



# Manejo de conflictos y su relación con violencia de pareja

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

## Resumen

El modo en que se enfrentan los conflictos de pareja puede constituir un factor de riesgo o protección de violencia en ambos sexos. Incluso la perpetración podría ser un indicador del estilo negativo de manejo de conflictos, sobre todo en hombres. Los objetivos de esta investigación fueron: 1) estudiar la relación entre estilos y estrategias de manejo de conflictos y violencia de pareja; 2) comparar los promedios de los estilos y estrategias, victimización y perpetración entre ambos sexos; 3) especificar y contrastar un modelo estructural de relación; y 4) contrastar la invarianza del modelo entre ambos sexos. La Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos (EEMC) y el Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja (CVSEP) fueron aplicados a una muestra no probabilística incidental de 120 mujeres y 120 hombres extraída de población general. En el análisis de datos se empleó modelamiento de ecuaciones estructurales. Las estrategias de afecto, reflexión/negociación y tiempo correlacionaron más con perpetración que con victimización. Las estrategias de evitación y acomodación y los estilos positivo y negativo correlacionaron más con victimización que con perpetración. Al parcializarse el efecto de un estilo en la correlación entre el otro estilo y victimización o perpetración, se reveló mayor correlación con victimización que con perpetración, como también lo evidenció el modelo estructural de regresión especificado. Los promedios de estilos y estrategias de manejo de conflictos fueron estadísticamente equivalentes entre ambos sexos. El promedio de victimización fue significativamente mayor y el de perpetración fue significativamente menor en mujeres que en hombres. El modelo estructural de regresión especificado tuvo mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos que el modelo factorial especificado. Se concluye así que las estrategias y estilos de manejo de conflictos tienen mayor efecto sobre victimización que sobre perpetración en mujeres y muestra conjunta, aunque el estilo negativo tiene mayor efecto sobre perpetración

\*Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com

\*\*Unidad Académica de Psicología, Universidad Autónoma de Zacatecas (UAZ). Correo electrónico: espera\_sa@yahoo.com



que sobre victimización en hombres. Aunque las mujeres perpetran y reaccionan a la violencia de sus parejas, son más víctimas que victimarios. Se sugieren intervenciones enfocadas en el desarrollo de un estilo positivo de manejo de conflictos.

### Abstract

The way in which intimate partner conflict are managed could be a risk or protective factor for couple violence in both sexes. Even the perpetration could be an indicator of negative style of conflict management, especially in men. The aims of this research were: 1) to study the relationship between conflict management strategies and styles and couple violence, 2) compare the averages of the styles and strategies, victimization and perpetration between both sexes, 3) specify a structural model and contrast its fit to the data, and 4) contrast the invariance of model between both sexes. The Scale of Conflict Management Strategies and the Questionnaire of Suffered and Exerted Couple Violence were applied to an incidental non-probability sample of 120 men and 120 women, which was drawn from the general population. Structural equation modeling was used for the data analysis. The strategies of affection, reflection/negotiation and time had greater correlation with perpetration than with victimization. The strategies of avoidance and accommodation and positive and negative styles had greater correlation with victimization than with perpetration. When the effect of one style was partialized in the correlation between the other style and victimization or perpetration, it was revealed that both styles had greater correlation with victimization than with perpetration, which also was showed by the specified structural regression model. The averages of styles and strategies of conflict management were statistically equivalent between both sexes. The average of victimization was significantly higher and the one of perpetration was significantly lower in women than in men. The specified structural model of regression had better properties of invariance between both sexes than the specified factor model. It is concluded that conflict management strategies and styles have greater effect on victimization than on perpetration in women and pooled sample, although the negative style has greater effect on perpetration than on victimization in men. Although women perpetrate and react to violence from their partners, they are more victims than perpetrators. Interventions focused on developing a positive style of conflict management are suggested.

**Palabras clave / Key words:** manejo de conflictos, afrontamiento, victimización, perpetración, violencia de pareja / conflict management, coping, victimization, perpetration, intimate partner violence.

### Introducción

Los conflictos interpersonales cobran especial interés para la investigación de la violencia de pareja, ya que pueden ser uno de sus detonantes; de ahí la importancia





de entender y explicar los factores que los originan y el modo de afrontarlos eficazmente. La 'violencia de pareja', desde la perspectiva del conflicto, puede definirse como una forma de imponerse en situaciones de desacuerdo, vulnerando los derechos o la voluntad de la otra parte. Lo contrario sería un afrontamiento eficaz del conflicto basado en el diálogo y la negociación, lo cual previene la violencia y mejora el ajuste diádico (Díaz, R. y R. Sánchez, 2002).

Se ha llamado 'estrategias de afrontamiento' a la forma en que el individuo hace frente a las situaciones de estrés y conflicto. Al conjunto característico de estrategias que dominan en el funcionamiento de una persona al enfrentar situaciones de conflicto y estrés se le denomina 'estilo de afrontamiento'. Se puede decir que una estrategia es más específica y cambiante frente a un estilo, que es más general y estable dentro de cada persona (Folkman, S., 2011).

Desde el enfoque conductual, las respuestas de afrontamiento se dividen en dos categorías fundamentales: aproximación y evitación. En este sentido, Susan Folkman (2011) diferencia dos tipos de afrontamiento por su curso de acción: el dirigido al problema y el dirigido a la emoción. El primer tipo incluye estrategias orientadas a la resolución del conflicto, como definición, búsqueda de soluciones alternativas, planificación y aplicación. El segundo implica procesos cognitivos dirigidos a disminuir el grado de trastorno emocional sin que la situación de conflicto se resuelva, e incluye estrategias como la evitación, minimización, distanciamiento, atención selectiva y acomodación. De acuerdo con Folkman (2011), este último tipo de afrontamiento sería puesto en juego para mantener la esperanza, no reconocer los hechos negativos y sus consecuencias, a fin de no tener que asumir el peor desenlace o desestimar la importancia del problema.

En el estudio de la violencia de pareja, las estrategias de afrontamiento han sido abordadas desde la perspectiva de la víctima, principalmente en mujeres, destacando el uso de estrategias como la espera, búsqueda de apoyo social, evitación emocional; estas estrategias configuran un patrón de acomodamiento pasivo, tolerando la situación de maltrato y esperando que se resuelva por sí sola (Roco, G., G. Baldi y G. Álvarez, 2014). En esta línea de estudio, M. C. Miracco et al. (2010) señalan que las estrategias pasivas, en víctimas de violencia de pareja, perpetúan el problema, ya que están orientadas a disminuir el malestar a corto plazo, pero a largo plazo no solo mantienen el malestar, sino que lo incrementan con peores consecuencias.

Aunque la expectativa es que el estilo de afrontamiento sea más activo en hombres y pasivo en mujeres desde los estudios de género y depresión (Li, C., R. DiGiuseppe y J. Froh, 2006) y la perspectiva culturalista (Rocha, T. y Díaz, R., 2005), este resultado no se confirma claramente en los estudios de pareja. José



Moral de la Rubia, Fuensanta López, Rolando Díaz Loving y Yessica Ivet Cienfuegos (2011) analizaron los estilos de afrontamiento frente a la violencia de pareja en ambos sexos y encontraron mínimas diferencias entre hombres y mujeres, siendo la diferencia en la estrategia de afecto la más destacable. Los hombres reportaron intentar paliar el conflicto con más frecuencia con manifestaciones de afecto que las mujeres. E. J. López et al. (2010) hallaron que en parejas serodiscordantes al VIH, la violencia de la pareja íntima era predicha por estilos de afrontamiento y negociación negativos tanto en hombres como en mujeres. La diferencia surgió en que la violencia afectaba más a las mujeres que a los hombres en su adherencia al tratamiento retroviral.

Existe una fuerte tendencia a asociar la perpetración de la violencia con los hombres y la victimización con las mujeres, a pesar de no ser un fenómeno unidireccional y evidenciarse promedios de victimización y perpetración semejantes entre ambos sexos (Archer, J., 2006; Castro, R. e I Casique, 2005; Dutton, D. y T. Nicholls, 2005). Los estudios que consideran a ambos sexos en los aspectos de violencia recibida y ejercida han destacado los problemas de cohesión y convivencia —estresores— que enfrentados de forma inadecuada conducen a dinámicas negativas en las que participan ambos miembros de la pareja (Bonem, M., K. Stanley y M. Corbin, 2008). Se recomienda por ello incluir a ambos sexos y evaluar ambos roles de violencia —victimización/perpetración— en aspectos de frecuencia y daño para no extraer una conclusión sesgada (Dutton, D. y T. Nicholls, 2005); asimismo, se previene del sesgo que introducen los estudios clínicos y el efecto que tienen en la representación social de la violencia de pareja (Straus, M., 2007).

