestado que lo completase si había preguntas sin responder. Tardaba aproximadamente 60 minutos el proceso de aplicación.

La pretensión era lograr una equivalencia de sexos y un tamaño muestral de al menos 400 participantes para tener potencia estadística en análisis estructurales según las recomendaciones para tales técnicas (Kline, 2010). No obstante, los hombres fueron más reacios a participar,

alegando falta de tiempo, además eran más difíciles de encontrarlos en los espacios y tiempos en que se levantó la muestra. El abordaje de los participantes se realizó de forma aleatoria, intentando alternar un hombre por cada mujer encuestada.

Se solicitó el consentimiento informado para la participación en el estudio, garantizando el anonimato y confidencialidad de la información de acuerdo con las normas éticas de investigación de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007) y la American Psychological Association (2002). El porcentaje de participación, dando el consentimiento y respondiendo al cuestionario completo, fue del 89% (400 de 450), siendo 79% (177 de 225) en hombres y 99% (223 de 225) en mujeres.

Análisis estadísticos

Se aplicó análisis factorial exploratorio (AFE) por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS), rotando la matriz de componentes por el método Oblimin. A su vez se empleó análisis factorial confirmatorio (AFC) también por el método GLS. Para el contraste de modelos de relación entre la violencia recibida y ejercida se usó modelamiento de ecuaciones estructurales (MEC) por GLS. Se contemplaron siete índices para evaluar el ajuste a los datos en AFC y MEC. Tres fueron descriptivos básicos: estadístico ji-cuadro (χ^2), cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl) y el valor de la función de discrepancia (FD); dos fueron poblacionales de no centralidad: residuo cuadrático medio de aproximación (RMSEA) de Steiger-Lind y parámetro de no centralidad poblacional (PNCP); y dos fueron comparativos: índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI). Se estipularon como valores de buen ajuste: p del estadístico ji-cuadrado $> .05$, $\chi^2/gl \leq 2$, FD y PNCP $\leq \frac{1}{4}$ del valor correspondiente al modelo independiente, RMSEA $\leq .05$, GFI $\geq .95$, y AGFI $\geq .90$; y como

valores adecuados: p del estadístico ji-cuadrado $> .01$, $\chi^2/gl \leq 3$, FD y PNCP $\leq 1/2$ del valor correspondiente al modelo independiente, RMSEA $\leq .09$, GFI $\geq .85$ y AGFI $\geq .80$ (Kline, 2010).

Los valores estandarizados de la curtosis multivarada de Mardia fueron mayores que 10 en las distintas estimaciones: con 27 variables manifiestas en el modelo factorial para violencia recibida y 11 variables manifiestas en el modelo factorial para violencia ejercida en la muestra conjunta (168.65 y 48.69, respectivamente), en la muestra de mujeres (128.24 y 28.83, respectivamente) y en la muestra de hombres (71.52 y 33.43, respectivamente). También fueron mayores que 10 con 7 variables manifiestas en los modelos estructurales en la muestra conjunta (40.51), de mujeres y de hombres (32.56 y 20.11, respectivamente) y de casados y novios (23.16 y 36.66, respectivamente). Al incumplirse el supuesto de normalidad multivariada requerido por el método GLS, se usaron procedimientos de muestreo repetitivo con la extracción de 2,000 muestras: la bondad de ajuste global se contrastó por la probabilidad de Bollen-Stine ($p > .05$ buen ajuste, $p > .01$ aceptable y $p \leq .01$ malo) y la significación de parámetros por el método de percentiles libres de sesgo.

El contraste se realizó tanto en la muestra conjunta (unigrupo) como entre ambos sexos y entre personas que viven o no con su pareja (multigrupo). Para el contraste multigrupo se especificaron modelos anidados en constricciones: sin constricciones, con constricciones en pesos de medida, varianza-covarianza y residuos de medida para AFC, además en pesos estructurales y residuos estructurales para MEC. En la medida que los índices muestran buen ajuste en todos los modelos anidados y la bondad de ajuste es equivalencia entre los mismos, se puede hablar de invarianza del modelo entre las muestras. Todavía se podría considerar el cumplimiento del supuesto de invarianza cuando los modelos con constricciones en los residuos muestran algunas debilidades de ajuste y no son equivalentes a los otros modelos (Byrne, 2008). La equivalencia de

bondad de ajuste se contrastó por la prueba de las diferencias de los estadísticos ji-cuadrado ($\Delta\chi^2$).

La consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach. Se consideraron valores de consistencia interna altos aquéllos mayores o iguales a .70, adecuados aquéllos mayores o iguales a .60 y bajos aquéllos menores de .60. Se contrastó el ajuste de las distribuciones a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov y la diferencia de medias por la prueba *t* de Student y análisis de varianza. Finalmente se calcularon las correlaciones por el coeficiente *r* de Pearson.

Se estipuló un nivel de significación de .05. Los datos faltantes fueron sustituidos por el procedimiento de imputación de datos a través de regresión lineal, afectando a un máximo de 4 casos por variable. Los cálculos se realizaron con los programas SPSS16 y AMOS7.

Resultados

Estructura factorial de la escala de violencia recibida

Al aplicar análisis factorial exploratorio a los 27 ítems de violencia recibida se evidenciaron claros indicios de unidimensionalidad: a) la consistencia interna fue muy alta ($\alpha = .96$), b) el primer autovalor (14.16) fue nueve veces y media mayor que el segundo (1.48), c) los 27 ítems presentaron saturaciones mayores o iguales que .54 en el primer factor de la matriz factorial y d) el porcentaje de varianza total explicada por un factor único fue alto (51.11%). Tanto por el criterio de Horn como por el de Velicer el número de factores fue 1. No se logró obtener los factores esperados (violencia física, psicológica, económica y sexual) al forzar la solución a 4.

Por análisis factorial confirmatorio se contrastó un modelo unidimensional y el esperado de 4 factores correlacionados (violencia física, psicológica, económica y sexual). En ambos modelos

todos los parámetros fueron significativos tanto por el método GLS como por el método de percentiles libres de sesgo.

En el modelo unidimensional, los porcentajes de varianza (estimados por el método GLS) para los ítems variaron de 33 (ítem 8) a 86% (ítem 24) con un porcentaje medio de 63% ($DE = 11\%$). Los valores de ajuste fueron adecuados para los índices: $FD = 2.52$, $PNCP = 1.70$ y $RMSEA = .07$, pero algo débiles para: $\chi^2/gl = 3.10$, $GFI = .81$ y $AGFI = .78$. Por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine se rechazó la hipótesis nula bondad de ajuste ($p < .01$). Al considerar 4 correlaciones entre residuos, los índices de ajuste fueron adecuados: $\chi^2/gl = 2.87$, $AGFI = .80$, $FD = 2.30$, $PNCP = 1.50$ y $RMSEA = .07$, salvo ligeramente bajo en $GFI = .83$; no obstante, la hipótesis nula de bondad de ajuste se siguió rechazando por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ($p < .01$).

En el modelo de 4 factores correlacionados (violencia física, psicológica, económica y sexual), todos los parámetros fueron significativos tanto en su estimación por el método GLS como por el método de percentiles libres de sesgo. Los porcentajes de varianza oscilan de 33 (ítem 8) a 84% (ítem 24) con una media de 64% ($DE = 11\%$), estimados por el método GLS. Los índices de ajuste fueron adecuados: $\chi^2/gl = 2.80$, $AGFI = .80$, $FD = 2.23$, $PNCP = 1.43$ y $RMSEA = .07$, salvo $GFI = .83 < .85$, y diferencialmente mejores que los del modelo unidimensional ($\Delta\chi^2[6] = 114.58$, $p < .01$). No obstante, las correlaciones entre los factores fueron muy altas, variando de .94 a .86, lo que refleja que es una distinción algo artificiosa. Al considerar la correlación de residuo del ítem 21 con los residuos de los ítems 16, 17 y 20 se logró que todos los índices de ajuste fuesen adecuados en el modelo de 4 factores: $\chi^2/gl = 2.62$, $GFI = .85$, $AGFI = .82$, $FD = 2.07$, $PNCP = 1.28$ y $RMSEA = .06$. No obstante, la hipótesis nula de

bondad de ajuste se rechazó por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine tanto el modelo con o sin tres correlaciones entre los residuos de medida ($p < .01$) (véase Figura 1).

