

## Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja

### *Psychometric Properties of the Suffered and Exerted Couple Violence Questionnaire*

José Moral de la Rubia,\* Ramos Basurto Sandra\*\*

**Resumen.** Un cuestionario que evalúa victimización y perpetración en la pareja ha sido desarrollado en México, el denominado Cuestionario de Violencia de la Pareja (CVP). El CVP evalúa frecuencia, pero no intensidad. El objetivo del presente estudio fue modificar el CVP para evaluar frecuencia y daño de victimización y perpetración, y estudiar sus propiedades psicométricas de consistencia interna, estructura factorial e invarianza factorial entre sexos. El cuestionario modificado, denominado Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja (CVSEP), fue aplicado a una muestra no probabilística de 240 participantes (120 mujeres y 120 hombres). Con los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida ( $\alpha = .95$ ) se definieron dos factores: violencia físico/sexual ( $\alpha = .88$ ) y psicológico/económico/social ( $\alpha = .94$ ). Con los 27 ítems de daño sufrido ( $\alpha = .95$ ) se definieron cuatro factores: daño sufrido por violencia económico/social ( $\alpha = .93$ ), violencia sexual/chantaje ( $\alpha = .88$ ), violencia física ( $\alpha = .86$ ) y violencia por celos ( $\alpha = .83$ ). Con los 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida ( $\alpha = .84$ ) se definieron dos factores: violencia psicológica ( $\alpha = .85$ ) y otro tipo de violencia ( $\alpha = .66$ ), aunque se recomienda reducir esta escala a un factor con 10 indicadores ( $\alpha = .86$ ). Con los 12 ítems de daño ocasionado ( $\alpha = .89$ ) se definieron dos factores: daño por violencia psicológica ( $\alpha = .88$ ) y otro tipo de violencia ( $\alpha = .81$ ). Se crearon los índices de victimización y perpetración. Se concluye que el CVSEP posee consistencia interna y validez estructural.

**Palabras clave:** violencia de pareja, violencia sufrida, violencia ejercida, daño psicológico, psicometría.

**Abstract.** A questionnaire assessing victimization and perpetration in the couple has been developed in Mexico, and it is named the Couple Violence Questionnaire (CVQ). The CVQ evaluates frequency, but does not evaluate intensity. The aim of this research was to modify the Couple Violence Questionnaire to assess frequency and damage of victimization and perpetration, and study its psychometric properties of internal consistency, factor structure and sex invariance. The modified questionnaire, named Suffered and Exerted Couple Violence Questionnaire (SECVQ), was applied to a non-probability sample of 240 participants (120 women and 120 men). Two factors were defined using the 27 items on frequency of suffered violence ( $\alpha = .95$ ): physical/sexual violence ( $\alpha = .88$ ) and psychological/economic/social violence ( $\alpha = .94$ ). Four factors were defined using the 27 items of suffered damage ( $\alpha = .95$ ): by social/economic violence ( $\alpha = .93$ ), sexual violence/blackmail ( $\alpha = .88$ ), physical violence ( $\alpha = .86$ ) and jealousy-related violence ( $\alpha = .83$ ). Two factors were defined using the 12 items on frequency of exerted violence ( $\alpha = .84$ ): psychological violence ( $\alpha = .85$ ) and other kind of violence ( $\alpha = .66$ ), although it is recommended that this scale be reduced to one 10-item factor ( $\alpha = .86$ ). Two factors were defined using the 12 items on caused damage ( $\alpha = .89$ ): by psychological violence ( $\alpha = .88$ ) and other kind of violence ( $\alpha = .81$ ). The indexes of victimization and perpetration were created. It is concluded that the SECVQ has internal consistency and structure validity.

**Key words:** Couple violence, suffered violence, exerted violence, psychological damage, psychometrics.

### Introducción

Se puede definir *violencia de pareja* como un ejercicio de poder, en el cual, a través de acciones u omisiones, se daña o controla contra su voluntad a aquella persona con la que se tiene un vínculo íntimo, ya sea de *noviazgo* (relación amorosa mantenida entre dos personas con o sin intención de casarse y sin convivir), *matrimonio* (relación de convivencia y mutuo apoyo entre dos personas legalmente instituida y que suele implicar un vínculo

amoroso) o *cohabitación* (relación amorosa entre dos personas que conviven con o sin intención de casarse y que puede tener un reconocimiento legal distinto al matrimonio) (Moral y López, 2014).

En México, se distinguen cuatro tipos de violencia de pareja por la modalidad de daño: la *violencia física* que está dirigida al cuerpo para ocasionar, dolor o incluso la muerte, considerándose en una categoría aparte todo lo relacionado con la sexualidad; la *violencia psicológica* que está dirigida a la autoestima, autoconcepto y equilibrio emocional; la *violencia económica* que está dirigida al control de ingresos, gastos y bienes; y *violencia sexual* que está dirigida a imponer o coartar las relaciones sexuales, o a vulnerar la autoestima e integridad sexuales (Secretaría de Gobernación, 1999).

Existen escalas para evaluar la violencia en la pareja (Observatorio de Salud de la Mujer, 2005). En México se tiene el Índice de Severidad de la Violencia de Pareja (ISVP) de Valdez et al. (2006), que evalúa intensidad de la violencia ejercida por la pareja y se aplica a mujeres; el inventario de Violencia Doméstica: Frecuencia y Percepción (VIDOFyP) de Trujano et al. (2006) que evalúa la frecuencia y la percepción de violencia de una serie de conductas o situaciones de pareja, inicialmente se desarrolló para mujeres, pero posteriormente también se ha aplicado a hombres (Trujano et al., 2010); el Cuestionario de Violencia en la Pareja (CVP) de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010), que evalúa violencia sufrida y ejercida en la situación de vida en pareja, se responden en términos de frecuencia y es aplicable a ambos sexos y diversas situaciones de pareja (matrimonio, cohabitación o noviazgo); y el Cuestionario de Abuso contra la Mujer (CAM) de Linares et al. (2013), que evalúa la presencia de violencia física, psicológica o sexual contra la mujer.

Las estadísticas hacen énfasis sobre la violencia infringida hacia la mujer; sin embargo, se reconoce que el varón también sufre violencia por parte de su pareja femenina. Las investigaciones de autores como Archer (2002), Straus (2007), Hattery (2009) y Fiebert (2013) han dejado claro que la violencia no es un fenómeno unidireccional y que la violencia es ejercida dentro de la pareja usualmente por ambos miembros. Retomando este señalamiento, un buen instrumento de la violencia en pareja debería contemplar tanto la violencia ejercida como la sufrida en las modalidades de violencia física, psicológica, social y sexual, evaluar no sólo la frecuencia, sino también la intensidad, ser aplicable a ambos sexos y diversas situaciones de pareja (matrimonio, cohabitación o noviazgo). Actualmente no existe ningún instrumento con tales características (Nicholls et al., 2013; Observatorio de Salud de la Mujer, 2005); el que más se aproxima es el CVP de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010), pero no evalúa intensidad o daño. Así se decidió modificar el CVP y solicitar a los participantes que evaluaran cada uno de sus 38 ítems en los aspectos de frecuencia y daño. Retomando la sugerencia del estudio de las propiedades psicométricas del CVP de Moral y López (2014), se añadió un segundo ítem de violencia sexual ejercida, debido a los problemas de consistencia interna y comunalidad del ítem de violencia sexual ejercida ya presente en el cuestionario, pasando el CVP a estar integrado por 39 ítems.

Considerando estos antecedentes esta investigación tuvo como objetivos: 1) modificar el CVP para que evalúe violencia sufrida y ejercida en frecuencia y daño y 2) estudiar su consistencia interna y estructura factorial. Se espera que los valores de consistencia interna de las 2 escalas del cuestionario y sus factores varíen de aceptables a

altos; que la estructura factorial de los 27 ítems de violencia sufrida, tanto los de frecuencia como los de daño, sea de 4 factores correlacionados: psicológica/social, física, sexual y económica; y la estructura factorial de los 12 ítems de violencia ejercida, tanto los de frecuencia como los de daño, sea de 2 factores correlacionados: violencia psicológica y de otro tipo de violencia (Cienfuegos y Díaz-Loving, 2010; Moral y López, 2014).