Entre victimización y perpetración caben cuatro posibles relaciones: violencia reactiva —la violencia sufrida predice violencia ejercida, pero no a la inversa—; violencia proactiva —la violencia ejercida predice violencia sufrida, pero no a la inversa—; circularidad de la violencia —la violencia ejercida es predicha por la violencia sufrida y viceversa—; y estallidos de violencia sin respuesta —ambos roles de la violencia son independientes—. Con muestras mexicanas, se ha dado apoyo al primer y último modelo. (José Moral de la Rubia y Fuensanta López, 2012) hallaron que el modelo con mejor ajuste a los datos es el de violencia reactiva en población general, aunque esta reactividad resultó más definida en hombres que en mujeres. (Claire Oxtoby, 2012) halló independencia entre victimización y la perpetración en estudiantes universitarias mexicanas residentes en Estados Unidos de América.

Tomando en cuenta estos antecedentes, el presente estudio tiene como objetivos: 1) estudiar la relación bivariada de las estrategias y estilos de manejo de conflictos —positivo y negativo— con victimización y perpetración en una muestra



de población general; 2) comparar a ambos sexos en los promedios de estrategias y estilos de manejo de conflictos, victimización y perpetración; 3) especificar y contrastar un modelo de relación entre manejo de conflictos y violencia de pareja; y 4) contrastar la invarianza del modelo estructural entre ambos sexos.

En correspondencia con los objetivos definidos se espera que:

1) El estilo negativo de manejo de conflictos y las estrategias que lo configuran estén asociados con la violencia, más con victimización que con perpetración; y que el estilo positivo y las estrategias que lo configuran presenten estas asociaciones, aunque con una magnitud menor y de signo contrario (López, E. et al., 2010; Miracco, M. et al., 2010; Moral, J. et al., 2011; Roco, G., G. Baldi y G. Álvarez, 2014).

2) Los promedios en estrategias y estilo de manejo del conflicto sean equivalentes entre ambos sexos (Moral, J. et al., 2011); la victimización sea mayor en mujeres y la perpetración en hombres (Rocha, T. y R. Díaz, 2005) o los promedios de victimización y perpetración sean equivalentes entre ambos sexos (Archer, J., 2006).

3) El estilo negativo de manejo de conflictos, medido por las estrategias de evitación, acomodación, falta de reflexión/negociación y falta de afecto, prediga mayor victimización y posiblemente mayor perpetración; y que el estilo positivo, medido por las estrategias de reflexión/negociación, tiempo y afecto, prediga menor perpetración y posiblemente menor victimización (López, E. et al., 2010; Miracco, M. et al., 2010; Moral, J. et al., 2011; Roco, G., G. Baldi y G. Álvarez, 2014). En este modelo la violencia podría ser reactiva, siendo la perpetración predicha por la victimización (Moral, J. y F. López, 2012).

4) El modelo estructural de relación entre manejo de conflictos y violencia varíe significativamente entre ambos sexos, con más efecto del estilo negativo sobre la victimización en mujeres y sobre la perpetración en hombres desde la perspectiva culturalista (Rocha, T. y R. Díaz, 2005); asimismo, el carácter reactivo de la violencia podría estar más definido en hombres que en mujeres (Moral, J. y F. López, 2012), o incluso podría hallarse que victimización y perpetración sean independientes en mujeres (Oxtoby, C., 2012).

## Método

Se realizó un estudio correlacional/predictivo con diseño ex post facto transversal.

## Participantes

Se recolectó una muestra no probabilística incidental de 240 participantes de la población general. En casas particulares, calles peatonales y parques públicos del



centro de la ciudad de Monterrey, México, una encuestadora contactó individualmente a los participantes. Una vez que dieron el consentimiento informado, se les administró el cuestionario in situ, con la encuestadora presente para resolver dudas y recoger el cuestionario.

La mitad de los participantes fueron mujeres y la mitad, hombres, con una media de 35.41 años de edad:  $DE = 9.63$ . Con respecto al grado máximo de escolaridad, 9.6 por ciento indicó haber estudiado primaria; 24.2 por ciento, secundaria; 19.6 por ciento, media superior general; 16 por ciento, media superior técnica; y 30.4 por ciento, estudios superiores. Con respecto al estatus socioeconómico autodefinido, 22.5 por ciento señaló estatus socioeconómico bajo; 26 por ciento, medio bajo; 38 por ciento, medio; 12.5 por ciento, medio alto; y uno por ciento, alto. El 82 por ciento vivía con su pareja, en matrimonio o unión libre; y 18 por ciento no vivía con su pareja —noviazgo—. El promedio de años de relación con la pareja actual fue de 11.70:  $DE = 8.72$ . La media de hijos fue dos, variando de cero a cinco, con 20 por ciento de los participantes sin hijos.

## Instrumentos

Se hicieron preguntas sobre información sociodemográfica —sexo, edad, escolaridad, estatus socioeconómico, ocupación, estado civil, número de hijos y afiliación religiosa— y se aplicaron dos instrumentos de autorreporte:

Cuestionario de Violencia Sufrida y Ejercida de Pareja (CVSEP) (Moral, J. y S. Ramos, 2015). Permite evaluar victimización y perpetración de violencia de pareja en los aspectos de frecuencia y daño. Está integrado por 39 ítems, cuatro escalas —frecuencia de violencia sufrida, daño sufrido, frecuencia de violencia ejercida y daño ocasionado— y dos índices —victimización o de violencia sufrida y perpetración o de violencia ejercida—.

Dos escalas del CVSEP evalúan violencia sufrida o victimización por medio de 27 ítems directos. Estos 27 ítems tienen un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos cada uno. 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*”. Los 27 ítems de frecuencia tuvieron una consistencia interna muy alta — $\alpha = .95$ — y con ellos se definieron dos factores: violencia física/sexual con 10 ítems con consistencia interna alta — $\alpha = .88$ — y psicológica/económica/social con 17 ítems con consistencia interna muy alta:  $\alpha = .94$ . Los 27 ítems de daño tuvieron una consistencia interna muy alta — $\alpha = .95$ — y con ellos se definieron cuatro factores: daño sufrido por violencia económica/social con 11 ítems con consistencia interna muy alta — $\alpha = .93$ —; violencia sexual/chantaje con ocho ítems con consistencia interna alta — $\alpha =$



.88—; violencia física con cinco ítems con consistencia interna alta  $\alpha = .86$ —; y violencia por celos con tres ítems con consistencia interna alta  $\alpha = .83$ — (Moral, J. y S. Ramos, 2015).

Las otras dos escalas del CVSEP evalúan violencia ejercida contra la pareja o perpetración por medio de 12 ítems directos. También estos 12 ítems tienen un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos cada uno. En una escala, los 12 ítems se responden en términos de frecuencia —de 1 “*nunca*” a 5 “*siempre*” — y en la otra escala los mismos 12 ítems se responden en términos de daño infringido: de 1 “*nada*” a 5 “*mucho*”. Los 12 ítems de frecuencia tuvieron una consistencia interna alta  $\alpha = .84$ — y con ellos se definieron dos factores: violencia psicológica/agresión con siete ítems con consistencia interna alta  $\alpha = .85$ — y otro tipo de violencia con cinco ítems con consistencia interna aceptable:  $\alpha = .66$ . Los 12 ítems de daño tuvieron una consistencia interna alta  $\alpha = .89$ — y con ellos se definieron dos factores: daño por violencia psicológica con cinco ítems con consistencia interna alta  $\alpha = .88$ — y daño por otro tipo de violencia con siete ítems con consistencia interna alta  $\alpha = .81$ — (Moral, J. y S. Ramos, 2015).

Con los 39 ítems del CVSEP se calcularon dos índices de violencia, uno de victimización o violencia sufrida y otro de perpetración o violencia ejercida, multiplicando las puntuaciones totales de frecuencia (F) por las de daño (D). Antes de realizarse este producto, las puntuaciones totales fueron divididas por el número de ítems sumados para que tuvieran un rango continuo y homogéneo de 1 a 5:  $f = F/27$  y  $d = D/27$  para victimización y  $f = F/12$  y  $d = D/12$  para perpetración. Tras realizarse este producto, para que el valor del índice tuviera un rango de 0 a 100, se restó al producto su valor mínimo posible (1), a continuación se dividió por la diferencia entre su máximo y mínimo posibles — $25 - 1 = 24$ — y finalmente se multiplicó por 100, esto es, índice =  $100 * ((f*d) - 1)/24$  (Moral, J. y S. Ramos, 2015). Las propiedades reportadas de consistencia interna y estructura factorial del CVSEP corresponden a los datos de esta muestra.

Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos (EEMC) (Moral, J. y F. López, 2011). Consta de 34 ítems con un rango de respuesta de 1 —“*nunca*”— a 5  $\alpha$  —“*siempre*” —. Todos son directos. Se compone de cinco factores de primer orden o estrategias: reflexión/negociación (REF) con 10 ítems — $\alpha = .85$ —; evitación (EVT) con ocho ítems — $\alpha = .80$ —; expresión de afecto (AFE) con cinco ítems — $\alpha = .89$ —; tomarse un tiempo para reflexionar o buscar el momento oportuno (TIE) con seis ítems — $\alpha = .71$ —; y acomodación a las exigencias y deseos del otro sin que se produzca un cambio en el propio planteamiento o valoración del problema (ACO) con cinco ítems — $\alpha = .72$ —. Asimismo, se definen dos factores de segundo orden: estilo positivo de manejo de conflictos (POS) con reflexión/negociación,



acomodación, tiempo y afecto; y estilo negativo (NEG) con acomodación y evitación con signos positivos y reflexión/negociación con signo negativo. La consistencia interna de los 26 ítems del estilo positivo de manejo de conflictos fue alta — $\alpha = .86$ —, al igual que la de los 23 ítems del estilo negativo:  $\alpha = .82$  (Moral, J. y F. López, 2011).

En la presente muestra, la consistencia interna de los cinco ítems de afecto fue muy alta — $\alpha = .91$ —; la de los 10 ítems de reflexión/negociación fue alta — $\alpha = .85$ —; la de los seis ítems de tiempo y la de los cinco ítems de acomodación fueron aceptables — $\alpha = .78$  y  $.72$ , respectivamente—; y la de los ocho ítems evitación fue baja — $\alpha = .62$ —. La consistencia de los 26 ítems que integran las cuatro escalas de estilo positivo fue muy alta — $\alpha = .91$ —; y la de los 23 ítems que integran las tres escalas de estilo negativo fue baja:  $\alpha = .66$ .

### Procedimientos

El estudio fue aprobado por el comité de ética y doctorado de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL). Al momento de solicitar el consentimiento, se informaba de los objetivos, responsables de la investigación y su adscripción institucional; además se garantizaba el anonimato y confidencialidad de la información dada, siguiendo las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). En caso de que la persona no deseara participar, aparte de señalar la casilla correspondiente, se le pedía expresar por escrito el motivo.

### Análisis de datos

Las correlaciones se calcularon por el coeficiente de Pearson ( $r$ ) y correlación parcial de Fisher ( $r_p$ ). Unos valores de  $r$  y  $r_p < .10$  se consideraron correlaciones triviales; de  $.10$  a  $.29$ , bajas; de  $.30$  a  $.49$ , moderadas; de  $.50$  a  $.69$ , altas; de  $.70$  a  $.89$ , muy altas; y  $e .90$ , unitarias (Ellis, P., 2010).

Las medias entre ambos sexos se compararon por la prueba  $t$  de Student para dos muestras independientes. El supuesto de igualdad de varianzas se contrastó por la prueba de Levene. Se usó la fórmula de Welch-Satterthwaite cuando se incumplió el supuesto de igualdad de varianzas. El tamaño de efecto se calculó por la  $g$  Hedges-Olkin. Dentro de cada sexo, se compararon los índices de violencia por la prueba  $t$  de Student para muestras emparejadas y el tamaño del efecto se calculó por la  $d$  de Cohen. Valores de  $g$  o  $d$  de  $0.20$  a  $0.49$  se interpretaron como tamaño de efecto pequeño; de  $0.50$  a  $0.79$ , mediano; y  $e 0.80$ , grande (Ellis, P., 2010).

Se especificó y contrastó el ajuste y la invarianza entre ambos sexos de dos modelos estructurales por el método de Máxima Verosimilitud (ML). Se consideraron



10 índices de ajuste: prueba chi-cuadrado ( $\chi^2$ ); chi-cuadrada relativa ( $\chi^2/gf$ ); probabilidad de Bollen-Stine ( $p$  de B-S); índice de bondad de ajuste ( $GFI$ ) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida ( $AGFI$ ); índice normado ( $NFI$ ); no-normado ( $NNFI$ ) y comparativo de ajuste ( $CFI$ ) de Bentler-Bonett; residuo estandarizado cuadrático medio ( $SRMR$ ) y error de aproximación cuadrático medio ( $RMSEA$ ). Se estipularon como valores de buen ajuste:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .05$ ,  $\chi^2/gf$   $d < 2$ ,  $RMSEA$  y  $SRMR$   $d \leq .05$ ,  $GFI$ ,  $NFI$  y  $CFI$   $e \leq .95$  y  $AGFI$  y  $NNFI$   $e \leq .90$ ; y como adecuados:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .01$ ,  $\chi^2/gf$   $d < 3$ ,  $RMSEA$  y  $SRMR$   $d \leq .08$ ,  $GFI$ ,  $NFI$  y  $CFI$   $e \leq .85$  y  $AGFI$  y  $NNFI$   $e \leq .80$ . Se calculó la parsimonia por el índice de James-Mulaik-Brett ( $RP$ ); unos valores de  $RP < .33$  se consideraron bajos; de  $.33$  a  $.65$ , medianos; y  $e \leq .66$ , altos. Al ser el valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia mayor que dos en todos los modelos, se empleó el método de Percentiles Corregidos de Sesgo (PCS) para contrastar la significación de parámetros y la prueba de Bollen-Stine para contrastar el ajuste global del modelo, extrayéndose 2 mil muestras. Los tamaños estandarizados del efecto se interpretaron del mismo modo que las correlaciones (Byrne, B., 2010). Los cálculos estadísticos se realizaron con los paquetes estadísticos SPSS 21 y AMOS 16.

## Resultados

### Correlaciones entre manejo de conflictos y violencia

Para mejorar la consistencia interna del estilo negativo, se exploró y contrastó un modelo factorial alternativo. Acomodación quedó como indicador de estilo negativo. Afecto fue compartido como indicador por ambos estilos: cargó con signo positivo en estilo positivo y cargó con signo negativo en estilo negativo. La solución factorial fue admisible, todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS y el ajuste fue bueno:  $\chi^2[2, N = 240] = 3.35$ ,  $p = .187$ ,  $p$  de B-S =  $454/2,000 = .227$ ,  $GFI = .99$ ,  $AGFI = .96$ ,  $NFI = .99$ ,  $NNFI = .98$ ,  $CFI = 1$ ,  $RMSEA = .05$  y  $SRMR = .02$ . La consistencia interna de los 26 ítems de estilo positivo fue muy alta — $\alpha = .91$ — y la de los 23 ítems de estilo negativo fue alta:  $\alpha = .86$ . Las puntuaciones de los dos estilos de manejo de conflictos se calcularon con esta nueva configuración. La suma simple de los 10 ítems directos de reflexión/negociación; de los seis ítems de tiempo; de los cinco ítems de acomodación y de los cinco de afecto; define el estilo positivo (POS). La suma simple de los ocho ítems directos de evitación; de los 10 ítems invertidos de reflexión/negociación y de los cinco ítems invertidos de afecto; define el estilo negativo (NEG).

En la muestra conjunta, las estrategias y estilos de manejo de conflictos correlacionaron más con violencia ejercida que con violencia sufrida, con la

excepción de evitación y acomodación que fue al revés, siendo sus correlaciones más alta con violencia sufrida. En relación con la violencia sufrida, las correlaciones fueron más altas con daño que con frecuencia; al revés, en relación con la violencia ejercida, las correlaciones fueron más altas con frecuencia que con daño. La estrategia de evitación y el estilo negativo tuvieron las correlaciones más altas; por el contrario, la estrategia de tiempo y el estilo positivo, las más bajas (véase tabla 1).