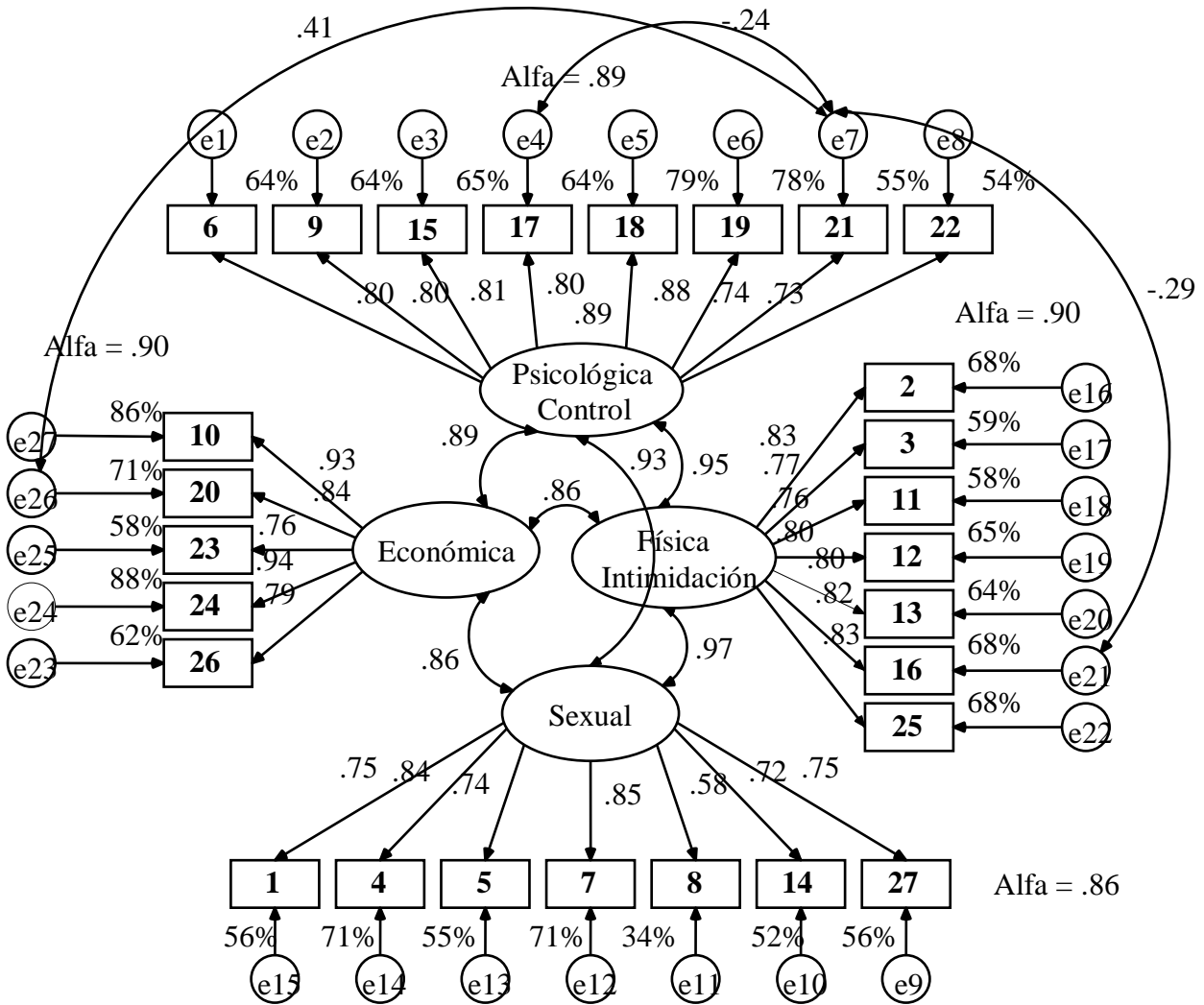


Figura 1. Modelo estandarizado de 4 factores correlacionados de violencia recibida estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

El modelo de 4 factores de violencia física, psicológica, económica y sexual con tres correlaciones entre residuos de medida, al ser contrastado sin constricciones entre mujeres y hombres (contraste multigrupo), tuvo un ajuste adecuado ($\chi^2/gl = 2.09$, GFI = .86, AGFI = .81,

FD = 2.30, PNCP = 1.72 y RMSEA = .05), y todos sus parámetros fueron significativos, salvo la correlación entre los residuos e4-e7 en ambas muestras, desde su estimación por el método GLS y el método de percentiles libres de sesgo. La bondad de ajuste del modelo sin constricciones fue equivalente a los modelos con constricciones anidadas en los pesos de medidas y varianza-covarianzas. También todos los parámetros del modelo unidimensional con correcciones fueron significativos en ambas muestras, salvo una correlación residual distinta para cada sexo, pero el ajuste fue inferior al modelo de 4 factores correlacionados: $\Delta\chi^2(10) = 120.38$, $p < .01$, $\chi^2/gl = 2.24$, GFI = .83, AGFI = .78, FD = 3.60, PNCP = 1.99 y RMSEA = .06. No obstante, la bondad de ajuste no se mantuvo por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine en ninguno de los modelos anidados, ya sea especificando un factor general o 4 factores correlacionados.

Estructura factorial de la escala de violencia ejercida

Al extraer los factores de los 11 ítems de violencia ejercida se definieron dos por el criterio de Kaiser que explican el 53.18% de la varianza. Por el criterio de Horn y Velicer también el número de factores fue 2. Tras la rotación, el primer factor de 5 indicadores (ítems del 1 al 5) correspondió a contenidos de violencia psicológica y tuvo consistencia interna alta ($\alpha = .88$). El segundo de 6 indicadores (ítems del 6 al 11) correspondió a contenidos de violencia económica, social, sexual y física y tuvo también consistencia interna alta ($\alpha = .78$). La correlación de ambos factores fue moderada-alta ($r = .64$, $p < .01$). Debe señalarse que la saturación más alta del ítem 7 que apareció en el factor de violencia no psicológica fue baja ($h = .23$). Al eliminar este ítem se incrementaba la consistencia interna de .88 a .89 en el conjunto de la escala y de .78 a .82 en ese segundo factor.

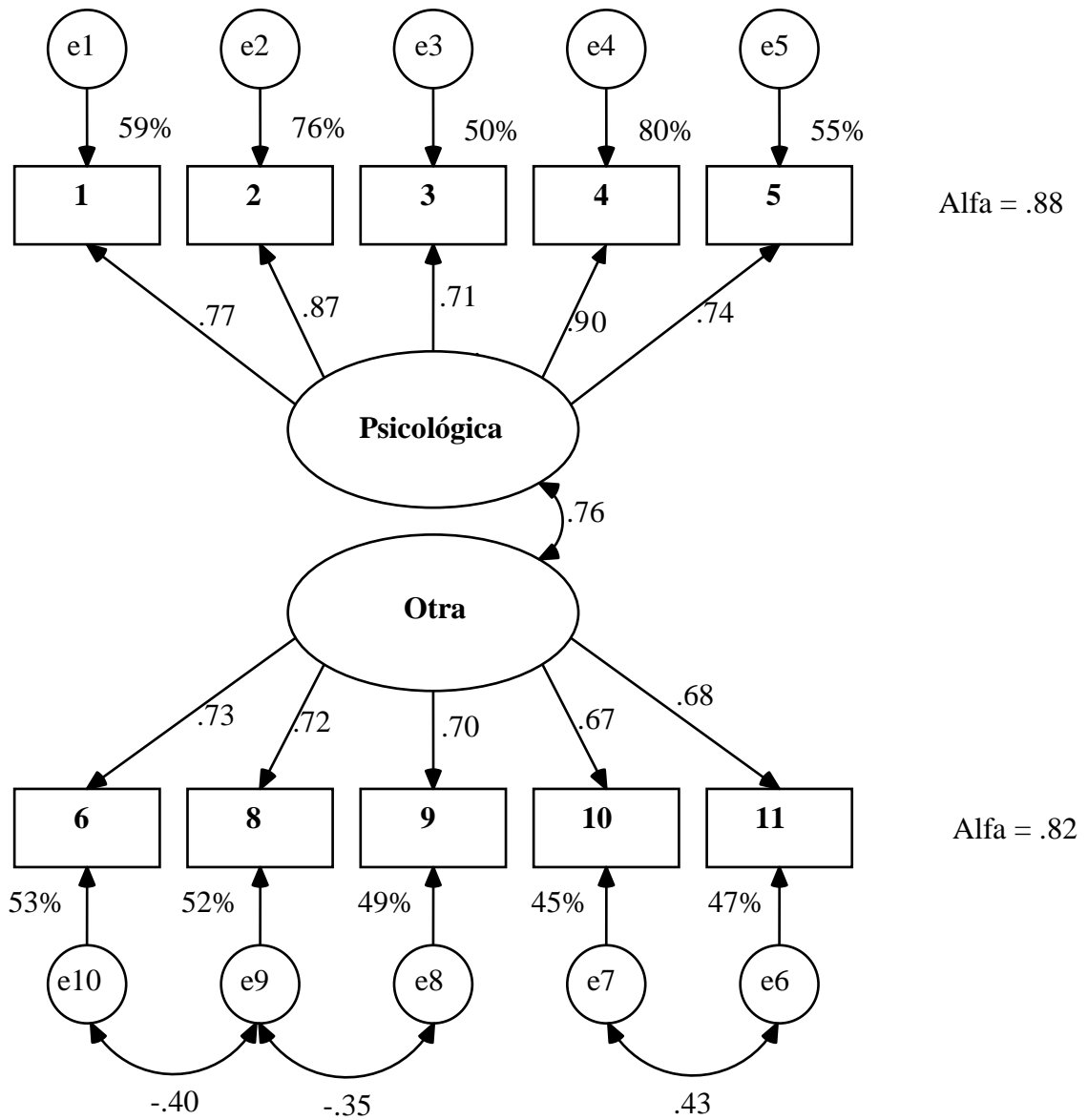


Figura 2. Modelo estandarizado de dos factores correlacionados estimado en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

Se contrastó un modelo de dos factores correlacionados con 5 indicadores cada uno, sin el ítem 7 como indicador del factor de otro tipo de violencia (no psicológica). Todos los parámetros fueron significativos desde su estimación tanto por el método GLS como por el método de

percentiles libres de sesgo. Los valores de ajuste fueron adecuados para los índices: GFI = .93, AGFI = .89, FD = 0.33, PNCP = 0.25, pero débiles para $\chi^2/gl = 3.92$ y RMSEA = 3.92. Los porcentajes de varianza explicada variaron de 41 (ítem 8) a 78% (ítem 4) con un promedio de 56% ($DE = 14\%$) por la estimación GLS. La correlación entre los dos factores fue alta ($r = .77, p < .01$). Al introducir tres correlaciones entre residuos en el factor de otro tipo de violencia se lograron valores de ajuste de buenos (GFI = .96, AGFI = .93, FD = 0.20 y PNCP = 0.12) a adecuados ($\chi^2/gl = 2.55$ y RMSEA = .06). La hipótesis nula de bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine con una $p > .01$ (véase Figura 2). Este modelo de dos factores con tres correlaciones entre residuos, al ser contrastado sin constricciones entre mujeres y hombres (contraste multigrupo), tuvo un ajuste adecuado: $\chi^2/gl = 2.09$, GFI = .93, AGFI = .88, FD = 0.32, PNCP = 0.17 y RMSEA = .05. La bondad de ajuste del modelo sin constricciones fue equivalente a los modelos con constricciones anidadas en los pesos de medidas y varianza-covarianzas. Desde la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine, la bondad de ajuste se mantuvo con una $p > .01$ en los modelos sin constricciones ($p = 25/2000 = .013$) y con constricciones en los pesos de medida ($p = 46/2000 = .023$) y en la varianza-covarianzas ($p = 72/2000 = .036$) y con una $p > .05$ en el modelo con constricciones en los residuos ($p = 72/2000 = .132$).

Consistencia interna y distribución de los puntajes totales y factores

Con base en el análisis factorial confirmatorio y valores de consistencia interna, para los 27 ítems de violencia recibida, se contempló tanto el puntaje total como los 4 factores originales de violencia física, psicológica, económica y sexual. Se eliminó el ítem 7 de los 11 de violencia ejercida y se calculó un puntaje total y dos factores con los 10 restantes. Las distribuciones de los

puntajes totales y los factores fueron asimétricas positivas y apuntadas, no ajustándose a una curva normal, y los valores de consistencia interna fueron altos (de .82 a .96).