## **Metodología**

### **Participantes**

Se empleó una muestra no probabilística de tipo incidental de 240 participantes voluntarios de la ciudad de Monterrey, Nuevo León, México. Como criterios de inclusión se requirió: saber leer y escribir, ser mayor de 18 años, tener una relación de pareja heterosexual y dar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron: cuestionario incompleto e impresión de la encuestadora de que el participante respondió de una forma inatenta o arbitraria.

El cuestionario fue administrado de forma individual por una encuestadora en casas, calles peatonales y parques públicos. La participación fue no remunerada. El cuestionario iba precedido por una hoja en la que se solicitaba el consentimiento para la participación en el estudio, se informaba de los objetivos de la investigación, responsables de la misma y su adscripción institucional; asimismo, se garantizaba el anonimato y confidencialidad de la información dada, siguiendo las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007).

La mitad de los participantes fueron hombres y la otra mitad mujeres. Se alternó entre un hombre y una mujer en la aplicación para conseguir el mismo número de participantes de ambos sexos. El porcentaje de participación, dando el consentimiento y respondiendo al cuestionario completo, fue del 82% (240 de 293). En la mayoría de los casos en los que no se prestó el consentimiento y no se deseó participar, el motivo dado fue falta de tiempo.

La media de edad en la muestra fue 35.41 años ( $DE = 9.63$ ) con mínima de 18 años y máxima de 57 años. Con respecto a la escolaridad, 23 de los 240 participantes (9.6%) indicaron tener estudios de primaria, 58 (24.2%) de secundaria, 47 (19.6%) de media superior general, 39 (16%) media superior técnica y 73 (30.4%) estudios superiores. Con respecto a la actividad laboral, 45 de los 240 participantes (18.8%) reportaron dedicarse a labores del hogar, 67 (27.9%) trabajar como empleados de oficina o ventas, 54 (22.5%) trabajar como empleados manuales, 45 (18.8%) desempeñarse como profesionistas, 14 (5.8%) tener negocio propio, 8 (3.3%) estar desempleados y 7 (2.9%) dedicarse a estudiar. Con respecto al estatus socioeconómico autodefinido, 54 de los 118 participantes (22.5%) se definieron de estatus socioeconómico bajo, 62 (25.8%) medio-bajo, 91 (37.9%) medio, 30 (12.5%) medio-alto y 3 (1.3%) alto. Con respecto al estado civil, 118 de los 240 participantes (49.2%) reportaron estar casados, 22 (9.2%) solteros, 44 (18.3%) divorciados o separados y 56 (23.3%) en unión libre. De los 240 participantes, 191 (79.6%) dijeron tener hijos y 49 (20.4%) no tener. La media del número de hijos fue 2.31 ( $DE = 1.06$ ), variando de 1 a 5 entre los que sí tenían hijos.

## Instrumento

Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja (CVSEP). Fue diseñado para este estudio y procede del CVP de Cienfuegos y Díaz-Loving (2010). Permite evaluar la violencia sufrida y ejercida en la situación de pareja en los aspectos de frecuencia y daño. Es aplicable a ambos sexos. El cuestionario está integrado por cuatro escalas. Dos escalas evalúan violencia sufrida de la pareja por medio de los mismos 27 ítems directos que tienen un formato de respuesta tipo Likert de 5 valores. En una escala los 27 ítems se responden en términos de frecuencia (de 1 “*nunca*” a 5 “*siempre*”) y en la otra escala los mismos 27 ítems se responden en términos de daño sufrido (de 1 “*nada*” a 5 “*mucho*”). Con respecto al contenido de estos 27 ítems de violencia sufrida, 8 ítems están orientados a evaluar violencia psicológica y social (ítems 6, 9, 15, 17, 18, 19, 21 y 22), 7 ítems a evaluar violencia física, intimidación y agresión (ítems 2, 3, 11, 12, 13, 16 y 25), 7 ítems a evaluar violencia sexual (ítems 1, 4, 5, 7, 8, 14 y 27) y 5 ítems a evaluar violencia económica (ítems 10, 20, 23, 24 y 26). Las otras dos escalas evalúan violencia ejercida contra la pareja por medio de los 12 mismos ítems directos que tienen un formato de respuesta tipo Likert de 5 valores. Una escala se responde en términos de frecuencia (de 1 “*nunca*” a 5 “*siempre*”) y otra escala se responde en términos de daño infringido (de 1 “*nada*” a 5 “*mucho*”). Con respecto al contenido de estos 12 ítems de violencia ejercida, 5 ítems están orientados a evaluar la violencia psicológica (ítems del 28 al 32) y 7 ítems a evaluar otro tipo de violencia, como social, económica, física y sexual (ítems del 33 al 39). Véase el CVSEP en el Anexo.

Se añadió un ítem de violencia sexual ejercida (ítem 39 “*he dicho a mi pareja que es feo/a o poco atractivo/a*”) que no estaba en el CVP para complementar o sustituir al que ya tenía el cuestionario (ítem 34 “*no tomo en cuenta las necesidades sexuales de mi pareja*”), debido a que dicho ítem mostró baja consistencia interna. La redacción de este ítem se hizo en correspondencia con el ítem que mostraba más consistencia y peso factorial dentro del factor de frecuencia de violencia sexual sufrida, que era ítem 7 “*mi pareja ha dicho que soy feo/a o poco atractivo/a*” (Cienfuegos y Díaz-Loving, 2010; Moral y López, 2014).

## Análisis estadísticos

La consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach. Unos valores de  $\alpha \geq .90$  se consideraron excelentes, de .80 a .89 buenos, de .70 a .79 aceptables, de .60 a .69 cuestionables y de .50 a .59 pobres y  $< .50$  inaceptables (Cronbach y Shavelson, 2004). La asociación lineal se calculó por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson; unos valores de  $r < .10$  se consideraron magnitudes de la asociación triviales, de 10 a .29 bajas, .30 a .49 moderadas, de .50 a .69 altas y de .70 a .89 muy altas y  $\geq .90$  unitarias (Ellis, 2010).

La estructura factorial se determinó tanto por análisis factorial exploratorio, usando Componentes Principales y rotación Oblimin, como por análisis factorial confirmatorio, usando Mínimos Cuadrados Libres de Escala (SLS). El número de factores se determinó por el criterio de Horn (percentil 95) y el de la expectativa. Se optó por el método SLS debido al incumplimiento de normalidad multivariada y el nivel de medida ordinal de las variables manifiestas (Byrne, 2010).

Se contemplaron 8 índices de ajuste para el análisis factorial confirmatorio: prueba chi-cuadrado ( $\chi^2$ ), cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad ( $\chi^2/\text{gl}$ ), prueba de Bollen-Stine (B-S), índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI), índice normado de ajuste de Bentler-Bonett (NFI), índice relativo de ajuste por el coeficiente rho de Bollen (RFI) y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .05$ ,  $\chi^2/\text{gl} \leq 2$ ,  $\text{GFI} \geq .95$ ,  $\text{AGFI}$ ,  $\text{NFI}$  y  $\text{RFI} \geq .90$  y  $\text{SRMR} \leq .05$ ; y como valores adecuados:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .01$ ,  $\chi^2/\text{gl} \leq 3$ ,  $\text{SRMR} \leq .08$ ,  $\text{GFI} \geq .85$  y  $\text{AGFI}$ ,  $\text{NFI}$  y  $\text{RFI} \geq .80$ . La significación de los parámetros se contrastó por el método de percentiles libres de sesgo, extrayendo 2,000 muestras. Este mismo número de muestras se extrajo para la prueba de Bollen-Stine. Se estudiaron las propiedades de invarianza factorial entre ambos sexos por contraste multi-grupo, especificándose modelos anidados en restricciones acumulativas. Se consideró que la invarianza es aceptable si la bondad de ajuste es buena u aceptable y estadísticamente equivalente o próxima, al menos, en los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida (Byrne, 2010).

Para definir la estructura factorial se requirió pesos de medida significativos y saturaciones  $\geq .30$ , consistencia interna de los factores al menos aceptable ( $\alpha \geq .70$ ), correlaciones entre los factores no unitarias y  $< .80$ , y propiedades de invarianza entre ambos sexos aceptables.