Tabla 1. Correlación entre manejo de conflictos y violencia en la muestra conjunta

9LROHQFLD GH SDUHMD		ODOHIR GH FROULFWRV						
		5(	(97	\$(	7,(	\$&2	326	1(*
	7RWDO	-.136*	.424***	-.311***	.068 <sup>OV</sup>	.177**	-.101 <sup>OV</sup>	.351***
9LR- OHQFLD	)UHF. )v/LQW	-.166*	.371***	-.331***	.034 <sup>OV</sup>	.188**	-.128*	.358***
VXIU LGD	7RWDO	-.201**	-.019 <sup>OV</sup>	.093 <sup>OV</sup>	-.112 <sup>OV</sup>	.270***		
R	)UHF. )v/LQW	-.174**	.464***	-.321***	.009 <sup>OV</sup>	.182**	-.137*	.391*** (FR/VRF
YLFWL- PLJD- FLyQ	'DxR )vLFD	.406***	-.274***	.062 <sup>OV</sup>	.160*	-.088 <sup>OV</sup>	.320***	.6H[XDO
	EQGLFH	.018 <sup>OV</sup>	.179**	-.124 <sup>OV</sup>	.349***	&HORV	-.169**	.400***
	EQGLFH	-.172**	.345***				-.271***	-.105 <sup>OV</sup>
	EQGLFH	-.164**	.357***	-.313***	.010 <sup>OV</sup>	.164**	-.133*	.345***
	EQGLFH	-.092 <sup>OV</sup>	.425***	-.269***	.096 <sup>OV</sup>	.218**	-.051 <sup>OV</sup>	.309***
9LR- OHQFLD	7RWDO	-.438***	.223***	-.339***	-.421***	-.160*	-.456***	.466***
HMHU- FLGD	)UHF. 3VLF	-.433***	.190**	-.330***	-.439***	-.169**	-.458***	.448***
R	2WUD	-.319***	.210***	-.254***	-.269***	-.098 <sup>OV</sup>	-.320***	.358***
SHUSH- WUDFLyQ	7RWDO	-.318***	.246***	-.341***	-.276***	-.037 <sup>OV</sup>	-.335***	.406***
	'DxR 3VLF	-.326***	.236***	-.323***	-.333***	-.043 <sup>OV</sup>	-.350***	.400***
	EQGLFH 2WUD	-.239***	.206**	-.292***	-.139*	-.022 <sup>OV</sup>	-.243***	.327***
	EQGLFH	-.362***	.226***	-.329***	-.325***	-.082 <sup>OV</sup>	-.375***	.419***

1RWDOV: 1 240. ODOHIR GH FROULFWRV: 5( 5HIOHlyQ/QHJRFLEFLyQ, (97 (YUWDFLyQ, \$( (SIHFIR, 7,( %-VTXHG GH PRPHQR RSRUWXQR, \$&2 \$FRPRGDFLyQ, 326 (VUUR SRVLyLYR \ 1(\* (VWLOR QHJDILYR. 6LJQLLDFLyQ GH (DV FRUUDFLRQH: QV S ! .05, \* S \*\* .05, \*\* S \*\* .01, \*\*\* S \*\* .001. )XHQWH: HODERUDFLyQ SURSLD.

En la muestra de mujeres, las estrategias y estilos de manejo de conflictos correlacionaron más con violencia ejercida que con violencia sufrida, con la excepción de evitación y acomodación, que fue al revés. Se encontró mayor correlación con daño que con frecuencia en violencia sufrida y mayor correlación con frecuencia que con daño con violencia ejercida. Las estrategias de evitación y acomodación tuvieron las correlaciones más altas; por el contrario, la estrategia de tiempo y el estilo positivo tuvieron las correlaciones más bajas (véase tabla 2).

Tabla 2. Correlación entre manejo de conflictos y violencia en mujeres

9LRiHQFD GH SDUHM		ODQHMR GH FRQIOLFRV																
		5(	97	\$(	7.(	\$&2	326	1(*										
9LR-OHQFD	JUHf.	7RiDl	.024 <sup>0V</sup>	.474 <sup>**</sup>	-.261 <sup>**</sup>	.223 <sup>*</sup>	.362 <sup>***</sup>	.068 <sup>0V</sup>	.271 <sup>***</sup>	-								
		iVlQv	-.032 <sup>0V</sup>	.428 <sup>**</sup>	-.276 <sup>**</sup>	.179 <sup>*</sup>	.360 <sup>***</sup>	.025 <sup>0V</sup>	.292 <sup>**</sup>	3VLF	-.019 <sup>0V</sup>	.359 <sup>***</sup>						
VXIULGD	R	7RiDl	.168 <sup>*</sup>	.137 <sup>*</sup>	.260 <sup>***</sup>	.033 <sup>0V</sup>	.213 <sup>*</sup>	-.033 <sup>0V</sup>	.517 <sup>***</sup>	-.281 <sup>**</sup>	.175 <sup>0V</sup>	.364 <sup>***</sup>	.023 <sup>0V</sup>	.327 <sup>***</sup>	(FR/VRF	-.013 <sup>0V</sup>	.491 <sup>***</sup>	-.029 <sup>0V</sup>
		iVlQv	.270 <sup>**</sup>	.183 <sup>*</sup>	.314 <sup>**</sup>	.026 <sup>0V</sup>	.302 <sup>***</sup>	6H[XDl	-.049 <sup>0V</sup>	.431 <sup>***</sup>	-.208 <sup>*</sup>	.164 <sup>0V</sup>	.326 <sup>***</sup>	.029 <sup>0V</sup>				
YLFI-PLJD-FLyQ	DxR	&HORV	.274 <sup>**</sup>	.016 <sup>0V</sup>	.458 <sup>***</sup>	-.206 <sup>*</sup>	.067 <sup>0V</sup>	.276 <sup>**</sup>	.020 <sup>0V</sup>	.246 <sup>**</sup>	-.004 <sup>0V</sup>	.303 <sup>***</sup>						
		iVlQv	-.061 <sup>0V</sup>	.409 <sup>**</sup>	-.278 <sup>**</sup>	.136 <sup>0V</sup>	.347 <sup>**</sup>	-.004 <sup>0V</sup>	.303 <sup>***</sup>									
9LR-OHQFD	JUHf.	EQGLFH	.376 <sup>***</sup>	.161 <sup>0V</sup>	-.302 <sup>***</sup>	-.405 <sup>***</sup>	-.149 <sup>0V</sup>	-.425 <sup>***</sup>	.401 <sup>***</sup>	.234 <sup>*</sup>	.400 <sup>***</sup>	.105 <sup>0V</sup>	.243 <sup>**</sup>	7RiDl	-			
		3VLF	-.339 <sup>***</sup>	.158 <sup>0V</sup>	-.266 <sup>**</sup>	-.369 <sup>***</sup>	-.131 <sup>0V</sup>	-.381 <sup>***</sup>	.363 <sup>***</sup>									
FLGD R	DxR	2WUD	-.287 <sup>**</sup>	.106 <sup>0V</sup>	-.239 <sup>**</sup>	-.302 <sup>***</sup>	-.118 <sup>0V</sup>	-.326 <sup>**</sup>	.304 <sup>**</sup>									
		7RiDl	-.237 <sup>**</sup>	.132 <sup>0V</sup>	-.261 <sup>**</sup>	-.274 <sup>**</sup>	-.036 <sup>0V</sup>	-.284 <sup>***</sup>	.294 <sup>**</sup>									
SHUSH-FLyQ	DxR	3VLF	-.232 <sup>*</sup>	.094 <sup>0V</sup>	-.262 <sup>**</sup>	-.302 <sup>***</sup>	-.027 <sup>0V</sup>	-.287 <sup>**</sup>	.279 <sup>**</sup>	-.183 <sup>*</sup>	.147 <sup>0V</sup>	-.193 <sup>*</sup>	-.169 <sup>0V</sup>	-.039 <sup>0V</sup>	-.207 <sup>*</sup>	.240 <sup>**</sup>		
		2WUD	-.278 <sup>**</sup>	.154 <sup>0V</sup>	-.272 <sup>**</sup>	-.315 <sup>***</sup>	-.085 <sup>0V</sup>	-.329 <sup>***</sup>	.331 <sup>***</sup>									

1RWDV: 1 120. ODQHMR GH FRQIOLFRV: 5( SHiH[LyQ]QHJRFLDFlyQ, (97 (YUDFyQ, \$( (SHFWR, 7.( %VTXHGd GHl PRPHQR RSRUWXQR, \$&2 \$FRPRGDFyQ, 326 (VUR SRVULYR \ 1(\* (VUR QHJDLYR, 6LJQLLDFyQ GH iDV FRUHOFRQHV: QV S ! .05, \* S " .05, \*\* S " .01, \*\*\* S " .001. )XHQWH: HDERUDFyQSURSLD.

En la muestra de hombres, las estrategias y estilos de manejo de conflictos correlacionaron más con violencia ejercida que con violencia sufrida, con la excepción de afecto, que fue al revés. Se encontró mayor correlación con frecuencia que con daño tanto en violencia sufrida como ejercida. La estrategia de afecto y el estilo negativo tuvieron las correlaciones más altas; por el contrario, las estrategias de afecto y evitación tuvieron las correlaciones más bajas (véase tabla 3).