Diferencias de medias entre ambos sexos y entre personas que viven o no con su pareja

Los hombres promediaron más altos que las mujeres, pero las diferencias sólo fueron significativas en violencia recibida tanto en el puntaje total ($t(398) = 2.60, p < .01$) como en los factores de violencia psicológica ($t[398] = 1.99, p = .04$), física ($t([398] = 2.49, p = .01$) y sexual ($t[398] = 3.29, p < .01$). Las medias en puntuación total y los 4 factores de violencia recibida y en el factor de violencia ejercida no psicológica fueron significativamente mayores en personas que viven con su pareja que en personas que no viven con su pareja (véase Tabla 1).

Tabla 1

Comparaciones de medias de violencia entre personas que viven o no con su pareja

Violencia de pareja	Vive con su pareja				Prueba <i>t</i> de Student		
	Sí (<i>n</i> = 194)		No (<i>n</i> = 206)		<i>t</i>	<i>gl</i>	<i>p</i>
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>			
Violencia Recibida (VR)	49.88	24.87	42.21	17.80	3.53	347.93	< .001
VR Económica	9.68	8.76	6.20	5.36	4.75	316.08	< .001
VR Psicológica	15.41	7.91	13.30	6.16	2.97	364.51	.003
VR Física	13.26	7.18	11.73	5.64	2.36	366.18	.019
VR Sexual	12.30	6.23	10.46	4.38	3.40	344.44	.001
Violencia Ejercida (VE)	19.56	8.83	18.34	6.87	1.54	364.40	.125
VE Psicológica	11.18	5.10	11.17	4.75	0.02	398	.983
VE No Psicológica	8.38	4.25	7.17	3.22	3.20	358.93	.002

gl = 398 se asume igualdad de varianza por la prueba de Levene y < 398 no se asume.

Tipo de violencia prevalente en la muestra

Se homogeneizaron los rangos de los puntajes totales y factores al dividir los mismos por el número de ítems que los integran, dando un rango continuo de 1 a 5, lo que permitió realizar comparaciones de medias de medidas repetidas a nivel de participante. El promedio fue más alto

en violencia ejercida que recibida ($t[399] = -5.32, p < .01$). Dentro de la violencia recibida hubo diferencias entre los 4 factores en la muestra conjunta ($F[3, 396] = 20.63, p < .01$), de mujeres ($F[3, 220] = 18.06, p < .01$) y hombres ($F[3, 174] = 5.83, p < .01$), sin efecto de interacción con el sexo ($F[3, 396] = 0.81, p < .49$). En las tres muestras los promedios más altos aparecieron en violencia psicológica y física, y los más bajos en económica y sexual. El promedio fue más alto en violencia psicológica ejercida que en otro tipo de violencia ejercida tanto en la muestra conjunta ($t[399] = 17.72, p < .01$) como en las muestras de mujeres ($t(222) = 13.99, p < .01$) y hombres ($t[176] = 10.95, p < .01$).

Relación entre la violencia recibida y ejercida

Los puntajes totales y factores de violencia recibida y ejercida presentaron correlaciones positivas y moderadas, variando de .38 a .73, con un promedio de .51. Las correlaciones fueron más altas en hombres que en mujeres, sobre todo en relación con el factor de violencia física recibida.

Contraste de dos modelos en la muestra conjunta (unigrupo). Con el objetivo de determinar la direccionalidad de la relación, se contrastó un modelo en el que la violencia recibida se especificó como variable latente con 4 indicadores: psicológica, física, económica y sexual (sumatorios de los factores), y la violencia ejercida también como una variable latente con 2 indicadores: psicológica y otra (sumatorios de los factores). Ambas variables latentes se determinaban mutuamente, por lo que quedaron como variables endógenas. Para evitar que el modelo arrojase una solución no admisible se introdujo una variable exógena como predictor de

violencia ejercida, que fue la escolaridad, la cual se relaciona de forma inversa con la violencia (INEGI, 2008, 2013).

Tras introducir una corrección por medio de la correlación entre los residuos de la violencia física y económica en violencia recibida, el modelo mostró un ajuste de adecuado ($\chi^2[11] = 23.66$, $p > .01$ y $\chi^2/gl = 2.15$) a bueno (GFI = .98, AGFI = .96, FD = 0.06, PNCP = 0.03 y RMSEA = .05) en la muestra conjunta. La hipótesis nula de bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ($p = 207/2,000 = .104$). La solución fue admisible; no obstante, la predicción de la violencia recibida por la ejercida no fue significativa en su estimación por el método GLS ($\beta = .07$, $CR = 0.19$, $p = .85$) y por el método de percentiles libre de sesgo ($\beta = .07$, 95% IC [-2.70, 0.65], $p = .90$) (véase Figura 3).

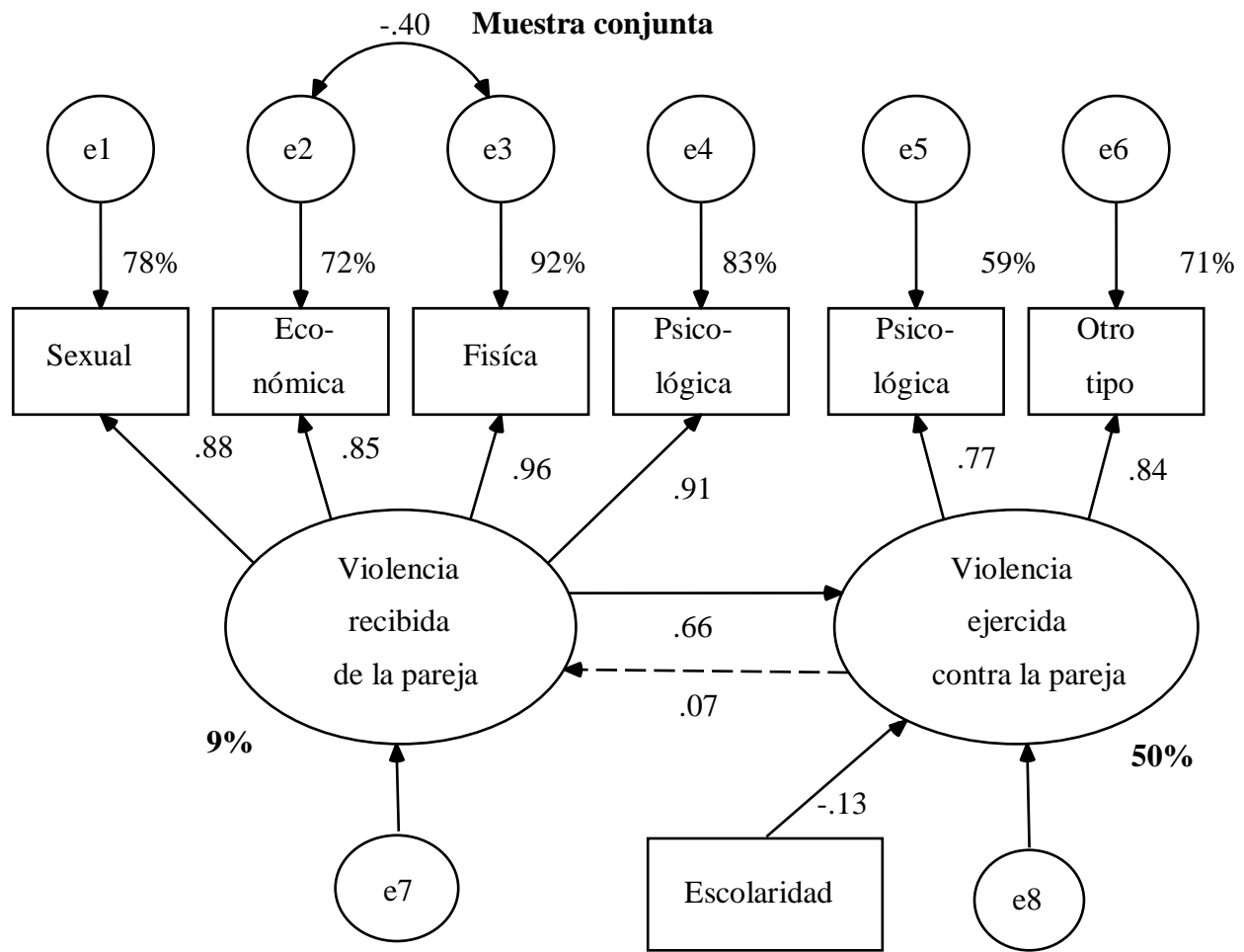


Figura 3. Modelo no recursivo (de círculo de violencia) con sus parámetros estandarizados estimados en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

Al eliminar la predicción de la violencia recibida por la ejercida, el ajuste fue de adecuado ($\chi^2[12] = 23.69, p = .02$) a bueno ($\chi^2/gl = 1.97, GFI = .98, AGFI = .96, FD = 0.06, PNCP = 0.03$, y $RMSEA = .05$). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine: $p = 269/2,000 = .135$ (véase Tabla 2). Todos los parámetros fueron estadísticamente significativos tanto por su estimación por el método GLS como por el método

de percentiles libres de sesgo. Este modelo recursivo (de violencia reactiva sin ulterior respuesta) explicó el 50% de la varianza de la violencia ejercida en la muestra conjunta (véase Figura 4).

Tabla 2
Índices de ajuste en el contraste unigrupo y multigrupo (entre ambos sexos) del modelo unidireccional (recursivo) de violencia reactiva sin respuesta ulterior

Índices de ajuste	Uni-grupo	Multigrupo					
		SC	PM	PE	VC	RE	RM
χ^2	23.687	31.751	38.888	44.404	45.245	55.694	69.778
gl	12	24	28	30	32	33	40
p	.022	.133	.083	.044	.060	.008	.002
χ^2/gl	1.974	1.323	1.389	1.480	1.414	1.688	1.744
p de B-S	.135	.457	.429	.353	.381	.220	.286
GFI	.983	.977	.972	.968	.968	.960	.950
AGFI	.960	.947	.944	.940	.943	.932	.930
FD	0.059	0.080	0.098	0.112	0.114	0.140	0.175
PNCP	0.029	0.019	0.027	0.036	0.033	0.057	0.075
RMSEA	.049	.028	.031	.035	.032	.042	.043

Índices de ajuste: χ^2 = estadístico de contraste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p = probabilidad del estadístico ji-cuadrado; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; p de Bollen-Stine = cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y el número de muestras extraídas; GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom; AGFI = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog-Sörbom; FD = valor de la función de discrepancia; PNCP = parámetro de no centralidad poblacional; y RMSEA = error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind.