## Resultados

### Consistencia interna y estructura factorial de los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida

La consistencia interna de los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida fue excelente ( $\alpha = .95$ ). Con base en el análisis paralelo de Horn se extrajeron 2 componentes que explicaron el 52.3% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primer componente quedó definido por 17 ítems sobre violencia económica (ítems 10, 20, 23, 24 y 26), psicológica/social (ítems 6, 9, 15, 17, 18, 19, 21 y 22), intimidación/agresión verbal (ítems 12, 13 y 25) y sexual (ítem 14) y tuvo consistencia interna excelente ( $\alpha = .94$ ). El segundo componente quedó configurado por 10 ítems sobre violencia sexual (ítems 1, 4, 5, 7, 8 y 27) y física (ítems 2, 3, 11 y 16) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .88$ ). La correlación de ambos componentes fue moderada ( $r = .49$ ,  $p < .01$ ).

Al extraerse 4 componentes por expectativa, se explicó el 62.7% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primer componente quedó configurado por 6 ítems sobre violencia física/intimidación/agresión (ítems 2, 11, 13, 16 y 25) y violencia sexual (ítem 14) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .89$ ). El segundo componente quedó definido por 6 ítems sobre violencia sexual (ítems 1, 4, 5, 7, 8 y 27) y tuvo consistencia interna fue alta ( $\alpha = .80$ ). El tercer componente quedó integrado por 9 ítems sobre violencia económica (ítems 10, 20, 23, 24 y 26) y violencia psicológica relacionada con el desempeño de roles (ítems 15, 18 y 19) e intimidación/chantaj (ítem 12) tuvo consistencia interna excelente ( $\alpha = .91$ ). El cuarto componente quedó constituido por 6 ítems sobre violencia psicológica/social (ítems 6, 9, 17, 21 y 22) e intimidación (ítem 3) y su consistencia interna fue alta ( $\alpha = .85$ ). Las correlaciones



entre los 4 componentes variaron de .28 a .51 con una media de con una media de .36 ( $DE = .08$ ).

Por análisis factorial confirmatorio se contrastó el modelo esperado de 4 factores correlacionados (4FC\_Esp.), aparte de 2 modelos derivados de análisis factorial exploratorio: de 4 y 2 factores correlacionados (4FC\_Obs. y 2FC\_Obs., respectivamente). Al observar correlaciones muy altas entre los factores (de .68 a .90 en el modelo esperado de 4 factores, de .65 a .85 en el observado de 4 factores y .82 en el observado de dos factores) y al considerar el valor muy alto de consistencia entre los 27 ítems también se especificó un modelo de un factor (1F) y dos modelos de 4 factores jerarquizados a uno general (4FJ\_Esp. y 4FJ\_Obs.).

Conforme con Moral y López (2014), el modelo esperado de 4 factores, ya sean correlacionados (4FC\_Esp.) o jerarquizados (4FJ\_Esp.), quedó definido por violencia psicológica/social con 8 indicadores (ítems 6, 9, 15, 17, 18, 19, 21 y 22), violencia física/intimidación/agresión con indicadores con 7 indicadores (ítems 2, 3, 11, 12, 13, 16 y 25), violencia sexual con 7 indicadores (ítems 1, 4, 5, 7, 8, 14 y 27) y violencia económica con 5 indicadores (ítems 10, 20, 23, 24 y 26). La consistencia interna de los 4 factores varió de aceptable ( $\alpha = .71$ ) a excelente ( $\alpha = .90$ ).

El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de los 27 ítems fue de 83.73, lo que evidenció desviación de la normalidad multivariada. Los 6 modelos especificados tuvieron todos sus parámetros significativos por el método de percentiles libres de sesgo. Los índices de ajuste fueron buenos, aunque la bondad de ajuste no se sostuvo por la probabilidad de Bollen-Stine, ni por la probabilidad del estadístico chi-cuadrado. El modelo esperado de 4 factores correlacionados (4FC-Esp.) fue el que mostró los mejores índices de ajuste (véase Tabla 1).

No obstante, las correlaciones entre los 4 factores esperados fueron muy altas y la correlación entre violencia física y sexual fue unitaria (.90). En el modelo de 4 factores jerarquizados el peso estructural del factor general fue unitario sobre violencia física (.94) y psicológica/social (.90). Estas correlaciones o pesos unitarios descartan estos modelos esperados. Además, en la muestra de hombres la violencia sexual tuvo consistencia interna pobre ( $\alpha = .55$ ) y la violencia económica cuestionable ( $\alpha = .67$ ). También el modelo observado de 4 factores tuvo una correlación unitaria y dos factores no alcanzaron consistencia interna aceptable en hombres.

En el modelo de dos factores correlacionados, la consistencia interna varió de aceptable ( $\alpha = .72$  en violencia físico/sexual) a excelente (.88 en otro tipo de violencia) en hombres y fue excelente en mujeres (.91 y .95, respectivamente). Al contrastar la invarianza entre ambos sexos, persistió el problema de falta de significación del peso de medida del factor de violencia sexual/física sobre el ítem 8 en hombres, como en los modelos de 4 factores, siendo todos los demás parámetros significativos en ambas muestras. La bondad de ajuste del modelo sin constricciones se rechazó por el estadístico chi-cuadrado y la probabilidad de Bollen-Stine, pero 5 índices reflejaron buen ajuste y RMSEA mostró un valor de ajuste adecuado. El ajuste empeoró al imponerse constricciones en los pesos de medida y el ajuste fue malo en los modelos con constricciones adicionales en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos. La correlación de los dos factores fue muy alta, de .84 en

mujeres y .70 en hombres. En mujeres fueron menores los residuos, resultando el modelo más definido (véase Tabla 1).

Tabla 1

*Índices de ajuste para modelos factoriales de frecuencia de violencia sufrida*

IA*	Uni-grupo (muestra conjunta)						Multi-grupo entre ambos sexos			
	4CE	4JE	4CO	4JO	2CO	1	2CO			
							SC	PM	CE	RM
$\chi^2$	<b>390.7</b>	440.7	415.9	437.6	505.7	616.9	833.3	1564.1	6549.8	7067.8
<i>p</i>	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
$\chi^2/gl$	<b>1.22</b>	1.38	1.31	1.37	1.56	1.90	1.29	2.33	9.72	10.1
B-S	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**
SRMR	<b>.07</b>	.07	.07	.07	.08	.08	.08	.10	.34	.21
GFI	<b>.98</b>	.98	.98	.98	.97	.97	.95	.91	.61	.59
AGFI	<b>.97</b>	.97	.97	.97	.97	.96	.94	.90	.57	.55
NFI	<b>.98</b>	.97	.97	.97	.97	.96	.94	.89	.52	.49
RFI	<b>.97</b>	.97	.97	.97	.97	.96	.93	.88	.50	.49

*Notas.* \*\**p* < .01. IA = índices de ajuste. Modelos: Número de factores: 4, 2 ó 1. C = factores correlacionados, J = factores jerarquizados a un factor general, E = modelo esperado, O = modelo observado desde el análisis de componentes principales. SC = sin constricciones, PM = constricciones en pesos de medida, CE = en varianza-covarianzas estructurales y RM = en residuos de medida.

**Consistencia interna y estructura factorial de los 27 ítems de daño sufrido**

La consistencia interna de los 27 ítems de daño sufrido fue excelente ( $\alpha = .95$ ). Con base en el análisis paralelo de Horn se extrajeron 3 componentes que explicaron el 59.5% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primer componente quedó configurado por 11 ítems sobre daño por violencia económica (ítems 10, 20, 23, 24 y 26), psicológica-social (ítems 15, 17, 18, 19 y 21) y agresión verbal (ítem 25) y tuvo consistencia interna excelente ( $\alpha = .93$ ). El segundo componente quedó definido por 8 indicadores sobre daño por violencia sexual (ítems 1, 4, 5, 7, 8 y 27) e intimidación/chantaje (ítems 3 y 12) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .88$ ). El tercer componente quedó integrado por 8 indicadores sobre daño por violencia física (ítems 2, 11, 13, 16 y 22), violencia psicológica-social motivada por los celos (ítems 6 y 9) y sexual (ítem 14) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .88$ ). Los 3 componentes correlacionaron entre sí con valores que variaron de .38 a .51.