Tabla 3. Correlación entre manejo de conflictos y violencia en hombres

9LRiHQFD GH SDUHM		ODQHMR GH FRQIOLFRV																		
		5(	97	\$(	7.(	\$&2	326	1(*												
9LR-OHQFD	JUHf.	7RiDl	-.470 <sup>***</sup>	.342 <sup>***</sup>	-.412 <sup>***</sup>	-.267 <sup>**</sup>	-.179 <sup>*</sup>	-.433 <sup>***</sup>	.542 <sup>**</sup>	-										
		iVlQv	-.457 <sup>***</sup>	.264 <sup>**</sup>	-.450 <sup>***</sup>	-.295 <sup>**</sup>	-.127 <sup>0V</sup>	-.435 <sup>***</sup>	.523 <sup>***</sup>	3VLF	-									
VXIULGD	R	7RiDl	.315 <sup>***</sup>	.221 <sup>*</sup>	-.244 <sup>**</sup>	-.246 <sup>**</sup>	-.167 <sup>0V</sup>	-.310 <sup>**</sup>	.349 <sup>***</sup>	-.390 <sup>***</sup>	.375 <sup>***</sup>	-.359 <sup>***</sup>	-.278 <sup>**</sup>	-.087 <sup>0V</sup>	-.367 <sup>***</sup>	.486 <sup>***</sup>	(FR/VRF	-.271 <sup>**</sup>	.254 <sup>**</sup>	-.318 <sup>***</sup>
		iVlQv	.229 <sup>*</sup>	-.142 <sup>0V</sup>	-.050 <sup>0V</sup>	-.234 <sup>*</sup>	.329 <sup>***</sup>	6H[XDl	-.334 <sup>**</sup>	.394 <sup>***</sup>	-.325 <sup>***</sup>	-.267 <sup>**</sup>	-.030 <sup>0V</sup>	-.318 <sup>***</sup>						
YLFI-PLJD-FLyQ	DxR	&HORV	.447 <sup>***</sup>	-.380 <sup>***</sup>	.313 <sup>***</sup>	-.349 <sup>***</sup>	-.320 <sup>***</sup>	-.166 <sup>0V</sup>	-.388 <sup>***</sup>	.456 <sup>***</sup>	-.363 <sup>***</sup>	.266 <sup>**</sup>	-.350 <sup>***</sup>	-.275 <sup>**</sup>	-.117 <sup>0V</sup>	-.358 <sup>***</sup>	.431 <sup>***</sup>			
		iVlQv	-.411 <sup>***</sup>	.350 <sup>***</sup>	-.360 <sup>***</sup>	-.235 <sup>***</sup>	-.134 <sup>*</sup>	-.374 <sup>***</sup>	.491 <sup>***</sup>	7RiDl	-.516 <sup>***</sup>	.307 <sup>***</sup>	-							
9LR-OHQFD	JUHf.	3VLF	.445 <sup>***</sup>	-.447 <sup>***</sup>	-.199 <sup>*</sup>	-.517 <sup>***</sup>	.570 <sup>***</sup>	-.530 <sup>***</sup>	.249 <sup>**</sup>	-.456 <sup>***</sup>	-.500 <sup>***</sup>	-.229 <sup>**</sup>	-.546 <sup>***</sup>	.563 <sup>***</sup>						
		2WUD	-.362 <sup>***</sup>	.328 <sup>***</sup>	-.313 <sup>***</sup>	-.243 <sup>**</sup>	-.098 <sup>0V</sup>	-.335 <sup>***</sup>	.437 <sup>***</sup>											
FLGD R	DxR	7RiDl	-.413 <sup>***</sup>	.388 <sup>***</sup>	-.501 <sup>***</sup>	-.280 <sup>**</sup>	-.066 <sup>0V</sup>	-.413 <sup>**</sup>	.557 <sup>***</sup>											
		3VLF	-.432 <sup>***</sup>	.402 <sup>***</sup>	-.466 <sup>***</sup>	-.362 <sup>***</sup>	-.084 <sup>0V</sup>	-.438 <sup>**</sup>	.559 <sup>**</sup>	-.304 <sup>***</sup>	.292 <sup>**</sup>	-.450 <sup>***</sup>	-.111 <sup>0V</sup>	-.027 <sup>0V</sup>	-.296 <sup>**</sup>	.442 <sup>**</sup>				
SHUSH-FLyQ	DxR	2WUD	-.467 <sup>***</sup>	.334 <sup>***</sup>	-.481 <sup>***</sup>	-.350 <sup>***</sup>	-.118 <sup>0V</sup>	-.461 <sup>***</sup>	.563 <sup>***</sup>											

1RWDV: 1 120. ODQHMR GH FRQIOLFRV: 5( SHiH[LyQ]QHJRFLDFlyQ, (97 (YUDFyQ, \$( (SHFWR, 7.( %VTXHGd GHl PRPHQR RSRUWXQR, \$&2 \$FRPRGDFyQ, 326 (VUR SRVULYR \ 1(\* (VUR QHJDLYR, 6LJQLLDFyQ GH iDV FRUHOFRQHV: QV S ! .05, \* S " .05, \*\* S " .01, \*\*\* S " .001. )XHQWH: HDERUDFyQSURSLD.



### Diferencias de medias entre ambos sexos

Las medias en los dos estilos y las cinco estrategias de manejo de conflictos fueron estadísticamente equivalentes entre ambos sexos (véase tabla 4).

Tabla 4. Comparación de medias entre ambos sexos

Categoría	OxMHUHV		+RPEUHV		/HYHQH		6WXGHQW		
	0	1	0	1	3	3	J0	3	
5( )	32.76	8.13	33.57	8.09	0.05	.827	-0.77	238	.441
(97	19.38	5.20	18.69	4.53	4.76	.030	1.10	233.61	.273
\$( )	14.58	6.38	15.89	5.07	13.76	<.001	-1.76	226.53	.080
7,(	19.37	5.04	18.97	5.00	0.15	.695	0.62	238	.538
\$&2	13.44	4.37	13.96	3.77	2.98	.086	-0.98	238	.328
326	80.15	18.09	82.38	18.24	0.01	.933	-0.95	238	.342
1( * <sup>e</sup>	62.04	14.52	59.23	13.73	0.40	.527	1.54	238	.125
9LFILPLJDFLyQ	18.31	21.09	9.31	8.98	62.42	<.001	4.30	160.81	<.001
3HUSHUDFLyQ	10.22	8.40	15.71	14.95	41.14	<.001	-3.50	187.39	.001

TRWDV: /HYHQH: SUXHED GH FRQWUDVH GH OD LJXDODGD GH YDUDQJD. 6WXGHQW: FRQWUDVH GH OD LJXDODGD GH PHGLDV SDUD GRV PXHVUDV IQGSHQGLHQWHV; VH HPSOHV OD lyUPXOD GH = HOFK-6DWWHWKZDLWH FXDQGR VH LQEXPSOLy HO VXSSXHVIR GH LJXDODGD GH YDUDQJDV. )DFWRUHV GH ODQMR GH FRQILFIRV: 5( ) SHIH[LyQ/QHJRFDFLyQ, (97 (YUDFLyQ, \$( ) SIHFIR, 7,( %-VTXHGd GH PRPHQWR RSRUWXQR, \$&2 \$FRPRGDFLyQ, 326 (VLOR SRVLYR \ 1( \*<sup>e</sup> (VLOR QHJWLYR. ÉQGLFH GH YLFILPLJDFLyQ H tQGLFH GH SHUSHUDFLyQ. )XHQWH: HODERUDFLyQ SURSLD.