Modelos con constricciones anidadas o acumulativas del contraste multigrupo: SC = Sin constricciones, PM = Pesos de medida, VC = Varianza-covarianzas, RE = Residuos estructurales, y RM = Residuos de medida.

Valor del modelo independiente: FD = 0.753 y PNCP = 0.683 (en el contraste unigrupo) y FD = 0.758 y PNCP = 0.653 (en el contraste multigrupo).

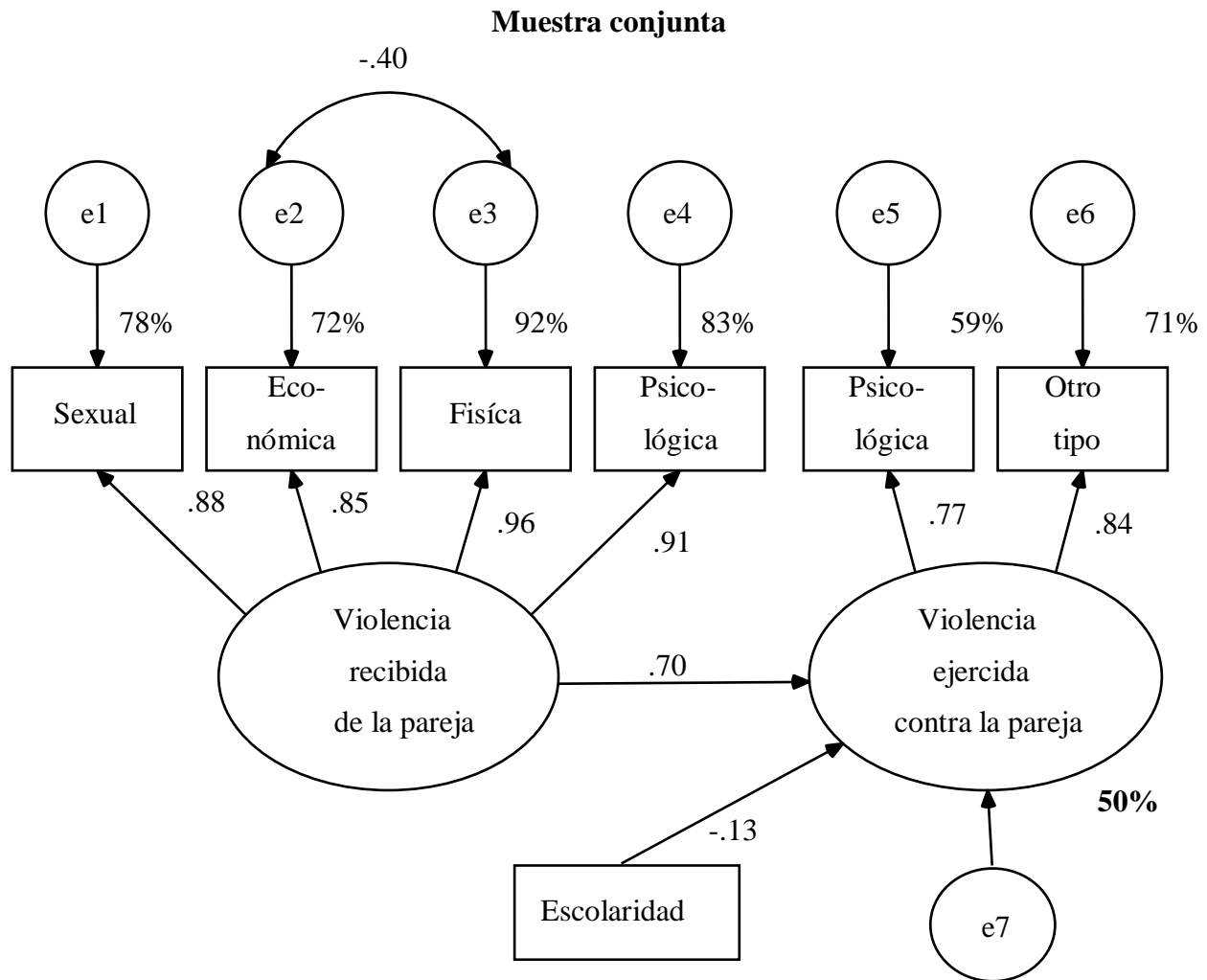


Figura 4. Modelo recursivo (de reacción violenta sin respuesta ulterior) con sus parámetros estandarizados estimados en la muestra conjunta por mínimos cuadrados generalizados.

Contraste de la invarianza de los modelos entre hombres y mujeres. El modelo recursivo sin constricciones (círculo de violencia) mostró buenos índices de ajuste al contrastar su invarianza entre ambos sexos ($\chi^2[22] = 31.46$, $p = .09$, $\chi^2/gl = 1.43$, p de Bollen-Stine = $704/2000 = .352$, GFI = .98, AGFI = .94, FD = 0.08, PNCP = 0.02 y RMSEA = .03). Su bondad de ajuste fue estadísticamente equivalente a la de los modelos con constricciones en los pesos de

medidas, estructurales y varianza-covarianzas. Desde las estimaciones por los métodos GLS y de percentiles libre de sesgo, la predicción de la violencia recibida por la ejercida no fue estadísticamente significativa en ambos sexos en ninguno de los modelos. Tampoco fue estadísticamente significativa la predicción de la violencia ejercida por la escolaridad en el modelo sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida en la muestra de mujeres, ni la correlación de los dos residuos en los modelos con o sin constricciones (salvo en los residuos de medida) en la muestra de mujeres. El modelo recursivo sin constricciones explicó el 72% de la varianza de la violencia ejercida en hombres y 35% en mujeres.

El ajuste del modelo recursivo (violencia reactiva sin ulterior respuesta) fue bueno en todos los índices en el modelo sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida y en la varianza-covarianzas, siendo además la bondad de ajuste estadísticamente equivalente entre estos tres modelos. Salvo en el estadístico ji-cuadrado, los restantes seis índices fueron buenos en los modelos con constricciones anidadas. La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine en los seis modelos anidados con un $p > .05$ (véanse Tablas 2 y 3). La solución fue admisible. Todos los parámetros fueron significativos por ambos métodos de estimación y en ambas muestras, salvo la predicción de la violencia ejercida por la escolaridad en mujeres en los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida y la correlación entre los dos residuos en mujeres en los modelos sin constricciones y con constricciones anidadas en pesos de medida, pesos estructurales y varianza-covarianza y residuos estructurales. El modelo recursivo sin constricciones explicó el 72% de la varianza de la violencia ejercida en hombres y 36% en mujeres.

Tabla 3

Equivalencia de la bondad de ajuste entre los modelos anidados en el contraste multigrupo del modelo unidireccional (recursivo) de violencia reactiva entre ambos sexos

Modelos comparados		$\Delta\chi^2$	Δgl	<i>P</i>
Sin constricciones	Pesos de medida	4	7.137	.129
	Pesos estructurales	6	12.653	.049
	Varianza-covarianzas	8	13.494	.096
	Residuos estructurales	9	23.943	.004
	Residuos de medida	16	38.027	.001
Pesos de medida	Pesos estructurales	2	5.516	.063
	Varianza-covarianzas	4	6.357	.174
	Residuos estructurales	5	16.806	.005
	Residuos de medida	12	30.890	.002
Pesos estructurales	Varianza-covarianzas	2	0.841	.657
	Residuos estructurales	3	11.290	.010
	Residuos de medida	10	25.374	.005
Varianza-covarianzas	Residuos estructurales	1	10.449	.001
	Residuos de medida	8	24.533	.002
Residuos estructurales	Residuos de medida	7	14.084	.050

$\Delta\chi^2$ = Diferencia de los estadístico ji-cuadrado, Δgl = diferencia de los grados de libertad, *p* = probabilidad.

Contraste de la invarianza de los modelos entre quienes viven o no con su pareja. Los índices de ajuste del modelo no recursivo sin constricciones (círculo de violencia) fueron de buenos ($\chi^2[22, N = 400] = 33.85, p = .05, p$ de Bollen-Stine = $796/1.204 = .40, \chi^2/gl = 1.54, GFI = .98, AGFI = .94, FD = 0.09, PNCP = 0.03$ y $RMSEA = .04$), pero la solución no fue admisible por la varianza residual negativa de violencia recibida en ambos grupos y por ambos métodos de estimación. Los valores de ajuste del modelo recursivo sin constricciones (violencia reactiva sin respuesta ulterior) fueron de buenos ($\chi^2[24, N = 400] = 36.41, p = .05, p$ de Bollen-Stine = $770/1,230 = .39, \chi^2/gl = 1.52, GFI = .97, AGFI = .94, FD = 0.09, PNCP = 0.03$ y $RMSEA = .04$). La bondad de ajuste fue estadísticamente equivalente entre los modelos sin constricciones, con constricciones en los pesos de medida y con constricciones en los pesos de medida y estructurales, siendo significativamente menor que la bondad de ajuste de los otros tres modelos anidados (véanse Tablas 4 y 5).

Tabla 4

Índices de ajuste en el contraste entre grupos por convivir o no con la pareja del modelo unidireccional (recursivo) de violencia reactiva sin respuesta ulterior

Índices de ajuste	SC	PM	PE	VC	RE	RM
χ^2	36.413	44.133	48.198	98.510	128.506	162.960
gl	24	28	30	32	33	40
p	.050	.027	.019	< .001	< .001	< .001
χ^2/gl	1.517	1.576	1.607	3.078	3.712	4.074
p de B-S	.385	.351	.344	.001	0	0
GFI	.974	.968	.965	.929	.912	.883
AGFI	.939	.937	.935	.876	.851	.836
FD	0.091	0.111	0.121	0.248	0.308	0.409
PNCP	0.031	0.041	0.046	0.167	0.225	0.309
RMSEA	.036	.038	.039	.072	.083	.088

Índices de ajuste: χ^2 = estadístico de contraste ji-cuadrado, gl = grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p = probabilidad del estadístico ji-cuadrado; χ^2/gl = cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad; p de Bollen-Stine = cociente entre el número de muestras extraídas con peor ajuste que en la muestra observada y el número de muestras extraídas; GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom; AGFI = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog-Sörbom; FD = valor de la función de discrepancia; PNCP = parámetro de no centralidad poblacional; y RMSEA = error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind.