Al extraerse 4 componentes por expectativa se explicó el 64.4% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primer componente quedó configurado por 11 ítems sobre daño por violencia económica (ítems 10, 20, 23, 24 y 26), psicológica-social (ítems 15, 17, 18, 19 y 21) y agresión verbal (ítem 25) y tuvo consistencia interna excelente ( $\alpha = .93$ ). El segundo quedó definido por 8 ítems sobre daño por violencia sexual (ítems 1, 4, 5, 7, 8 y 27) e intimidación/chantaje (ítems 3 y 12) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .88$ ). El tercero quedó integrado por 5 ítems sobre daño por violencia física (ítems 2, 11, 13 y 16) y sexual (ítem 14) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .86$ ). El cuarto quedó constituido por 3 indicadores sobre violencia psicológica-social motivada por los celos (ítems 6, 9 y 22) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .83$ ). Los 4 componentes correlacionaron positivamente entre sí con valores que oscilaron de .23 a .52.

Por análisis factorial confirmatorio se contrastó el modelo esperado de 4 factores correlacionados (4FC-Esp.), aparte de 2 modelos derivados de análisis de componentes principales, de 4 y 3 factores correlacionados (4FC-Obs y 3FC-Obs., respectivamente). El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de los 27 ítems fue de 75.80, lo que evidenció desviación de la normalidad multivariada. Los índices de ajuste fueron buenos, aunque los 3 modelos se rechazaron por la prueba chi-cuadrado y la probabilidad de Bollen-Stine y el residuo estandarizado cuadrático medio reflejó un ajuste adecuado en los 3 casos. El modelo con mejor ajuste fue el observado de 4 factores correlacionados (4FC-Obs.) con la ventaja no sólo de tener todos sus parámetros significativos, sino correlaciones menores que .80 entre sus factores cuando no fue el caso en los otros modelos (véase Tabla 2).

Al hacer el contraste de la invarianza entre ambos sexos del modelo observado de 4 factores correlacionados (4FC\_Obs.), todos los parámetros fueron significativos en ambas muestras por el método de percentiles libres de sesgo. Las correlaciones entre los factores fueron menores que .80 en las dos muestras. Los modelos sin constricciones y con restricción en los pesos de medida mostraron buen ajuste a los datos, salvo por los estadísticos chi-cuadrado y la probabilidad de muestreo repetitivo de Bollen-Stine. No obstante, los índices de ajuste fueron malos al imponerse constricciones adicionales en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos de medida (véase Tabla 2). En mujeres fueron mayores las varianzas de los factores y menores los residuos que en hombres, esto es, el modelo resultó más definido en mujeres. Los valores de consistencia interna de los 4 factores variaron de .84 a .94 en mujeres y en hombres de .73 a .91.

Tabla 2

*Índices de ajuste para modelos factoriales de daño sufrido*

IA*	Uni-grupo			Multi-grupo entre ambos sexos (4FC Obs)			
	4FC_Esp.	4FC_Obs	3FC_Obs	SC	PM	CE	RM
$\chi^2$	469.1	<b>406.4</b>	453	664	1150.7	3757	4064
$p$	**	**	**	**	**	**	**
$\chi^2/gf$	1.48	<b>1.28</b>	1.41	1.04	1.75	5.62	10.03
B-S	**	**	**	**	**	**	**
SRMS	.07	<b>.07</b>	.07	.07	.09	.25	.13
GFI	.98	<b>.98</b>	.98	.96	.94	.80	.78
AGFI	.97	<b>.98</b>	.98	.96	.93	.77	.76
NFI	.97	<b>.98</b>	.98	.96	.93	.76	.74
RFI	.97	<b>.97</b>	.97	.95	.92	.74	.73

Notas. \*\* $p < .01$ . IA = índices de ajuste. Modelos: Número de factores: 4 ó 3. C = factores correlacionados, Esp = modelo esperado, Obs = modelo observado. SC = sin constricciones, PM = constricciones en pesos de medida, CE = en varianzas-covarianzas estructurales y RM = en residuos de medida.



## Consistencia interna y estructura factorial de los 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida

La consistencia interna de los 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida fue alta ( $\alpha = .84$ ); si se eliminara el ítem 34, se incrementaría a .85. La correlación del ítem 34 con el resto de la escala fue de .23. Con base en el análisis paralelo de Horn se extrajo 1 componente que explicó el 38.70% de la varianza total. Todas las saturaciones fueron  $\geq .30$ .

Al extraerse 2 componentes por expectativa se explicó el 48.8% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primero quedó configurado por los 5 ítems sobre violencia psicológica (ítems 28, 29, 30, 31 y 32) y dos sobre agresión (ítems 33 y 36) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .86$ ). El segundo quedó integrado por 5 ítems sobre violencia económica (ítems 37 y 38), social (ítem 35) y sexual (ítems 34 y 39) y tuvo consistencia interna baja ( $\alpha = .55$ ), la cual se incrementaría si se eliminara el ítem 34 ( $\alpha = .57$ ). La correlación entre componentes fue moderada ( $r = .44, p < .01$ ).

Por análisis factorial confirmatorio se contrastaron tres modelos. Dos modelos fueron de dos factores correlacionados. Un modelo bifactorial se especificó desde la expectativa, conforme con Moral y López (2014): violencia psicológica con 5 indicadores (ítems del 28 al 32) y otro tipo de violencia distinta de la psicológica con 7 indicadores (ítems del 33 al 39). En la presente muestra el primer factor mostró una consistencia interna alta ( $\alpha = .85$ ) y el segundo cuestionable ( $\alpha = .66$ ). El otro modelo bifactorial se especificó desde el resultado del análisis factorial exploratorio; en este segundo modelo los ítems 33 y 36 fueron indicadores del primer factor de violencia psicológica-agresión y el segundo factor de otro tipo de violencia quedó con 5 indicadores (2FC\_Obs.). El tercer modelo fue de un factor general, sustentado por el análisis paralelo de Horn (1F\_Obs.).

El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de los 12 ítems fue de 41.47, lo que refleja desviación de la normalidad multivariada. En los tres modelos todos los parámetros fueron significativos por el método de percentiles libres de sesgo, incluyendo el peso del factor de otro tipo de violencia o el factor general sobre el ítem 34. La bondad de ajuste de los 2 modelos de 2 factores correlacionados fue mayor en comparación con la del modelo unifactorial ( $\Delta\chi^2 = 8.86, p < .01$  para modelo esperado y  $\Delta\chi^2 = 18.69, p < .01$  para el modelo observado). Por la probabilidad de Bollen-Stine, no se mantuvo la bondad de ajuste con una  $p > .05$  en ninguno de los tres modelos; sólo el modelo observado de 2 factores correlacionados tuvo un  $p > .01$ . En este último modelo (2FC\_Obs.), los restantes índices de ajuste contemplados fueron buenos, incluyendo el estadístico chi-cuadrado ( $p = .18$ ). En los otros dos casos, los índices de ajuste varían de buenos ( $\chi^2/\text{gl}$ , RMR, GFI, AGFI, NFI y RFI) a adecuados ( $\chi^2$ ) (véase Tabla 3).

Al contrastar la invarianza del modelo observado de dos factores correlacionados entre hombres y mujeres (2FC\_Obs.), todos los parámetros fueron significativos por el método de percentiles libres de sesgo, salvo el peso del factor de otro tipo de violencia sobre el ítem 8 en mujeres. La correlación entre los dos factores fue de .60 en mujeres y .75 en hombres. El modelo sin constricciones presentó valores de buen ajuste en todos los índices. La bondad de ajuste del modelo con constricciones en los pesos se mantuvo con una  $p > .01$  por la prueba chi-cuadrado y de Bollen-Stine y los restantes índices mostraron valores de

ajuste. En los modelos con constricciones adicionales en las varianzas-covarianzas estructurales y residuos de media los valores de ajuste fueron malos (véase Tabla 3). En hombres fueron menores los residuos que en mujeres, esto es, el modelo resultó más definido en hombres. Debe señalarse que, en el modelo esperado de 2 factores correlacionados (2FC\_Esp.), dos indicadores del factor de otro tipo de violencia distinta de la psicológica no fueron significativos en la muestra de mujeres (ítems 34 y 35), las correlaciones entre los dos factores fueron de .84 en ambos sexos y los índices fueron peores que los del modelo 2FC\_Obs. En el modelo unidimensional tampoco los pesos de medida sobre los ítems 7 y 8 fueron significativos.