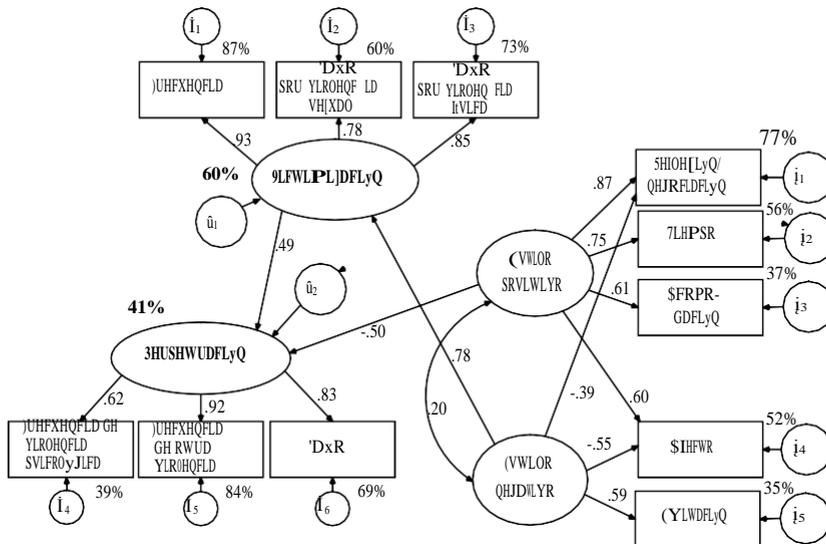
La media de las mujeres en el índice de victimización fue significativamente más alta y en el índice de perpetración fue significativamente más baja que las medias de los hombres en los respectivos índices. El tamaño del efecto del sexo sobre victimización fue mediano — $g = 0.56$ — y sobre perpetración fue pequeño — $g = -0.45$ — (véase tabla 4). Para confirmar este resultado, se hicieron comparaciones intraparticipantes entre ambos índices dentro de cada sexo. Las mujeres reportaron significativamente — $t[119] = 4.28, p < 0.001$ — mayor victimización — $M = 18.31, 95$  por ciento IC: 14.49, 22.12— que perpetración — $M = 10.22, 95$  por ciento IC: 8.70, 11.74—, con una diferencia media de 8.09 — $DE_g = 20.72$ — y un tamaño de efecto pequeño:  $d = 0.39$ . Los hombres reportaron significativamente — $t[119] = -6.72, p < 0.001$ — mayor perpetración — $M = 15.71, 95$  por ciento IC: 13.01, 18.41— que victimización — $M = 9.31, 95$  por ciento IC: 7.69, 10.94—, con una diferencia media de -6.90 — $DE_g = 10.44$ — y un tamaño de efecto mediano:  $d = -0.61$ .

### Especificación y ajuste de dos modelos estructurales

Se definieron dos modelos estructurales: uno de regresión y otro factorial. El modelo estructural de regresión se especificó con cuatro variables latentes. La victimización se midió con tres indicadores: frecuencia, daño por violencia física y daño por violencia sexual; los dos factores de frecuencia se agruparon en una puntuación suma al ser la correlación muy alta entre ellos — $r = .82$ — y la consistencia interna

de los 27 ítems muy alta: = .95. De los cuatro factores de daño sufrido se incluyeron solo dos para que se definiese mejor la unidimensionalidad de victimización. La perpetración se midió con tres indicadores: frecuencia de violencia psicológica, frecuencia de otra violencia y daño. Los dos factores de daño se agruparon en una puntuación suma al tener una correlación muy alta  $r = .76$ , ser alta la consistencia interna de los 12 ítems  $= .89$  y ser ambos valores mayores que los correspondientes en los dos factores de frecuencia:  $r = .73$  y  $= .84$ . El estilo negativo se midió con tres indicadores —evitación con signo positivo, reflexión/negociación y afecto con signo negativo— y el estilo positivo, con cuatro indicadores: reflexión/negociación, tiempo, acomodación y afecto con signo positivo. Los dos estilos se especificaron correlacionados. Estilo negativo predijo victimización, estilo positivo predijo perpetración y la victimización predijo perpetración. Las vías de predicción de la perpetración por estilo negativo y de la victimización por estilo positivo no fueron significativas, por lo que se omitieron. Todos los parámetros del modelo fueron significativos por ML y PCS. Se explicó 60 por ciento de la varianza de victimización y 41 por ciento de la de perpetración (véase figura 1). La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine una  $p > .010$ , pero se rechazó por la prueba chi-cuadrado:  $p = .004$ . Los demás índices reflejaron buen ajuste (véase tabla 5).

Figura 1. Modelo estructural de regresión en la muestra conjunta.



Fuente: elaboración propia.

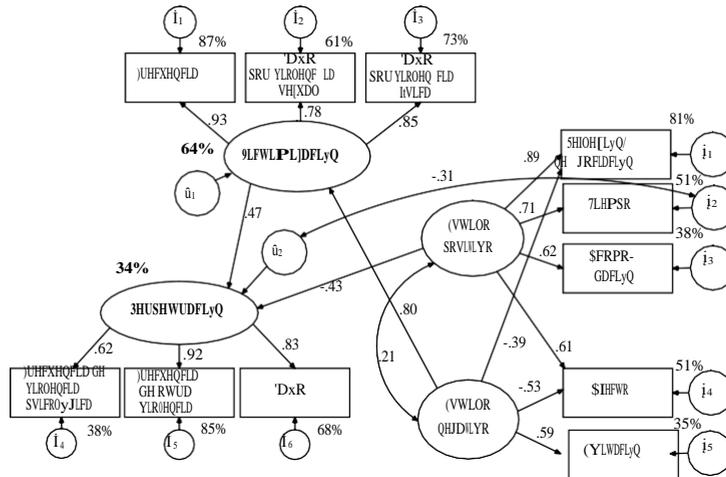
Tabla 5.. Índices de ajuste del modelo estructural de regresión

EQGLFHV	8QLJUXSR		OXOILJUXSR (HQWUH DPERV VH(RV). ORGHOR PRGLIFDGR						
	2ULJ.	ORG.	6&	30	3(	9(	50	5(	
Z <sup>2</sup>	65.491	53.435	116.532	142.216	211.804	245.469	275.952	343.997	
JO	38	37	74	83	86	89	91	103	
S	.004	.039	.001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	
Z <sup>2</sup> /JO	1.723	1.444	1.575	1.713	2.463	2.758	3.032	3.340	
SGH%-6	.030	.130	.061	.019	0	0	0	0	
*)	.953	.962	.920	.906	.866	.860	.835	.819	
\$*)	.918	.932	.857	.850	.794	.793	.761	.768	
1)	.955	.963	.916	.898	.848	.824	.802	.753	
11)	.971	.982	.951	.939	.894	.849	.826	.799	
&)	.980	.988	.967	.954	.902	.878	.856	.812	
506(\$	.055 <sup>OV</sup>	.043 <sup>OV</sup>	.055 <sup>OV</sup>	.078 <sup>***</sup>	.086 <sup>***</sup>	.092 <sup>***</sup>	.099 <sup>***</sup>		
6505	.052	.047	.056	.057	.066	.114	.104	.091	
53	.691	.673	.673	.755	.782	.809	.827	.936	

1RWDV: OpWRGR: Oi[LPD 9HURVLPDUXG. 3UREDELOLGDG GH TXH 506(\$ " .05 SDUD XQD HVVLPDFLyQ SREIDFLRQD: QV S ! .05, \* S < .05, \*\* S < .01, \*\*\* S < .001. ORGHORV FRQ FRQVWLFLRQHV DQLGDGDV: 6& VLIQ FRQVWLFLRQHV, 30 SHVRV GH PHGLGD, 3( SHVRV HVVUXFWUDHV, 9( YDILDQJIDV-FRYDILDQJIDV HVVUXFWUDOHV, 50 UHVLGXR GH PHGLGD \ 5( SHVLGXR HVVUXFWUDOHV, LQFXLGD ID FRUHDOLFLyQ HQWUH (RV GRV UHVLGXR. )XHQWH: HODERUDFLyQ SURSLD

Al introducir una correlación entre el residuo de medida de la estrategia de tiempo y el residuo de predicción de perpetración, mejoró significativamente el ajuste:  $\alpha^2[1] = 12.06$ ,  $p = .001$ . La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine — $p = .130$ — y por la prueba chi-cuadrado con una  $p > .010$  y todos los demás índices mostraron buen ajuste. La parsimonia del modelo original fue alta, al igual que la del modificado (véase tabla 5). En el modelo modificado, todos los

Figura 2. Modelo estructural de regresión modificado en la muestra conjunta.



Fuente: elaboración propia.

parámetros fueron significativos. Se explicó 64 por ciento de la varianza de victimización y 34 por ciento de perpetración (véase figura 2).

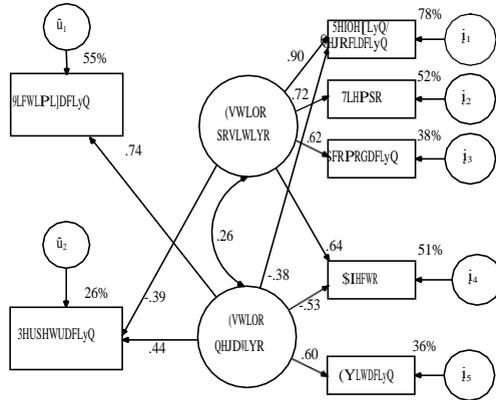
En el modelo factorial, el estilo positivo de manejo de conflictos tuvo como indicadores las estrategias de reflexión/negociación, tiempo, acomodación y afecto, así como baja perpetración —índice de violencia ejercida—. El estilo negativo tuvo como indicadores las estrategias de evitación, bajo afecto y falta de reflexión/negociación, así como victimización —índice de violencia sufrida— y perpetración. Los dos factores se especificaron correlacionados. Todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS. El estilo negativo tuvo un tamaño de efecto directo, positivo y muy grande sobre victimización — = .74— y mediano sobre perpetración: = .44. El estilo positivo tuvo un efecto directo, negativo y mediano sobre perpetración: = -.39. Se explicó 55 por ciento de victimización y 26 por ciento de perpetración (véase figura 3). La bondad de ajuste se mantuvo con la prueba de Bollen-Stine —  $p = .099$ — y se mantuvo con una  $p > .01$  por la prueba chi-cuadrado. El cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad se aproximó a dos y los demás índices contemplados reflejaron buen ajuste (véase tabla 6).