Modelos con constricciones anidadas o acumulativas del contraste multigrupo: SC = Sin constricciones, PM = Pesos de medida, VC = Varianza-covarianzas, RE = Residuos estructurales, y RM = Residuos de medida.

Valor del modelo independiente: FD = 0.769 y PNCP = 0.663.

Tabla 5

Equivalencia de la bondad de ajuste entre los modelos anidados en el contraste multigrupo del modelo unidireccional (recursivo) de violencia reactiva entre personas que viven o no juntas

Modelos comparados		$\Delta\chi^2$	Δgl	p
Sin constricciones	Pesos de medida	4	7.720	.102
	Pesos estructurales	6	11.785	.067
	Varianza-covarianzas	8	62.097	< .001
	Residuos estructurales	9	86.093	< .001
	Residuos de medida	16	126.547	< .001
Pesos de medida	Pesos estructurales	2	4.065	.131
	Varianza-covarianzas	4	54.377	< .001
	Residuos estructurales	5	78.373	< .001
	Residuos de medida	12	118.827	< .001
Pesos estructurales	Varianza-covarianzas	2	50.312	< .001
	Residuos estructurales	3	74.308	< .001
	Residuos de medida	10	114.762	< .001
Varianza-covarianzas	Residuos estructurales	1	23.996	< .001
	Residuos de medida	8	64.450	< .001
Residuos estructurales	Residuos de medida	7	40.454	< .001

$\Delta\chi^2$ = Diferencia de los estadístico ji-cuadrado, Δgl = diferencia de los grados de libertad, p = probabilidad.

La solución fue admisible y todos los parámetros fueron significativos, salvo la predicción de la violencia recibida por la escolaridad en el grupo de personas que no viven con su pareja (novios) en los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida y la correlación entre los dos residuos en el grupo de personas que viven con su pareja (casados/unión libre) en los modelos sin constricciones y con constricciones anidadas en pesos de medida, pesos estructurales y varianza-covarianza y residuos estructurales. El porcentaje de varianza explicada de la violencia ejercida fue de 69% en personas que no viven con su pareja (novios) y del 44% en personas que viven su pareja en el modelo sin constricciones (véanse Figuras 5 y 6).

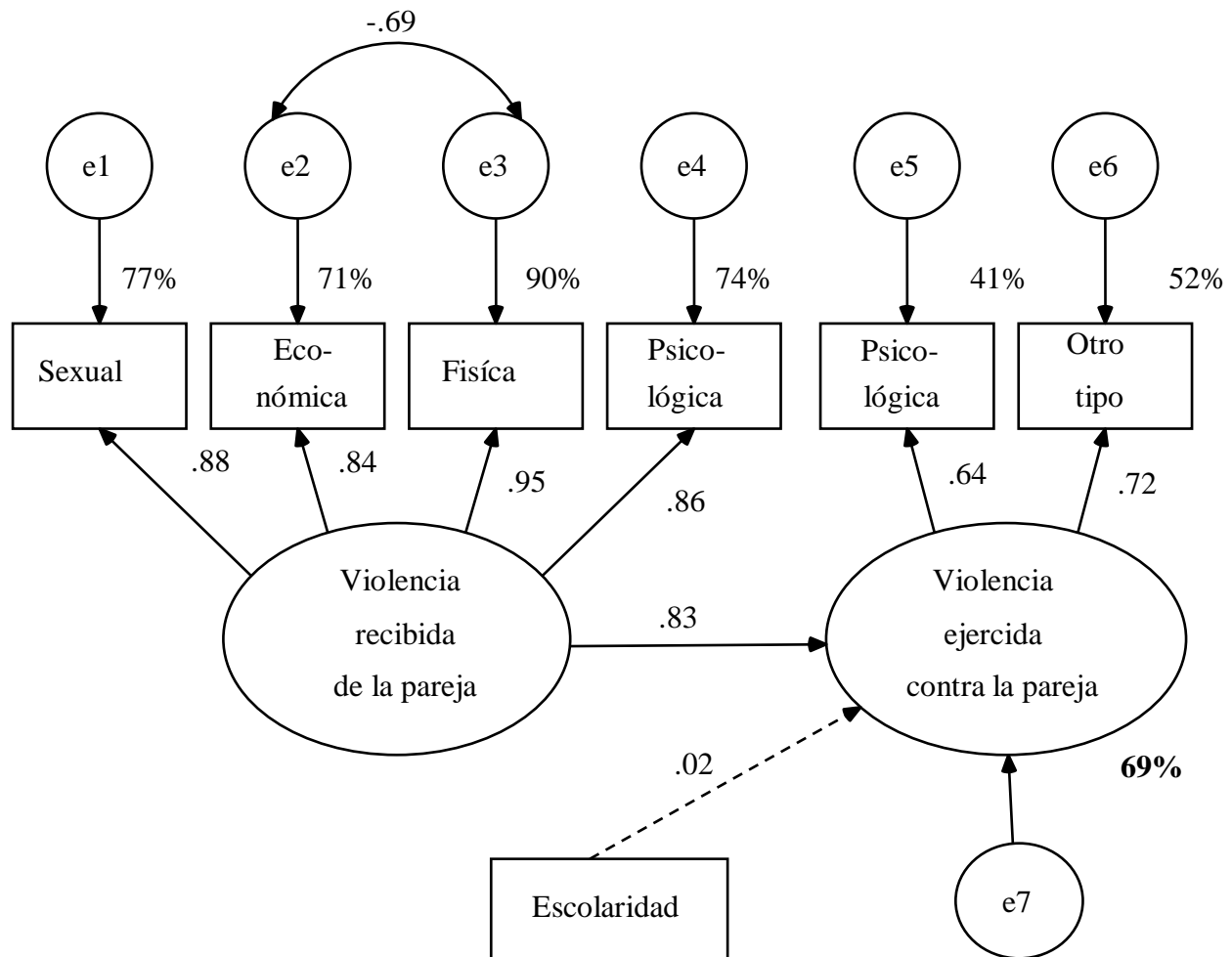


Figura 5. Modelo sin constricciones recursivo de reacción violenta sin respuesta ulterior en la muestra de personas que no viven con su pareja (novios).

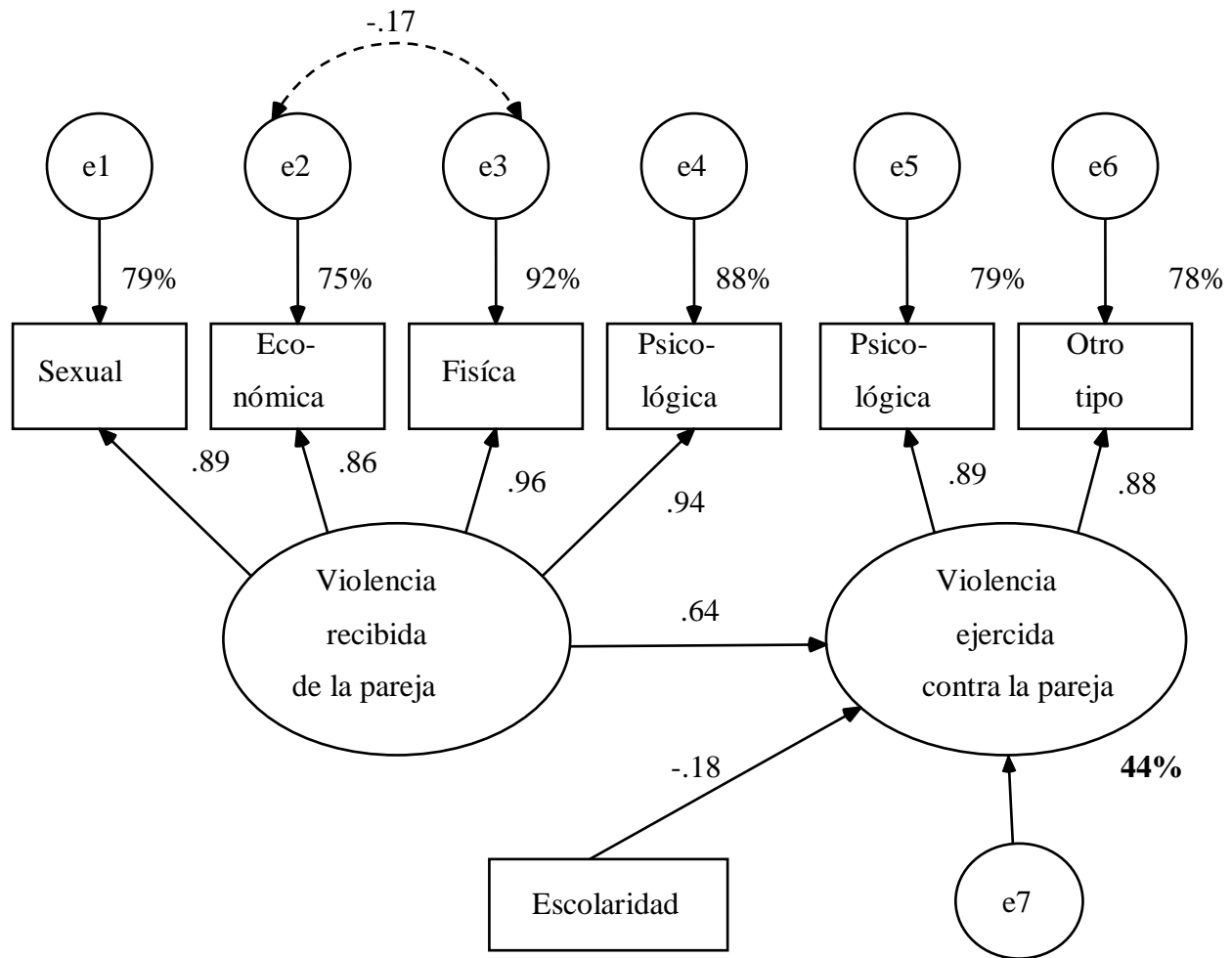


Figura 6. Modelo sin constricciones recursivo de reacción violenta sin respuesta ulterior en la muestra de personas que viven con su pareja (casados o en unión libre).