No obstante, los factores del modelo 2FC\_Obs tuvieron problemas de consistencia interna en la muestra de mujeres. El factor de violencia psicológica/agresión tuvo consistencia interna excelente en hombres ( $\alpha = .92$ ) y cuestionable en mujeres ( $\alpha = .66$ ). El factor de otro tipo de violencia tuvo consistencia interna aceptable en hombres ( $\alpha = .70$ ), pero inaceptable en mujeres ( $\alpha = .40$ ). También el factor esperado de otro tipo de violencia tuvo problemas de consistencia interna en mujeres.

Sólo el modelo unidimensional careció de problemas de consistencia interna, la cual sería aceptable en mujeres ( $\alpha = .70$ ) y buena en hombres ( $\alpha = .89$ ). El modelo unidimensional sin los ítems 34 y 35 (1F-10) tendría todos sus parámetros significativos en ambas muestras y en la conjunta, consistencia interna buena en la muestra conjunta ( $\alpha = .86$ ), excelente en hombres ( $\alpha = .91$ ) y aceptable en mujeres ( $\alpha = .72$ ), una bondad de ajuste estadísticamente equivalente al modelo 2FC\_Obs en la muestra conjunta ( $\Delta\chi^2[18, N = 240] = 8.3, p = .97$ ) y unas propiedades de invarianza entre ambos sexos mejores que el modelo 2FC\_Obs (véase Tabla 3).

Tabla 3  
Índices de ajuste para modelos factoriales de frecuencia de violencia ejercida

IA*	Uni-grupo				Multi-grupo entre ambos sexos							
	2FC-Esp	2FC-Obs	1F-12	1F-10	2FC-Obs				1F-10			
					SC	PM	CE	RM	SC	PM	CE	RM
$\chi^2$	71.9	<b>62.2</b>	80.9	<b>53.9</b>	93	146	665	750	74	119	586	669
P	.04	<b>.18</b>	.01	<b>.02</b>	.82	.03	**	**	.34	**	**	**
$\chi^2/gl$	1.36	<b>1.17</b>	1.50	<b>1.54</b>	0.9	1.3	5.6	5.7	1.1	1.5	7.3	7.4
B-S	**	<b>&gt;.01</b>	**	<b>.01</b>	.08	.03	**	**	.04	.02	**	**
SRMR	.06	<b>.06</b>	.07	<b>.06</b>	.07	.10	.15	.14	.08	.11	.17	.15
GFI	.98	<b>.98</b>	.97	<b>.98</b>	.97	.96	.81	.78	.98	.96	.80	.78
AGFI	.97	<b>.97</b>	.96	<b>.97</b>	.96	.94	.75	.74	.96	.94	.73	.73
NFI	.96	<b>.97</b>	.96	<b>.97</b>	.95	.92	.67	.62	.96	.93	.67	.63
RFI	.95	<b>.96</b>	.95	<b>.96</b>	.93	.91	.63	.62	.94	.92	.63	.63

Notas. \*\* $p < .01$ . IA = índices de ajuste. Modelos: Número de factores: 2 ó 1. C = factores correlacionados, Esp = modelo esperado, Obs = modelo observado. SC = sin constricciones, PM = constricciones en pesos de medida, CE = en varianzas-covarianzas estructurales y RM = en residuos de medida.

### Consistencia interna y estructura factorial de los 12 ítems de daño ocasionado

La consistencia interna de los 12 ítems de daño ocasionado fue alta ( $\alpha = .89$ ). La correlación del ítem 34 con el resto de la escala fue de .38. Con base en el análisis paralelo

de Horn se extrajo 1 componente que explicó el 46.5% de la varianza total. Las saturaciones fueron  $\geq .45$ . La del ítem 34 fue la más baja.

Al extraerse 2 componentes por expectativa, se explicó el 57.3% de la varianza total. Tras la rotación oblicua, el primero quedó configurado por 6 ítems sobre daño ocasionado a la pareja por otro tipo de violencia distinta de la psicológica (ítems 33, 34, 35, 37, 38 y 39) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .79$ ). El segundo quedó integrado por 6 ítems sobre daño ocasionado a la pareja por violencia psicológica (ítems 28, 29, 30, 31 y 32) y violencia física (ítem 36) y tuvo consistencia interna alta ( $\alpha = .87$ ). La correlación entre componentes fue alta ( $r = .55, p < .01$ ).

Por análisis factorial confirmatorio se contrastaron tres modelos. Dos modelos fueron de dos factores correlacionados. Un modelo bifactorial se especificó desde la expectativa (Moral y López, 2014): violencia psicológica con 5 indicadores (ítems del 28 al 32) y otro tipo de violencia distinta de la psicológica con 7 indicadores (ítems del 33 al 39) (2FC-Esp.). En la presente muestra el primer factor mostró una consistencia interna alta ( $\alpha = .88$ ) y también el segundo ( $\alpha = .81$ ). El otro modelo bifactorial se especificó desde el resultado de análisis exploratorio (2FC-Obs.). El tercer modelo fue de un factor, sustentado por el análisis paralelo de Horn (1F\_Obs).

El valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia de los 12 ítems fue de 24.99, lo que refleja desviación de la normalidad multivariada. Todos parámetros de los tres modelos fueron significativos por el método de percentiles libres de sesgo. El modelo esperado de dos factores (2FC-Esp.) fue el que mostró mejor ajuste; todos sus índices reflejaron buen ajuste, salvo SRMR que evidenció un ajuste adecuado (.06) y la probabilidad de Bollen-Stine fue menor que .01. La correlación entre ambos factores fue alta ( $r = .76$ ), pero menor que .80 (véase Tabla 4).

Al contrastar la invarianza del modelo esperado de dos factores correlacionados entre hombres y mujeres (2FC\_Esp.), todos los parámetros fueron significativos por el método de percentiles libres de sesgo. La correlación entre los dos factores fue de .71 en mujeres y .76 en hombres. El modelo sin constricciones presentó valores de buen ajuste en todos los índices, salvo adecuado por SRMR y malo por la probabilidad de Bollen-Stine. La bondad de ajuste del modelo con constricciones en los pesos fue mala por 3 índices y buena por los 5 restantes. En los modelos con constricciones adicionales en las varianzas-covarianzas estructurales y residuos de medida, el ajuste fue peor (véase Tabla 4). En hombres fueron mayores las varianzas de los factores y menores los residuos que en mujeres, esto es, el modelo resultó más definido en hombres. La consistencia interna del factor de daño ocasionado por violencia psicológica fue excelente en hombres ( $\alpha = .92$ ) y buena en mujeres ( $\alpha = .81$ ). La consistencia interna del factor de daño por otro tipo de violencia fue buena en hombres ( $\alpha = .85$ ) y aceptable en mujeres ( $\alpha = .72$ ).

Tabla 4

*Índices de ajuste para modelos factoriales de daño ocasionado por violencia ejercida*

IA*	Uni-grupo			Multigrupo entre ambos sexos (2FC Esp.)			
	2FC Esp.	2FC Obs.	1F Obs.	SC	PM	CE	RM
$\chi^2$	<b>64.39</b>	67.24	115.40	97.99	219.28	544.65	625.66
P	<b>.14</b>	.09	< .01	.70	< .01	< .01	< .01
$\chi^2/gf$	<b>1.21</b>	1.27	2.14	0.92	1.89	4.58	4.78
B-S	< <b>.01</b>	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01	< .01
SRMR	<b>.06</b>	.06	.08	.06	.11	.12	.10
GFI	<b>.99</b>	.98	.97	.98	.95	.87	.85
AGFI	<b>.98</b>	.98	.96	.97	.93	.83	.82
NFI	<b>.98</b>	.98	.96	.96	.92	.81	.78
RFI	<b>.97</b>	.97	.95	.96	.91	.78	.77

*Notas.* \*IA = índices de ajuste. Modelos: Número de factores: 2 ó 1. C = factores correlacionados, Esp = modelo esperado, Obs = modelo observado. SC = sin constricciones, PM = constricciones en pesos de medida, CE = en varianza-covarianzas estructurales y RM = en residuos de medida.

**Dimensiones de violencia sufrida y ejercida**

Por suma simple de ítems se crearon las puntuaciones en frecuencia de violencia sufrida (FVS-27), daño por violencia sufrida (DVS-27), frecuencia de violencia ejercida (FVE-12) y daño por violencia ejercida (DVE-12). Las correlaciones entre daño y frecuencia de violencia sufrida o ejercida fueron altas en las tres muestras, cuando las correlaciones cruzadas fueron moderadas en la muestra conjunta, de moradas a bajas en mujeres y altas en hombres (véase Tabla 5).