Tabla 6. Índices de ajuste del modelo factorial

	20LJ.	ORG.	6&	30	9(	50
Z <sup>2</sup>	20.890	9.938	34.053	105.948	115.378	251.603
JO	10	9	18	26	29	37
S	.022	.355	.012	<.001	<.001	<.001
Z <sup>2</sup> /JO	2.089	1.104	1.892	4.075	3.979	6.800
SGH%-6	.099	.531	.100	0	0	0
*)	.975	.988	.964	.899	.877	.824
\$(*)	.980	.963	.889	.783	.762	.734
1)	.955	.978	.942	.821	.805	.574
11)	.948	.995	.932	.765	.772	.556
&)	.975	.998	.971	.854	.843	.609
506(\$	.068QV	.021QV	.061QV	.114***	.112***	.156***
6505	.040	.028	.049	.073	.143	.087
53	.476	.429	.429	.619	.690	.881

1RWDV: 0pWRGR: Oi[IPD 9HURVLP0UUXG. 3UREDELOLGDG GH TXH 506(\$ " .05 SDUD XQD HVVLPDFLyQ SREIDFLRQDQ: QV S ! .05, \* S < .05, \*\* S < .01, \*\*\* S < .001. ORGHORV FRQ FRQVWUFLRQHV DQLGDGDV: 6& V LQ FRQVWUFLRQHV, 30 SHVRV GH PHGLD, 9( YDLDQJQDV-FRYDLDQJQDV HVVUXFXUDHV \ 50 UHVIGXRV GH PHGLD, LQFOXGLD ID FRUOHODFLyQ HOVH ORV GRV UHVIGXRV. )XHQWH: HODERUDFLyQ SURSLD. )XHQWH: HODERUDFLyQ SURSLD.

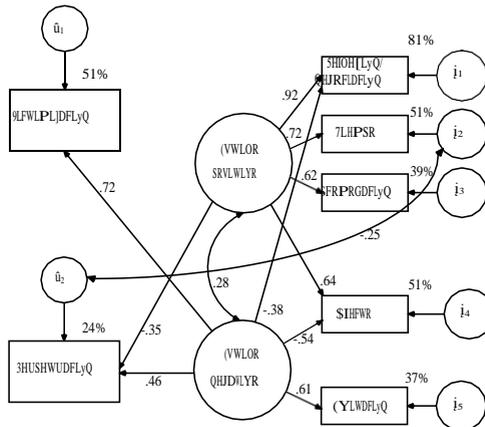
Figura 3. Modelo factorial en la muestra conjunta.



Fuente: elaboración propia.

Al introducir una correlación entre el residuo de medida de la estrategia de tiempo y el de perpetración, mejoró significativamente el ajuste:  $\Delta\chi^2[1] = 10.95, p = .001$ . La bondad de ajuste se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine  $p = .531$  y por la prueba chi-cuadrado  $p = .355$  y todos los índices mostraron buen ajuste a los datos. La parsimonia del modelo original fue mediana al igual que la del modificado (véase tabla 6). Como en el modelo sin modificar, todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS (véase figura 4).

Figura 4. Modelo factorial modificado estimado en la muestra conjunta.

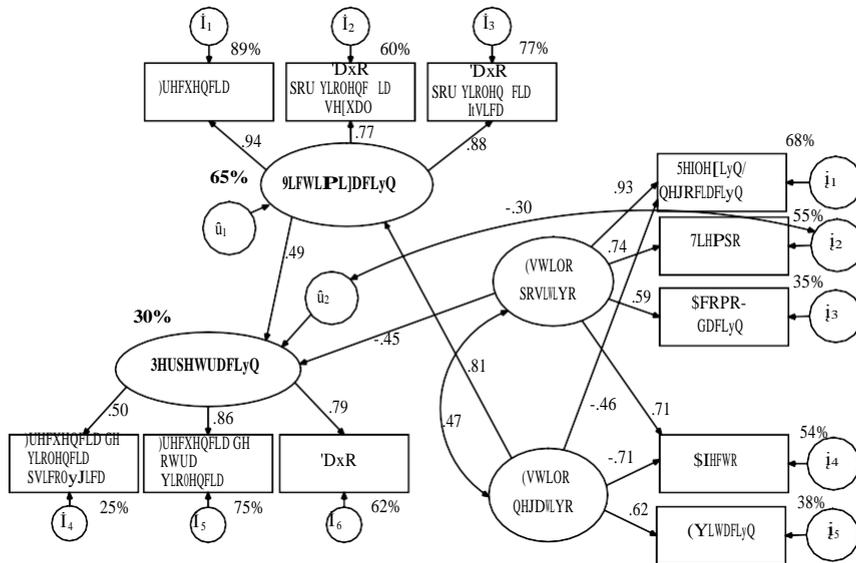


Fuente: elaboración propia.

**Invarianza de los dos modelos estructurales entre ambos sexos**

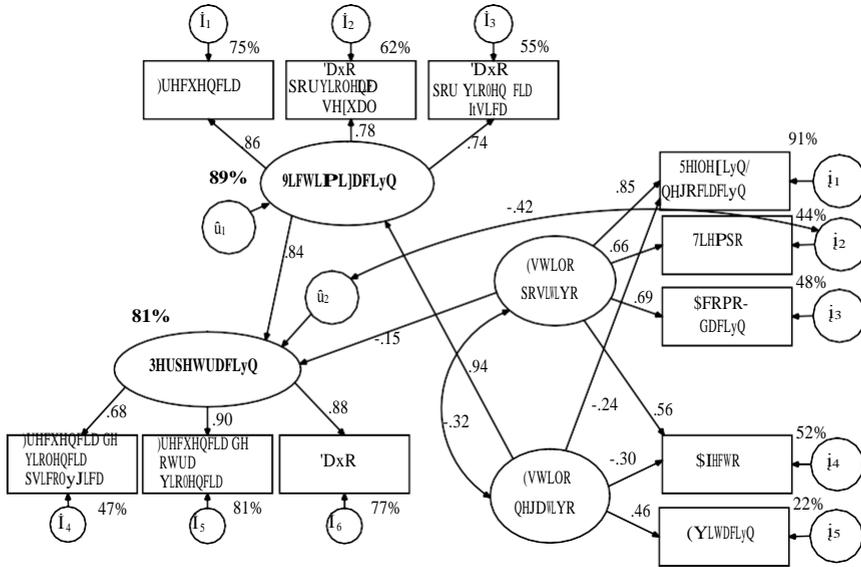
Se contrastó la invarianza del modelo estructural de regresión modificado entre ambos sexos. Todos los parámetros del modelo sin restricciones fueron significativos por ML y PCS en ambos sexos, salvo la varianza del residuo de predicción de perpetración y el residuo de medida de reflexión/negociación en hombres. La perpetración fue totalmente explicada por el estilo negativo  $\beta = .94$  y la reflexión/negociación por los estilos positivo  $\beta = .85$  y negativos  $\beta = -.24$  en hombres. En el modelo sin restricciones, la correlación entre los dos factores fue positiva en mujeres  $\rho = .47$ ,  $p = .008$  por ML y  $p = .012$  por PCS y negativa en hombres:  $\rho = -.32$ ,  $p = .043$  por ML y  $p = .023$  (véanse figuras 5 y 6).

Figura 5. Modelo estructural de regresión modificado sin restricciones en mujeres.



Fuente: elaboración propia.

Figura 6. Modelo estructural de regresión modificado sin constricciones en hombres.



Fuente: elaboración propia.