Discusión

Estructura factorial de las dos escalas del Cuestionario de Violencia en la Pareja

En el estudio de Moral y López (2012), en que se usó el Cuestionario de Violencia en la Pareja de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010), se asumió un modelo de medida unidimensional para la violencia recibida. En el presente estudio se presentan los datos de análisis factorial que apoyan claramente esta hipótesis. Así, la escala de violencia recibida se podría manejar con sus 27 ítems, siendo esencialmente unidimensional, lo que refleja que los matices de violencia por la

modalidad de daño sufrido son algo artificiosos. Los hombres y mujeres víctimas de violencia suelen recibir daños en las cuatro modalidades a lo largo de su trayectoria de vida con la pareja abusadora, como reflejan los estudios de campo, ya sea en mujeres (INEGI, 2008, 2013; Olaiz, Rojas, Valdez, Franco, & Palma, 2006) u hombres (Trujano, Martínez, & Camacho, 2010). No se puede distinguir cuatro tipos distintos de víctimas por la focalización de la violencia en lo psicológico, físico, económico o sexual. Usualmente las víctimas sufren todos estos tipos de abusos. No obstante, si se mantiene esta distinción, se recibe más violencia psicológica y física, y menos económica y sexual, en lo que coinciden los presentes datos con los estudios antes mencionados. La especificación del factor de violencia recibida con 4 indicadores es válida y evidencia el contenido abarcado, aunque se podría reducir a 3 ó 2 indicadores.

A la hora de reportar ejercer violencia sí se distingue mejor la modalidad psicológica de las otras modalidades de forma semejante en hombres y mujeres, por lo tanto hay agresores que reportan centrarse más en lo psicológico y otros en aspectos no psicológicos. Además, prevalece el ejercicio de violencia psicológica sobre los otros tipos por igual en hombres y mujeres. No obstante, la magnitud de la asociación entre ambos factores es alta y justifica un modelo de medida unidimensional, como previamente fue usado por Moral y López (2012).

El ítem eliminado de la escala de violencia ejercida corresponde a un contenido de violencia sexual. Se desecha al presentar poca relación con el conjunto de ítems y en concreto con los ítems de violencia no psicológica ejercida, lográndose con su exclusión incrementar la consistencia interna y el ajuste del modelo estructural a los datos. Al no existir más ítems de violencia sexual ejercida no se puede apreciar si éstos definirían un factor propio o simplemente el contenido del ítem 7 (desatención de las necesidades sexuales de la pareja) es un mal indicador

del ejercicio de violencia. Por lo tanto, en futuras revisiones, se podrían considerar dos o más ítems de violencia sexual nuevos.

Consistencia interna de las escalas y factores

El valor muy alto de consistencia interna de los 27 ítems de violencia recibida constituye un argumento a favor de la unidimensionalidad de la escala, asimismo, los valores de consistencia interna alta y semejante entre sí de los 4 factores esperados (violencia psicológica, física, económica y sexual). También los 11 ítems de violencia ejercida y sus dos factores esperados (violencia psicológica y no psicológica) contaron con consistencia interna alta. Así, se confirma la expectativa de alta consistencia interna, lo que hace confiable el uso de estas dos escalas.

Distribuciones de las escalas y factores

Al ser la muestra de población general, con dominio del estrato socioeconómico medio, la violencia de pareja, aunque presente, aparece con baja frecuencia. Los datos confirman esta expectativa (INEGI, 2012), concentrándose en valores por debajo de la media. Por el contrario, si hubiera sido una muestra de personas evaluadas para terapia de pareja, especialmente de estatus socioeconómico bajo (INEGI, 2012), seguramente la variación sería mayor e incluso la distribución podría ajustarse a una curva normal, reflejando que la violencia juega un papel relevante en el funcionamiento de las parejas en conflicto (Cienfuegos & Díaz-Loving, 2010).

Diferencias de medias de violencia entre ambos sexos

Los hombres se quejan de recibir más violencia de sus parejas (promedio más alto) que las mujeres y ambos sexos reportan ejercer la violencia con la misma frecuencia. En un principio estos datos van contra las expectativas de la perspectiva de género (Dutton, 2010), en la cual se

considera como víctima a la mujer, siendo el objeto de intervención a nivel preventivo y paliativo el hombre como agresor.

Una interpretación que elimina la discrepancia de nuestros datos con la expectativa de mayor victimización femenina y agresión masculina de la perspectiva de género es que las mujeres atenúan sus reportes de quejas y los hombres los incrementan de forma sensibilizadora; a su vez, las mujeres exageran sus reportes de actos violentos (se perciben más agresivas de los que realmente son) y los hombres los infravaloran, considerando el efecto de la deseabilidad social (Paulhus, 2002) desde un sesgo de autoengaño en las mujeres y manejo de la impresión en los hombres. No obstante, otros estudios publicados sustentan como genuinas las diferencias encontradas. Fiebert (2010, 2013) presentó un análisis de 271 investigaciones científicas de violencia (211 empíricas y 60 de revisión teórica), donde la victimización finalmente se inclinaba hacia el sexo masculino. De igual forma Álvarez (2009), al revisar 230 estudios científicos sobre la violencia en la pareja, halla que las tasas de victimización de los hombres son más altas en 122 estudios para la violencia total y en 60 estudios para la violencia grave. Archer (2002), en un estudio de meta-análisis de agresiones físicas, las cuales han sido tradicionalmente atribuidas al hombre, también extrae la misma conclusión. En España, varios estudios observan niveles equivalentes de violencia entre jóvenes de ambos sexos, al igual que la presente investigación (González & Santana, 2001; Trujano et al., 2006). El IMJ (2007), desde la Encuesta Nacional sobre Violencia en el Noviazgo dirigida a jóvenes de entre 15 y 24 años de edad, reporta que 6.8% de los jóvenes indicaron haber sufrido violencia física por parte de su pareja actual o de los últimos 12 meses previos a la entrevista (2.9% de las mujeres y 10.3% de los hombres), 39.4% sufrió violencia emocional (35.8% de las mujeres y 42.7% de los hombres) y 8.2% sufrió violencia sexual (8.4% de las mujeres y 6.1% de los hombres).

Si se pondera en su justa medida el sesgo sensibilizador de las mujeres hacia la violencia masculina, especialmente sexual, que existe en la sociedad contemporánea, donde se fomenta y refuerza las denuncias, especialmente en el grupo social de mujeres jóvenes de clases bajas y medias (Nayak, Byrne, Martin, & Abraham, 2003), la atenuación femenina parece poco probable. Precisamente los datos del presente estudio reflejan que la diferencia más acusada se da en violencia sexual, aún cuando es la menos reportada, siendo los hombres quienes se perciben más como víctimas que las mujeres. Este tipo de violencia sexual no es coercitiva, sino de menosprecio y frustración.

Diferencias de medias de violencia entre personas que viven o no con su pareja

Se confirma la expectativa, las personas que viven con su pareja reportan más violencia. Esencialmente reconocen recibir más violencia de su pareja en todas sus modalidades y ejercer más violencia no psicológica. Esta mayor violencia debe atribuirse a los frecuentes conflictos que la convivencia genera al compartirse los mismos espacios, tiempos y recursos, lo que requiere negociación y planificación. La incapacidad de compartir, negociar y planificar generará una escala de conflictos, probablemente con estallidos de violencia y una crisis de pareja que puede terminar con su ruptura (Díaz-Loving & Rivera-Aragón, 2010; Stith et al., 2012). La equivalencia en la violencia psicológica ejercida puede hacer referencia a situaciones de manipulación y control por causa de celos (Cáceres & Cáceres, 2006; Rey, 2008).

Violencia prevalente

Se reporta ejercer más violencia que recibirla en concordancia con una autoimagen positiva de fuerza y dominio (Osorio & Ruiz, 2011). No obstante, al no haberse medido autoestima y

autoconcepto, la interpretación de su papel mediador queda como una hipótesis a comprobar. También se reporta ejercer y recibir más violencia psicológica que física, lo cual es concordante con otros estudios (Organización Panamericana de la Salud, 2013), y está relacionado con un repudio social hacia los actos abiertos de violencia y la mayor aceptación de formas sutiles o subrepticias de la manifestación del rechazo hoy día (Pettigrew & Meertens, 1995).

Relación entre la violencia recibida y ejercida

En parejas en terapia por problemas de violencia es frecuente observar círculos de violencia que pueden llevar, en ocasiones, a escalas peligrosas para la integridad de ambos miembros, usualmente recibiendo más daño la mujer (Stith et al., 2012; Whitaker et al., 2007). En casa de acogida de mujeres es frecuente observar situaciones de terrorismo íntimo, en las que la pareja masculina acosa a su pareja femenina que muestra con claros síntomas de indefensión y estrés postraumático (Johnson, 2008). En población general, ¿cuál es el modelo de violencia? Retomando los datos de relación entre recibir y ejercer violencia, este estudio apoya un modelo reactivo sin agresión ulterior (Johnson, 2008; Moral y López, 2012). Los hombres reaccionan más que las mujeres al recibir violencia de la pareja, especialmente ante la violencia física, como indican la mayor fuerza de las correlaciones y los coeficientes de determinación del modelo estructural. Esta reactividad más fuerte en hombres es concordante con las expectativas culturales de género (Barrios, 2002) y diferencias evolutivas de los sexos (Gangestad, 2000), pero finalmente ambos sexos se perciben que ejercen violencia con la misma frecuencia, la cual es baja. Al dividir el promedio de la escala de violencia ejercida por el número de ítem se obtiene un valor redondeado de 2, el cual corresponde a una respuesta de “a veces” en un rango de 5 puntos que va de “nunca” a “siempre”.

El predominio del reporte de violencia ejercida sobre la recibida, que se observa en ambos sexos, podría atribuirse a un aspecto de auto-percepción positiva en relación con una posición activa o dominante (Paulhus, 2002).

Los datos no sustentan un modelo de círculo vicioso, propio de casos clínicos de parejas violentas (Stith et al., 2012), ni tampoco un modelo en el que el ejercicio de la violencia antecede a recibir la misma, propio de casos clínicos de terrorismo psicológico (Johnson, 2008); por el contrario, se ajustan mejor a un modelo de violencia reactiva. Hombres y mujeres parecen reaccionan violentamente, pero posteriormente se calman, al igual que la pareja que inició la agresión, lo que evita una escalada de la violencia o círculo vicioso, lográndose finalmente un nivel bajo de violencia dentro de la pareja. Así la reacción parece tener un efecto catártico positivo o de restablecimiento de orden o justicia en un ambiente de respeto y afecto mutuo.