Tabla 5

*Correlaciones entre violencia sufrida y ejercida (frecuencia y daño)*

Vio- lencia	Conjunta			Mujeres			Hombres		
	FVS	DVS	FVE	FVS	DVS	FVE	FVS	DVS	FVE
DVS	.92***			.94***			.87***		
FVE	.34***	.42***		.24**	.34***		.73***	.70***	
DVE	.31***	.44***	.79***	.22*	.33***	.70***	.72***	.78***	.83***

*Notas.* N = 240, \*\*\*  $p < .001$ . FVS = suma de los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida, DVS = suma de los 27 ítems de daño sufrido por violencia de la pareja, FVE = suma de 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida contra la pareja, DVE = suma de los 12 ítems de daño ocasionado por violencia ejercida contra la pareja.

Con base en el análisis paralelo de Horn se extrajeron 2 componentes que explicó el 93.1% de la varianza total. Tras la rotación oblicua de la matriz de componentes, el primero fue de violencia sufrida (frecuencia y daño); y el segundo componente fue de violencia ejercida (daño y frecuencia). La correlación entre ambos componentes fue moderada ( $r = .40$ ,  $p < .01$ ). En mujeres, también el número de componentes fue 2 por análisis paralelo de Horn. Al extraer estos dos componentes se explicó el 91.1% de la varianza total. Tras la rotación

oblicua, también el primer componente fue violencia sufrida y el segundo de violencia ejercida. La correlación entre ambos componentes fue moderada ( $r = .30, p < .01$ ). En hombres el número de componentes fue 1 por análisis paralelo de Horn: El componente único explicó el 82.8% de la varianza total (véase Tabla 6).

Tabla 6  
*Matrices de configuraciones*

Sub-escalas de violencia	Conjunta		Mujeres		Hombres
	C1	C2	C1	C2	C1
Frecuencia de violencia sufrida	<b>.99</b>	-.06	<b>.99</b>	-.06	<b>.91</b>
Daño sufrido	<b>.95</b>	.08	<b>.96</b>	.07	<b>.92</b>
Daño ocasionado	-.01	<b>.95</b>	-.01	<b>.92</b>	<b>.91</b>
Frecuencia de violencia ejercida	.01	<b>.94</b>	.01	<b>.92</b>	<b>.89</b>

*Nota:* Método de extracción: Componentes principales. Rotación: Oblimin.

## Discusión

En este estudio se plantearon como objetivos estudiar las propiedades psicométricas de consistencia interna y estructura factorial del CVP modificado para que permitiera evaluar la frecuencia y el daño en violencia sufrida y ejercida.

Con respecto al nuevo ítem introducido en el CVSEP se puede afirmarse que el resultó un buen indicador de frecuencia y daño por otro tipo de violencia ejercida distinta de la psicológica. El ítem 34, al que se pretendía sustituir, fue el ítem más débil en las dos escalas de violencia ejercida. Debe señalarse que el ítem 7, que se tomó como modelo para redactar el nuevo ítem, resultó uno de los mejores indicadores de frecuencia y daño sufrido por violencia sexual, como en estudios previos (Cienfuegos y Díaz-Loving, 2010; Moral y López, 2014).

Con respecto a la escala de frecuencia de violencia sufrida (FVS), la consistencia interna entre los 27 ítems fue muy alta sugiriendo unidimensionalidad (Streiner, 2003). Los 4 factores esperados no se reprodujeron exactamente en el análisis factorial exploratorio, aunque la configuración de la matriz rotada de componentes sí proporcionó un resultado próximo en su interpretación, siendo los componentes de violencia económica y psicológica/social los que tuvieron más ítems traslapados. En el análisis factorial confirmatorio, el modelo esperado de 4 factores correlacionados fue el que mostró el mejor ajuste, incluso en comparación con una especificación derivada del análisis exploratorio; no obstante, el modelo es forzado por las correlaciones muy altas entre los 4 factores. En todo caso habría que considerar un modelo de 4 factores jerarquizados a uno general, siendo los factores de violencia física y psicológica/social totalmente explicados por este factor general de frecuencia de violencia y pudiendo cualquiera de estos dos factores representar a toda la escala.

En el modelo tetrafactorial, las correlaciones fueron muy altas sobre todo entre violencia física y sexual y entre violencia psicológica/social y económica. Precisamente, por el análisis paralelo de Horn, el número de factores sustantivos no atribuibles a errores de muestreo y método fueron 2, resultando un factor de violencia sexual/física y otro tipo de

violencia. Estos dos factores sí tuvieron consistencia interna alta en ambos sexos cuando no fue así en el modelo de 4 factores. Salvo los índices globales de ajuste chi-cuadrado y la probabilidad de Bollen-Stine que reflejaron mal ajuste en todos los modelos, los 6 restantes índices de ajuste fueron prácticamente equivalentes entre los modelos de 4 y 2 factores, 5 de ellos reflejaron buen ajuste y uno mostró un ajuste adecuado. También las diferencias en las propiedades de invarianza los modelos de 4 y 2 factores fueron mínimas.

Coligiendo lo argumentado hasta este punto, el modelo de dos factores de violencia físico-sexual y otro tipo de violencia resulta más sustantivo y apropiado para los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida. La escala FVS se podría reducir al factor de frecuencia de violencia física o psicológica. Cabría preguntarse por qué la violencia sexual y la física se agrupan en un mismo factor frente a las otras formas de violencia. Como ya se ha mencionado las correlaciones entre estos dos factores fueron muy altas en el modelo de 4 factores tanto en la muestra conjunta como en las muestras de ambos sexos; y en hombres alcanzó el valor unitario. Son sobre todo los hombres quienes reportan sufrir con una altísima correspondencia violencia sexual (rechazo sexual) y violencia física (agresiones). Esta combinación, que también está presente en las mujeres, podría reflejar una evolución hacia una peor dinámica o un peor estado dentro de los conflictos maritales. Desde esta interpretación, el dominio del factor de violencia psicológica, económica y social sobre el factor de violencia físico-sexual representaría un estado de menor deterioro de la relación o el conflicto marital. En contra de esta interpretación la media de violencia físico/sexual fue estadísticamente equivalente a la media de otro tipo de violencia en ambos sexos y en la muestra conjunta. Además, si fueran dos etapas secuenciales, la correlación debería ser menor. Las correlaciones tan altas reflejan que son aspectos más bien simultáneos de la violencia, esto es, que conviven en el momento en el que se hace el reporte. Se puede afirmar que el autorreporte de la frecuencia con la que se recibe violencia de parte de la pareja es poco matizado en los aspectos físicos, psicológicos/sociales, económicos y sexuales por los datos de consistencia interna y estructura factorial.

Con respecto a la escala de daño sufrido (DVS), a pesar de que la consistencia interna fue muy alta entre sus 27 ítems, pudiendo indicar unidimensionalidad (Streiner, 2003), se logró un modelo con factores con más varianza unitaria que con los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida. El modelo esperado no se reprodujo exactamente. Se configuró un factor de daño por violencia económica/social, otro factor de daño por violencia sexual/intimidación/chantaje, un tercer factor de daño por violencia física y un cuarto factor de daño por violencia social motivada por los celos. El modelo de 4 factores correlacionados derivado del análisis factorial exploratorio mostró los mejores índices de ajuste a los datos y las mejores propiedades de invarianza entre sexos; además las correlaciones entre sus factores fueron menores que .80, cuando en los otros modelos sí alcanzaron valores mayores que .80, incluido el modelo de 3 factores, sugerido por el análisis paralelo de Horn. Estos 4 factores tuvieron consistencia interna alta en hombres y mujeres, de ahí que se considera que es el modelo factorial que mejor representa los presentes datos. No obstante, debe remarcarse que la altísima consistencia interna y las correlaciones altas entre los factores (de .68 a .77 en la muestra conjunta) destacan el significado de la puntuación total y lo desdibujado de las distintas facetas de la violencia o daño sufrido.