Este modelo de reacción sin caer en un círculo de agresiones no sólo se sustenta entre ambos sexos (Moral & López, 2012) y entre personas que viven o no con su pareja (Cáceres & Cáceres, 2006; Rey, 2008). En este modelo reactivo, la baja escolaridad fue predictor de ejercer violencia en hombres y personas que viven con su pareja, pero no en mujeres y en novios. La feminidad parece un determinante más fuerte que la escolaridad en el ejercicio de la violencia, dejando a la escolaridad sin efecto. La escolaridad de la mujer no afecta a que reaccione o no a actos violentos de su pareja, quizá por la sumisión y apocamiento que implica la feminidad. La relación entre la escolaridad y la violencia ejercida en casados está mediada por la edad, ya que la correlación entre escolaridad y violencia ejercida deja de ser significativa al parcializar la edad, pasando de .18 a .11. Esta relación no se define tanto en los más jóvenes que como en las personas con más edad. De ahí que en el grupo de novios, cuyos integrantes son más jóvenes que los participantes casados, la relación entre baja escolaridad y violencia ejercida no aparece. Estos

datos indican una evolución cultural. En las nuevas generaciones, la escolaridad de la persona no afecta a que reaccione o no a actos violentos de su pareja, probablemente por un mayor rechazo del uso de la violencia como medio de manejar el conflicto. Los hombres con menor escolaridad y más edad son los que tienen mayor probabilidad de reaccionar violentamente ante agresiones de su pareja femenina.

Los modelos de regresión estructurales de este estudio revelan un aspecto residual al modelo unidimensional (factorial o de medida) de la violencia recibida, que probablemente se definen en un subgrupo de participantes. La violencia recibida física y la económica tienen una correlación inversa en un subgrupo de hombres y en un subgrupo de personas que no viven con su pareja (novios). En la medida en que estos hombres y estas personas que no viven con su pareja sufren mayor control de gastos e ingresos económicos menos reportan agresiones físicas de su pareja. Dicha correlación en estos hombres pudiera ser comprensible desde un rol masculino de proveedor y un rol femenino dependiente económicamente, sustentados por la cultura patriarcal y la ideología machista. Conforme a esta interpretación, pudiera reflejar el incumplimiento de un rol asumido y esperado. La pareja femenina intenta controlar el rol de proveedor de su pareja masculina y en la medida que no cumple, no da lo esperado para el gasto de la semana, lo agrede físicamente e intimida (Rocha-Sánchez & Díaz-Loving, 2005). En un subgrupo de novios pudiera indicar el incumplimiento de una expectativa de crear un hogar. En la medida que no se controla la economía de la pareja, se agrede físicamente e intimida a la misma.

Sobre el tamaño de la muestra

Debe señalarse que el tamaño de muestra fue adecuado por los análisis ejecutados. Bollen (1989) sugirió una proporción de participantes (N) por parámetros a estimar (q) de 5:1, como

mínima, a 20:1, como buena. En el modelo de 4 factores correlacionados de violencia recibida, modificado con tres correlaciones entre residuos, la proporción N:q fue de 6:1 (adecuada), y en el modelo de dos factores correlacionados de violencia ejercida, modificado con tres correlaciones entre residuos, fue de 17:1 (adecuada) en la muestra conjunta (unigrupo). En el contraste multigrupo (entre ambos sexos), la proporción fue de 3:1 (insuficiente) en el modelo factorial de violencia recibida y de 8:1 (adecuada) en el modelo factorial de violencia ejercida. En los modelos estructurales la proporción de participantes por parámetros a estimar (N:q) fue mayor que 20:1 (buena) en el contraste unigrupo y que 12:1 (adecuada) en los contrastes multigrupos (por sexo y convivencia). Esta regla general ha sido criticada, pero tiene cierta validez con un tamaño de efecto pequeño sobre la potencia del modelo (Jackson, 2003).

Una estimación más precisa del tamaño de la muestra para modelos estructurales ha sido desarrollada por Westlan (2010), cuyo cálculo es facilitado por un programa en línea, el calculador de tamaños de muestra a priori para modelos de ecuaciones estructurales de Soper (2013). Considerando un tamaño de efecto esperado mediano (0.3), una potencia estadística deseada de .90 y un nivel de significación convencional de .05, para 4 variables latentes y 27 variables manifiestas se requiere un tamaño de muestra de 341 (modelo factorial de violencia recibida); para 2 variables latentes y 11 manifiestas se requiere un tamaño de muestra de 128 (modelo factorial de violencia ejercida); para 2 variables latentes y 7 variables manifiestas se requiere un tamaño de muestra también de 138 (modelo estructural). Para el contraste multigrupo, al duplicar el número de variables latentes y manifiestas los tamaños de muestra requeridos fueron los mismos, ya que se refieren al tamaño que debería tener cada grupo. Por lo tanto, con una muestra de 400 participantes (223 mujeres y 177 hombres), que es un tamaño muestral

recomendado por diversos autores (Kline, 2010), se cubrieron los mínimos requeridos, excepto para el contraste multigrupo de modelo de 4 factores para los 27 ítems de violencia recibida.

Conclusiones

La escala de violencia recibida es unidimensional, siendo algo artificiosa la distinción entre las modalidades de daño sufrido (física, psicológica, económica y sexual); sin embargo, sí se sostiene en ambos sexos distinguir una violencia psicológica de las otras tres modalidades de violencia a la hora de reportar el ejercicio de la misma, siendo bidimensional la escala de violencia ejercida. Las escalas son muy consistentes y poseen validez de contenido, por lo que se recomienda su uso. Las distribuciones de las escalas y factores se concentran en niveles de baja frecuencia de violencia, mostrando asimetría positiva y no ajustándose a una curva normal, por lo que las escalas y factores deben ser baremados por medio de percentiles. Se reconoce ejercer más violencia que recibirla, siendo la violencia psicológica la prevalente. Los datos refutan la posición de la perspectiva de género y son concordantes con otras investigaciones empíricas de niveles muy equivalentes de violencia entre hombres y mujeres en los conflictos de pareja. Así, los promedios de violencia ejercida son equivalentes entre los sexos, pero la violencia recibida es diferencial, reportando recibir más violencia los hombres. Se sostiene un modelo reactivo de violencia más claro en hombres, especialmente ante la violencia física de su pareja femenina. Se ejerce más violencia de la que se recibe, siendo la más frecuente la psicológica y las menos frecuentes la económica y la sexual. Este modelo de reacción violenta sin respuesta ulterior también es válido entre personas que viven o no con su pareja, siendo mayor la frecuencia de violencia sufrida y violencia ejercida no psicológica entre personas que viven con sus parejas por

los conflictos frecuentes que la convivencia conlleva. Los datos relevan que la baja escolaridad es un determinante de ejercer más violencia en hombres y personas que viven por su pareja.

Limitaciones del estudio

Como limitaciones del estudio debe señalarse el carácter no probabilístico de la muestra. Aunque su tamaño grande nos permite alcanzar potencia alta en las pruebas de contraste, toda generalización debe manejarse como una hipótesis aplicable a una población semejante de gente joven con escolaridad e ingresos mayores que el promedio nacional (INEGI, 2010) y ser comparada con estudios semejantes, como los realizados anteriormente por Vargas (2008) y Cienfuegos y Díaz-Loving (2010).

Sugerencias

Aunque en las casas de acogida de mujeres golpeadas a lo largo de todo el mundo se tienen casos muy graves de hombres hostigadores que amenazan la vida e integridad física y moral de su pareja femenina (UNIFEM, 2009), es un error tomar estos casos como el prototipo de violencia en los que basar la agenda política y el diseño de políticas de intervención en población general. Es su justa ponderación serían motivo para intervenciones en poblaciones muy específicas organizadas desde la fiscalía y la policía, sin olvidar los casos de asesinato u homicidio de hombres por sus parejas femeninas sin que medien situaciones de desesperanza ante la violencia masculina (Weizmann-Henelius, Sailas, Viemerö & Eronen, 2002). Así se recomienda orientar la política de violencia en la pareja hacia una posición más neutral, bajo la cual no se asuma que el hombre es el agresor y la mujer es la víctima, esto es, que no se presupongan situaciones cotidianas y frecuentes de terrorismo íntimo masculino.

En los programas de intervención es importante considerar el aspecto reactivo y catártico de la violencia y cómo evitar un círculo vicioso de escalada de la misma ante el afrontamiento exitoso de los conflictos y diferencias. Por otra parte, la distinción de violencia psicológica, física, económica y sexual es poco relevante para caracterizar a las víctimas, aunque sí es relevante para distinguir entre agresores con perfiles de violencia psicológica y agresores con perfiles de otras formas de violencia al emplear escalas de autorreporte.

En futuras investigaciones se sugiere emplear una medida de deseabilidad social para estudiar su efecto en el reporte de la violencia en pareja. Se podrían diseñar e incluir nuevos ítems de violencia sexual entre los 10 de violencia ejercida para observar si éstos definen un tercer factor o se integran al de violencia no psicológica, reflejando que la desatención de las necesidades sexuales de la pareja, que es el contenido del ítem eliminado, es un mal indicador de violencia contra la misma.

Referencias

- 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.
- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073. doi:10.1037/0003-066X.57.12.1060
- Archer, J. (2002). Sex differences in physically aggressive acts between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, 7, 313-351.
- Barrios, O. (2002). *Realidad y representación de la violencia*. Salamanca, España: Ediciones Universidad de Salamanca.

- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- 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. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872-882.
- Cáceres, A., & Cáceres, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 271-284.
- Cienfuegos, M. Y. (2010). *Violencia en la relación de pareja: una aproximación desde el modelo ecológico* (tesis de doctorado). México, DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Cienfuegos, M. Y., & Díaz-Loving, R. (2010). Violencia en la relación de pareja. En R. Díaz-Loving & S. Rivera Aragón (Eds.), *Antología psicosocial de la pareja: clásicos y contemporáneos* (pp. 647-687). México, DF: Miguel Ángel Porrúa.
- Díaz-Loving, R., & Sánchez-Aragón, S. (2010). *Antología psicosocial de la pareja*. México, DF: Miguel Ángel Porrúa.
- Dutton, D. G. (2010). The gender paradigm and the architecture of antiscience. *Partner Abuse*, 1, 5-25. doi:10.1891/1946-6560.1.1.5
- Fiebert, M. S. (2010). References examining assaults by women on their spouses or partners: an annotated bibliography. *Sexuality and Culture*, 14, 49-91. doi:10.1007/s12119-009-9059-9
- 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

- Gangestad, S. W. (2000). Human sexual selection, good genes, and special design. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 907(1), 50-61. doi:10.1111/j.1749-6632.2000.tb06615.x
- González, R., & Santana, J. D. (2001). La violencia en parejas jóvenes. *Psicothema*, 13, 127-131.
- Hines, D. A., Brown, J., & Dunning, E. (2007). Characteristics of callers to the domestic abuse helpline for men. *Journal of Family Violence*, 22(2), 63-72. doi:10.1007/s10896-006-9052-0
- Instituto de la Mexicano de la Juventud (2007). *Encuesta nacional de violencia en las relaciones de noviazgo*. México, DF: Instituto de la Mexicano de la Juventud.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2008). *Panorama de violencia contra las mujeres en Nuevo León*. Aguascalientes, México: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2010). *Conteo de población y vivienda 2010*. Aguascalientes, México: INEGI.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (2012). *Panorama de violencia contra las mujeres en México. ENDIREH 2011*. Aguascalientes, México: INEGI.
- Jackson, D. L. (2003). Revisiting sample size and number of parameter estimates: Some support for the N:q hypothesis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(1), 128-141. doi:10.1207/s15328007SEM1001_6
- Johnson, M. (2008). *A typology of domestic violence: Intimate terrorism, violent resistance, and situational couple violence*. Boston, MA: Northeastern University Press.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: Guilford Press.

- 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, D.C.: Organización Panamericana de la Salud.
- Monzón, I. (2003). Violencia doméstica desde una perspectiva ecológica. En J. Corsi (Ed.), *Maltrato y abuso en el ámbito doméstico* (pp. 20-42). Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Moral, J., & López, F. (2012). Modelo recursivo de reacción violenta en parejas válido para ambos sexos. *Boletín de Psicología*, 105, 61-74.
- Moral, J., & López, F. (2013). Relación de violencia en la familia de origen y machismo con violencia en la pareja. *Revista Medicina Universitaria*, 15(59), 3-9.
- Murphy, C. M., & Hoover, S.A. (1999). Measuring emotional abuse in dating relationships as a multifactorial construct. *Violence and Victims*, 14, 39-53.
- Murphy, C. M., & Hoover, S. A. (2001). Measuring emotional abuse in dating relationships as a multifactorial construct. En K. D. O'Leary & R. D. Maiuro (Eds.), *Psychological abuse in violent relationships* (pp. 29-46). New York, NY: Springer.
- Nayak, M., Byrne, C., Martin, M., & Abraham, A. (2003) Attitudes toward violence against women: a cross national study, *Sex Roles*, 49(7/8), 333-342.
- Olaiz, G., Rojas, R., Valdez, R., Franco, A., & Palma, O. (2006). Prevalencia de diferentes tipos de violencia en usuarias del sector salud en México. *Salud Pública de México*, 48(Supl. 2), S232-S238.
- Organización Panamericana de la Salud (2013). *Violencia contra la mujer en América Latina y el Caribe: Análisis comparativo de datos poblacionales de 12 países*. Washington, D.C.: OPS.

- Osorio, M., & Ruiz, N. G. (2011). Nivel de maltrato en el noviazgo y su relación con la autoestima. Estudio con mujeres universitarias. *Uaricha Revista de Psicología*, 8(17), 34-48.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. En H. Brau, D. Jackson & D. E. Wiley (eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 46-69), Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Pettigrew, T. F., & Meertens, R. W. (1995). Subtle and blatant prejudice in Western Europe. *European Journal of Social Psychology*, 25(1), 57-75. doi:10.1002/ejsp.2420250106
- Ramos, L., & Saltijeral, M. T. (2008). ¿Violencia episódica o terrorismo íntimo? Una propuesta exploratoria para clasificar la violencia contra la mujer en las relaciones de pareja. *Salud Mental*, 31, 469-478.
- Rey, C. A. (2008). Prevalencia, factores de riesgo y problemática asociada con la violencia en el noviazgo: una revisión de la literatura. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 26, 227-241.
- Rocha-Sánchez, T. E. & Díaz- Loving, R. (2005). Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres. *Anales de Psicología*, 21(1), 42-49.
- Secretaría de Gobernación y Coordinación General de la Comisión Nacional de la Mujer (1999). *Programa Nacional contra la violencia intrafamiliar (PRONAVI), 1999-2000*. México, DF: Secretaría de Gobernación.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). México, DF: Editorial Trillas.
- Soper, D. S. (2013). A-priori sample size calculator for structural equation models [Software]. Disponible en: <http://www.danielsoper.com/statcalc>

- Stith, S. M., McCollum, E. E., Amanor-Boadu, Y., & Smith, D. (2012). Systemic perspectives on intimate partner violence treatment. *Journal of Marital and Family Therapy*, 38(1), 220-240. doi: 10.1111/j.1752-0606.2011.00245.x.
- Swahnberg, K., & Wijma, K. (2007). Validation of the Abuse Screening Inventory (ASI). *Scandinavian Journal of Public Health*, 35, 330-334. doi:10.1080/14034940601040759
- Trujano, P., Martínez, A. E., & Camacho, S. I. (2010). Varones víctimas de violencia doméstica: un estudio exploratorio acerca de su percepción y aceptación. *Diversitas. Perspectivas en psicología*, 6, 339-354.
- Trujano, P., & Mendoza, S. (2003). Violencia doméstica: estudio exploratorio acerca de su percepción y aceptación. *Revista Iztapalapa*, 54, 231-244.
- Trujano, P., Nava, C., Tejeda, E., & Gutiérrez, S. (2006). Estudio confirmatorio acerca de la frecuencia y percepción de la violencia doméstica: el VIDOFP como instrumento de evaluación y algunas reflexiones psicosociales. *Intervención Psicosocial*, 15(1), 95-110.
- UNIFEM (2009). *Staying alive: Fourth monitoring and evaluation report 2009 on the protection of women from domestic violence act, 2005*. New York, NY: UNIFEM.
- Vargas, I. (2008). *Factores culturales, estructurales y psicológicos en la violencia doméstica: un modelo explicativo* (tesis de doctorado). México, DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Watts, C., & Zimmerman, C. (2002). Violence against women: global scope and magnitude. *Lancet*, 359(9313): 1232-1237. doi:10.1016/S0140-6736(02)08221-1
- Weizmann-Henelius, G., Sailas, E., Viemerö, V., & Eronen, M. (2002). Violent women, blame attribution, crime, and personality. *Psychopathology*, 35, 355-361.
doi:10.1159/000068590

Westland, J. C. (2010). Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electronic Commerce Research and Applications*, 9(6), 476-487.

Whitaker, D. J., Haileyesus, T., Swahn, M., & Saltzman, L. S. (2007). Differences in frequency of violence and reported injury between relationships with reciprocal and nonreciprocal intimate partner violence. *American Journal of Public Health*, 97(5), 941-947.

doi:10.2105/AJPH.2005.079020

Anexo. Cuestionario de Violencia en la Pareja

Indique con qué frecuencia ocurren las siguientes situaciones en su relación de pareja.

1	2	3	4	5
Nunca	Algunas veces	Bastante	Con mucha frecuencia	Siempre

-
1. Mi pareja me ha dicho que mi arreglo personal es desagradable.
 2. Mi pareja me ha empujado con fuerza.
 3. Mi pareja se enoja conmigo si no hago lo que quiere.
 4. Mi pareja me critica como amante.
 5. Mi pareja me rechaza cuando quiero tener relaciones sexuales con él (ella)
 6. Mi pareja vigila todo lo que yo hago.
 7. Mi pareja ha dicho que soy fea(o) o poco atractiva(o).
 8. Mi pareja no toma en cuenta mis necesidades sexuales.
 9. Mi pareja me prohíbe que me junte o reúna con amistades.
 10. Mi pareja utiliza el dinero para controlarme.
 11. Mi pareja ha golpeado o pateado la pared, la puerta o algún mueble para asustarme.
 12. Mi pareja me ha amenazado con dejarme.
 13. He tenido miedo de mi pareja.
 14. Mi pareja me ha forzado a tener relaciones sexuales cuando estoy enferma(o) o está en riesgo mi salud o me siento mal.
 15. Mi pareja me molesta con mis éxitos y mis logros.
 16. Mi pareja me ha golpeado.
 17. Mi pareja me prohíbe trabajar o seguir estudiando.
 18. Mi pareja me agrede verbalmente si no cuando a mis hijos como piensa que debería ser.
 19. Mi pareja se enoja si no atiende a mis hijos como piensa que debería ser.
 20. Mi pareja se enoja cuando le digo que no me alcanza el dinero que me da o gano.
 21. Mi pareja se enoja si no está la comida o el trabajo hecho cuando cree que debería estar.
 22. Mi pareja se pone celoso(a) y sospecha de mis amistades.
 23. Mi pareja administra el dinero sin tomarme en cuenta.
 24. Mi pareja me chantajea con su dinero.
 25. Mi pareja ha llegado a insultarme.
 26. Mi pareja me limita económicamente para mantenerme en casa o se enoja cuando no apporto o doy el gasto que cree que debería ser.
 27. Mi pareja se ha burlado de alguna parte de mi cuerpo.
-
1. Le he dicho es culpable de nuestros problemas.
 2. He llegado a gritarle a mi pareja.
 3. Me he enojado cuando me contradice o no está de acuerdo conmigo.
 4. He llegado a insultar a mi pareja.
 5. He amenaza a mi pareja con abandonarlo(a).
 6. Cuando no atiende a los hijos como yo creo lo(a) agrede verbalmente.
 7. No tomo en cuenta las necesidades sexuales de mi pareja.
 8. Le he prohibido a mi pareja que se junte o reúna con sus amistades.
 9. He llegado a lastimar físicamente a mi pareja.
 10. Me molesta que mi pareja gaste su propio dinero.
 11. He exigido a mi pareja me dé explicaciones detalladas de la forma en que gasta el dinero.
-



Este texto está protegido por una licencia [Creative Commons 4.0](#).

Usted es libre para Compartir —copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato— y Adaptar el documento —remezclar, transformar y crear a partir del material— para cualquier propósito, incluso comercialmente, siempre que cumpla la condición de:

Atribución: Usted debe reconocer el crédito de una obra de manera adecuada, proporcionar un enlace a la licencia, e indicar si se han realizado cambios . Puede hacerlo en cualquier forma razonable, pero no de forma tal que sugiera que tiene el apoyo del licenciante o lo recibe por el uso que hace.

[Resumendelicencia](#) - [Textocompletodelalicencia](#)