Con respecto a la escala de frecuencia de violencia ejercida (FVE), el ítem 34 de violencia sexual mostró consistencia interna baja, como ya se observó en el estudio de Moral



y López (2014). Inicialmente se retuvo y en el análisis factorial exploratorio no tuvo problemas de definición factorial; quedó en el factor esperado de otro tipo de violencia distinta de la psicológico/verbal con una carga mayor que .50. El ítem 33 de agresión verbal (“*cuando no atiende a los hijos como yo creo lo agredo verbalmente*”) y el ítem 36 de violencia física (“*he llegado a lastimar físicamente a mi pareja*”) no tuvieron problemas de consistencia interna, pero sí de definición factorial; quedaron en el factor no esperado de violencia psicológica, por lo que se pasó a denominar violencia psicológica/agresión. Aunque el modelo observado (especificado desde el análisis factorial exploratorio) tuvo buen ajuste a los datos y mejores propiedades de invarianza entre los sexos que el modelo esperado y el de un factor con 12 indicadores, el factor de otro tipo de violencia ejercida tuvo consistencia interna inaceptable y un indicador no significativo en la muestra de mujeres. El modelo de un factor con 10 indicadores (sin los ítems 34 y 35) sería la mejor opción con base en el análisis paralelo de Horn (un factor sustantivo), un ajuste en la muestra conjunta bueno y equivalente al modelo observado de dos factores correlacionados, mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos que el modelo observado de dos factores correlacionados, consistencia interna de aceptable a excelente y todos sus parámetros significativos en la muestra conjunta, de mujeres y hombres. Nuevamente, las matizaciones sobre tipos de violencia ejercida contra la pareja están poco diferenciadas.

Con respecto a la escala de daño por violencia ejercida (DVE), el ítem 34 de violencia sexual fue el que mostró menor consistencia interna y menor peso en su factor, pero estos valores finalmente son aceptables y no se recomienda su eliminación. De forma reiterada este ítem resulta el más débil. Podría ser que ignorar las necesidades sexuales de la pareja no sea motivado exclusivamente por rechazo o agresión pasiva, sino por falta de habilidad o deseo sexual, de ahí que sea un indicador débil de violencia ejercida.

El análisis factorial exploratorio casi reproduce el modelo esperado con los 12 ítems de DVS, salvo por el ítem 36. El ítem 36 (“*he llegado a lastimar físicamente a mi pareja*”) en el análisis exploratorio saturó con cargas muy semejantes en ambos factores y el análisis de la consistencia interna mostró que contribuye a ambos factores. Este problema apareció con el ítem 36 en la escala de frecuencia de violencia ejercida, aunque con más diferencia de cargas entre ambos factores. Pudiera ser que el ítem 36 se interpreta en términos de posible daño a la salud, esto es, daño físico entendido en un sentido amplio e independiente del tipo de violencia (celos, verbal, psicológica, física), de ahí su ambigüedad dentro de la estructura factorial.

El modelo esperado de dos factores correlacionados es la mejor opción para los 12 ítems de la escala DVS. Tiene buen ajuste a los datos en la muestra conjunta, mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos que los otros modelos, las correlaciones entre los factores son menores de .80 en la conjunta y de ambos sexos, los factores tienen consistencia interna de aceptable a excelente y todos sus indicadores significativos en la muestra conjunta, de hombres y de mujeres. Como en el modelo de los 12 ítems de FVE, el análisis paralelo de Horn indicó un modelo unidimensional y las correlaciones altas entre los dos factores fueron altas ( $> .70$ ). Aunque el modelo de un factor es el que tuvo peor ajuste, debe concedérsele importancia por estos dos argumentos, unido a la consistencia alta del conjunto de 12 ítems en las tres muestras, sobre todo en la de hombres. Nuevamente las

matizaciones sobre tipos de violencia ejercida contra la pareja están poco diferenciadas, como en el reporte del daño infringido a la pareja.

Al carecerse de datos normativos se pueden interpretar las puntuaciones en las 4 escalas con los 5 valores discretos de respuesta a los ítems. Al dividirse cada escala por el número de ítems sumados se logra un rango continuo y homogéneo de 1 a 5. Para establecer la correspondencia con los 5 los valores discretos de respuesta al ítem, se puede dividir el rango continuo en 5 intervalos de amplitud constante. Esta amplitud es de 0.80 y se obtiene al dividir la diferencia entre el valor máximo y el valor mínimo por el número de intervalos  $([5 - 1]/5)$ . De este modo, los valores de 1 a 1.80 corresponden al valor discreto 1 (“*nunca*” o “*nada*”) y se pueden interpretar como situaciones de no violencia, los valores de 1.81 a 2.60 correspondieron al valor discreto 2 (“*algunas veces*” o “*muy poco*”) y se pueden interpretar como situaciones de poca violencia, los valores de 2.61 a 3.40 correspondieron al valor discreto 3 (“*bastante*” o “*poco*”) y se pueden interpretar como situaciones de bastante violencia, los valores de 3.41 a 4.20 correspondieron al valor discreto 4 (“*con mucha frecuencia*” o “*bastante*”) y se pueden interpretar como situaciones de mucha violencia, y los valores de 4.21 a 5 corresponden al valor discreto 5 (“*siempre*” o “*mucho*”) y se pueden interpretar como situaciones de extrema violencia.

Se proponen calcular dos índices de violencia, uno de violencia sufrida o de victimización y otro de violencia ejercida o de perpetración, multiplicando las puntuaciones totales de frecuencia (F) por las de daño (D). Estas puntuaciones totales, de forma previa, pueden ser divididas por el número de ítems sumados para que tengan un rango continuo y homogéneo de 1 a 5 ( $f = F/27$  y  $d = D/27$  para victimización y  $f = F/10$  y  $d = D/12$  para perpetración). Para que el valor del índice tenga un rango de 0 a 100, al producto de la frecuencia por el daño ( $f*d$ ) se le resta su valor mínimo (1), a continuación se divide por la diferencia entre el valor máximo y mínimo del producto ( $25 - 1 = 24$ ) y finalmente se multiplica por 100, esto es, índice =  $[(f*d) - 1/24] * 100$ ). De este modo se logra un rango de 0 a 100.

Las altas correlaciones entre frecuencia y daño dentro de la violencia sufrida o de la violencia ejercida, siendo menores o incluso bajas las correlaciones cruzadas, indican que existe una clara relación en la violencia de pareja entre la frecuencia de actos violentos y el daño, lo que justifica la creación de un índice producto (frecuencia x daño) para valorar de una forma más integral la violencia sufrida y la violencia ejercida. Debe señalarse que son las mujeres quienes determinan en la muestra conjunta que la relación cruzada sea moderada cuando en hombres es alta. La justificación de los 2 índices también viene dada por los dos componentes con correlación moderada que explican la interrelación entre las 4 escalas.

Los valores en los índices menores o iguales a 9.3 podrían ser interpretados como situaciones de ausencia de violencia (combinaciones de  $f*d \leq 1.80 \times 1.80$ ), entre 9.34 y 24 como niveles bajos o leves de violencia (combinaciones de  $f*d \leq 2.60 \times 2.60$ , máximo a veces con muy poco daño), entre 24.01 y 44 como niveles significativos (combinaciones de  $f*d \leq 3.40 \times 3.40$ , máximo con frecuencia con poco daño), entre 44.01 y 69.33 como niveles alarmantes (combinaciones de  $f*d \leq 4.20 \times 4.20$ , máximo con mucha frecuencia con bastante daño) y  $\geq 69.34$  como niveles extremos (combinaciones  $> 4.20 \times 4.20$ ).

Como limitaciones del estudio debe señalarse el carácter no probabilístico de la muestra. Así toda generalización debe manejarse como una hipótesis aplicable a una población semejante de mujeres mexicanas de población general. Debe señalarse que el tamaño de la muestra estuvo dentro del rango considerado como adecuado para la aplicación de modelamiento de ecuaciones estructurales, que es de 200 a 500 (Byrne, 2010).

## **Conclusiones**

Los 27 ítems de frecuencia de violencia sufrida y los 27 de daño sufrido pueden ser retenidos con base en sus propiedades de consistencia interna y configuración factorial, dando lugar a 2 escalas y 6 factores (2 de frecuencia y 4 de daño) con consistencia interna de aceptable a excelente en la muestra conjunta y en ambos sexos. Los distintos tipos de violencia sufrida esperados (violencia física, psicológica/social, económica y sexual) conviven en mujeres y hombres, siendo el fenómeno esencialmente de naturaleza unidimensional en frecuencia y daño. La diferenciación de factores es posible, pero forzada. En la frecuencia de violencia sufrida se podría distinguir una violencia física/sexual y otra psicológica/económica/social. En daño sufrido se podría distinguir entre violencia física, económico/social, sexual y psicosocial motivada por celos. Estos dos modelos no son estrictamente invariantes entre ambos sexos, estando más definidos en mujeres. Diez de los 12 ítems de frecuencia de violencia ejercida y los 12 ítems de daño ocasionado pueden ser retenidos con base en sus propiedades de consistencia interna y configuración factorial, dando lugar a dos escalas y tres factores (1 de frecuencia y 2 de daño) con consistencia interna de aceptable a excelente. En frecuencia de violencia ejercida el modelo sería unidimensional con 10 indicadores y en daño ocasionado se podría distinguir un daño infringido por violencia psicológica y un daño infringido por otro tipo de violencia, aunque la correlación entre ambos factores de daño infringido sería muy alta. Estos dos modelos no son estrictamente invariantes entre ambos sexos, estando más definidos en hombres.

## **Recomendaciones**

Se remarca la importancia de contemplar los índices de violencia sufrida y ejercida para una medición más precisa del fenómeno. El análisis entre daño y frecuencia de la violencia sufrida y ejercida dejó en evidencia que existe una fuerte relación entre la frecuencia de actos violentos y el daño. Además los presentes datos muestran que la distinción entre los tipos de violencia es forzada, lo que podría estar expresando que cuando se está inmerso en un vínculo de pareja con violencia es difícil establecer estos matices, siendo las mujeres más capaces de diferenciar matices en violencia sufrida y los hombres en violencia ejercida. Estas matizaciones diferenciales están conforme con la expectativa de género que posiciona a la mujer como víctima y al hombre como victimario, lo que aparece en el estudio de la representación social de la violencia en la pareja en países latinos (Ariza, 2013) y en el planteamiento de las investigaciones sobre la violencia de pareja en muy diversos países (Straus, 2007). Se sugiere indagar si corresponden a una realidad relacional, como sugiere United Nations Population Fund (UNFPA, 2009), o son remanentes de un sesgo cultural, como sugieren Dutton y Nicholls (2005).

## Referencias

- Archer, J. 2002. Sex differences in physically aggressive acts between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*. 7(4): 313-351.
- 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.
- Byrne, B.M. 2010. *Structural equations with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd. ed.). Routledge, New York.
- Cienfuegos, M.Y. y Díaz-Loving, R. (2010). Violencia en la relación de pareja. Pp. 647-687 En: *Antología psicosocial de la pareja: clásicos y contemporáneos*, R. Díaz-Loving y S. Rivera Aragón (eds.). Miguel Ángel Porrúa, Ciudad de México.
- Cronbach, L.J. y Shavelson, R.J. 2004. My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*. 64(3): 391-418.
- Dutton, D.G. y Nicholls, T.L. 2005. The gender paradigm in domestic violence research and theory: Part 1 - The conflict of theory and data. *Aggression and Violent Behavior*. 10, 680-714.
- Ellis, P.D. 2010. *The essential guide to effect sizes: An introduction to statistical power, meta-analysis and the interpretation of research results*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Fiebert, M.S. 2013. References examining assaults by women on their spouses or partners: an annotated bibliography. *Sexuality and Culture*. 17(2): 1-67.
- Hattery, A. 2009. *Intimate partner violence*. Rowman and Littlefield Publishers, Lanham, MD.
- Linares, A., Champion, J.D. y Salazar, B.C. 2013. Características psicométricas del Cuestionario de Abuso en contra de la Mujer, versión en español: su uso en investigación y práctica clínica. *Terapia Psicológica*. 31(3): 335-334.
- Moral, J. y López, F. 2014. Medida y relación entre violencia recibida y ejercida contra la pareja. *Revista Internacional de Psicología*. 13(2): 1-50. [En línea]. Disponible en <http://www.revistapsicologia.org/index.php/revista/article/view/96/71>. Fecha de consulta: 1 de noviembre de 2014.
- Nicholls, T.L. Pritchard, M.M., Reeves, K.A. y Hilterman, E. 2013. Risk assessment in intimate partner violence: A systematic review of contemporary approaches. *Partner Abuse*. 4(1): 76-168.
- Observatorio de Salud de la Mujer. 2005. *Catálogo de instrumentos para cribado y frecuencia del maltrato físico, psicológico y sexual*. Escuela Andaluza de Salud Pública, Granada.
- Secretaría de Gobernación y Coordinación General de la Comisión Nacional de la Mujer. 1999. *Programa Nacional contra la violencia intrafamiliar (PRONAVI), 1999-2000*. Secretaría de Gobernación, Ciudad de México.
- Sociedad Mexicana de Psicología. 2007. *Código ético del psicólogo* (4a ed.). Trillas, Ciudad de México.
- 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(3-4): 227-232.
- Streiner, D.L. 2003. Starting at the beginning: an introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*. 80(1): 99-103.
- Trujano, P., Martínez, K. y Camacho, S. 2010. Varones víctimas de violencia doméstica: un estudio exploratorio acerca de su percepción y aceptación. *Diversitas. Perspectivas en Psicología*. 6(2): 339-354.
- Trujano, P., Nava, C., Tejeda, E. y Gutiérrez, S. 2006. Estudio confirmatorio acerca de la frecuencia y percepción de la violencia doméstica: el VIDOFyP como instrumento de evaluación y algunas reflexiones psicosociales. *Intervención Psicosocial*. 15(1): 95-110.
- United Nations Population Fund. 2009. *UNFPA strategy and framework for action to addressing gender-based violence 2008-2011*. UNFPA, New York.
- Valdez, M., Híjar, M., Salgado, V., Rivera, L., Ávila, L. y Rojas, R. 2006. Escala de violencia e índice de severidad: una propuesta metodológica para medir la violencia de pareja en mujeres mexicanas. *Salud Pública de México*. 48(Supl. 2): 221-231.

## Anexo

### Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja (CVSEP).

Instrucciones: Indique en una escala del 1 al 5 con qué frecuencia ocurren las siguientes situaciones en su relación de pareja. Además señale también en una escala del 1 al 5 qué tanto se siente dañado o agredido por estas situaciones.

Frecuencia					Daño					
1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	
Nunca	Algunas veces	Bastante	Con mucha frecuencia	Siempre	Nada	Muy poco	Poco	Bastante	Mucho	
Situaciones									Frec.	Daño
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 él/ella 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 feo/a o poco atractivo/a										
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 enfermo/a o está en riesgo mi salud o me siento mal.										
15. Mi pareja se 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 atiendo a mis hijos como él/ella piensa que debería ser.										
19. Mi pareja se enoja si no atiendo a mis hijos como él/ella 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 él/ella 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 él/ella cree que debería ser.										
27. Mi pareja se ha burlado de alguna parte de mi cuerpo.										
28. Le he dicho es culpable de nuestros problemas.										
29. He llegado a gritarle a mi pareja.										
30. Me he enojado cuando me contradice o no está de acuerdo conmigo.										
31. He llegado a insultar a mi pareja.										
32. He amenazado a mi pareja con abandonarlo/la.										

33. Cuando no atiende a los hijos como yo creo agredo verbalmente a mi pareja.		
34. No tomo en cuenta las necesidades sexuales de mi pareja.		
35. Le he prohibido a mi pareja que se junte o reúna con sus amistades.		
36. He llegado a lastimar físicamente a mi pareja.		
37. Me molesta que mi pareja gaste su propio dinero.		
38. He exigido a mi pareja me dé explicaciones detalladas de la forma en que gasta el dinero.		
39. He dicho a mi pareja que es feo/a o poco atractivo/a		

---

### Acerca de los Autores

\*Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, NL, México. Tel. 8183338233. Ext. 423. Fax. Ext. 103.  
Correo electrónico: [jose\\_moral@hotmail.com](mailto:jose_moral@hotmail.com)

\*\*Unidad Académica de Psicología, Universidad Autónoma de Zacatecas. Av. Preparatoria No. 301. Col Agronómica. C.P. 98060. Zacatecas, Zac., México. Teléfono y Fax (492) 92 41934.  
Correo electrónico: [espera\\_sa@yahoo.com](mailto:espera_sa@yahoo.com)