En los modelos anidados de este modelo de regresión estructural, el residuo de perpetración permaneció no significativo en hombres hasta constreñir los residuos estructurales y el de reflexión/negociación hasta constreñir los residuos de medida. La correlación entre los dos factores fue positiva, pero no significativa al constreñir las varianzas-covarianzas estructurales o los residuos estructurales en ambos sexos. Esta correlación positiva sí fue significativa al constreñir los residuos de medida. La bondad de ajuste fue significativamente mayor en el modelo sin constricciones que en los cinco modelos con constricciones:  $p < .002$ . En el modelo sin constricciones el ajuste fue de bueno — $p$  de Bollen-Stine,  $\chi^2/df$ ,  $NFI$ ,  $NNFI$ ,  $CFI$  y  $RMSEA$ — a adecuado — $GFI$ ,  $AGFI$  y  $SRMR$ —, aunque la bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado:  $p = .001$ . En el modelo con constricciones en los pesos estructurales el ajuste fue aceptable, aunque la bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado:  $p < .001$ . En los restantes modelos anidados, la bondad de ajuste no se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine, ni por la chi-cuadrado, y varios índices tomaron valores de mal ajuste (véase tabla 5).

También se contrastó la invarianza del modelo factorial modificado. Todos los parámetros del modelo sin constricciones fueron significativos por ML y PCS en mujeres. En el modelo sin constricciones en hombres, el efecto del estilo positivo



sobre perpetración no fue significativo —  $\beta = .02$ ,  $p = .835$  por ML y  $p = .830$  por PCS—, así como tampoco la varianza de dos residuos de medida —de reflexión/negociación y perpetración—. La no significación del peso de medida se debió al tamaño de efecto unitario del estilo negativo sobre perpetración en hombres —  $\beta = .94$ — cuando fue mediano en mujeres:  $\beta = .44$ . También cabe destacar entre las diferencias en el modelo sin constricciones que la correlación entre las dos variables latentes fue negativa en hombres — $r = -.30$ ,  $p = .049$  por ML y  $p = .006$  por PCS— y positiva en mujeres —  $r = .51$ ,  $p = .005$  por ML y  $p = .004$  por PCS—, como en la muestra conjunta:  $r = .28$ ,  $p = .018$  por ML y  $p = .041$  por PCS. Debido a esta marcada diferencia, la correlación entre ambos factores no fue significativa al constreñir las varianzas-covarianzas —  $r = -.05$ ,  $p = .674$  por ML y  $p = .655$  por PCS en ambas muestras—, pero sí al constreñir los pesos de medida:  $r = .29$ ,  $p = .011$  por ML y  $p = .015$  por PCS en ambas muestras. La bondad de ajuste del modelo sin constricciones se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine — $p = .100$ — y con una  $p > .010$  por la chi-cuadrada. *AGFI* tomó un valor de ajuste aceptable y los demás índices mostraron buen ajuste. No obstante, la bondad de ajuste empeoró significativamente en los tres modelos con constricciones en comparación con la del modelo sin constricciones. En los modelos con constricciones en las varianzas-covarianzas y residuos el ajuste fue malo (véase tabla 6).

### **Correlaciones entre los índices de violencia y estilos de manejo de conflictos, parcializando el otro rol de violencia o el otro estilo de manejo de conflictos**

Debido a que los dos estilos tuvieron mayor correlación con el índice de perpetración que con el índice de victimización cuando los modelos estructurales mostraron mayor efecto sobre victimización que perpetración, se estimaron las correlaciones parcializando el otro índice de violencia o el otro estilo de manejo de conflictos para comprender mejor esta discrepancia.

En la muestra conjunta, la correlación entre los índices de victimización y perpetración fue significativa, positiva y baja:  $r[240] = .23$ ,  $p < .001$ . Al parcializar el efecto del índice de perpetración, la correlación del índice de victimización con estilo negativo descendió a baja, pero siguió siendo significativa y positiva; y con estilo positivo continuó siendo no significativa. Al parcializar el efecto del índice de victimización, la correlación del índice de perpetración con estilo negativo descendió, pero siguió siendo significativa, positiva y moderada; y con estilo positivo se mantuvo como significativa, negativa y moderada. Con estas parcializaciones, las correlaciones de ambos estilos permanecieron más altas con el índice de perpetración que con el de victimización (véase tabla 7).



Tabla 7. Correlaciones parciales entre índices de violencia y estilos de manejo de conflictos

91ROHQFLD	&RHL	7RWDI		OXMHUHV		+RPEUHV	
		326	1 (*	326	1 (*	326	1 (*
EQGLFH	U	-.051 <sup>QV</sup>	.309 <sup>***</sup>	.105 <sup>QV</sup>	.243 <sup>**</sup>	-.374 <sup>***</sup> (-	.491 <sup>**</sup>
GH YLROHQFLD	(U <sub>s</sub> )	(.059 <sup>QV</sup> )	(.221 <sup>***</sup> )	(.202 <sup>*</sup> )	(.177 <sup>QV</sup> )	.064 <sup>QV</sup>	(.144 <sup>QV</sup> )
VXIUFGD	U <sub>s</sub> †	>.420 <sup>***</sup> †	>.503 <sup>***</sup> †	>.545 <sup>***</sup> †	>.575 <sup>***</sup> †	>.142 <sup>QV</sup> †	>.368 <sup>***</sup> †
EQGLFH	U	-.375 <sup>***</sup> (-	.419 <sup>***</sup>	-.329 <sup>***</sup> (-	.331 <sup>***</sup>	-.461 <sup>***</sup>	.563 <sup>**</sup>
GH YLROHQFLD	(U <sub>s</sub> )	.376 <sup>***</sup> )	(.365 <sup>***</sup> )	.368 <sup>***</sup> )	(.289 <sup>***</sup> )	(-.297 <sup>***</sup> )	(.345 <sup>***</sup> )
BMHUFGD	U <sub>s</sub> †	>-.039 <sup>QV</sup> †	>.206 <sup>***</sup> †	>-.108 <sup>QV</sup> †	>.112 <sup>QV</sup> †	>.091 <sup>QV</sup> †	>.374 <sup>***</sup> †

FRUHDYQ GH 3HDVVRQ, (U<sub>s</sub>) s † FRUHDYQ SDUFDQ GH JLVKHU, SDUFDQJDQGR HI RWUR HVUOR GH PDQHR GH FRQULFRV. 326  
 YLROHQFLD, U<sub>s</sub> † FRUHDYQ SDUFDQ GH JLVKHU, SDUFDQJDQGR HI RWUR HVUOR GH PDQHR GH FRQULFRV. 6LJQLFDLYQ GH (U<sub>s</sub>)  
 (VUOR SRVUOR GH PDQHR GH FRQULFRV \ 1 (\* (VUOR QHDWLYR GH PDQHR GH FRQULFRV. 6LJQLFDLYQ GH (U<sub>s</sub>)  
 FRUHDYRQHV: QV S ! .05, \* S " .05, \*\* S " .01, \*\*\* S " .001. )XHQWH: HODERUDLYQ SURS.D.

En mujeres, la correlación entre los índices de victimización y perpetración fue significativa, positiva y baja:  $r[120] = .243, p = 0.007$ . Al parcializar el efecto del índice de perpetración, la correlación del índice de victimización con estilo negativo descendió y pasó a ser no significativa; por el contrario, con estilo positivo se incrementó y pasó a ser significativa. Al parcializar el efecto del índice de victimización, la correlación del índice de perpetración con estilo negativo descendió a baja, pero siguió siendo significativa y positiva; y con estilo positivo se incrementó y siguió siendo significativa, negativa y moderada. Con estas parcializaciones, las correlaciones permanecieron más altas con el índice de perpetración que con el de victimización (véase tabla 7).

En hombres, la correlación entre los índices de victimización y perpetración fue muy grande:  $r[120] = .727, p < 0.001$ . Al parcializar el efecto del índice de perpetración, la correlación del índice de victimización con estilo negativo descendió y pasó a ser no significativa, al igual que con estilo positivo. Al parcializar el efecto del índice de victimización, la correlación del índice de perpetración con estilo negativo descendió a moderada, pero siguió siendo significativa y positiva; y con estilo positivo disminuyó a baja, pero siguió siendo significativa y negativa. Con estas parcializaciones, las correlaciones permanecieron más altas con el índice de perpetración que con el de victimización (véase tabla 7).

En las tres muestras, la correlación entre los dos estilos fue muy alta: de -.82 a -.88. Al parcializar el efecto del estilo negativo, la correlación entre el estilo positivo y el índice de victimización se incrementó y pasó a ser significativa en la muestra conjunta y de mujeres; en hombres pasó a ser positiva, pero permaneció no significativa; y la correlación entre el estilo positivo y el índice de perpetración descendió y dejó de ser significativa en las tres muestras con esta parcialización. Al parcializar el efecto del estilo positivo, la correlación entre el estilo negativo y el índice de victimización se incrementó en la muestra conjunta y de mujeres, pero





disminuyó en hombres; y la correlación entre el estilo negativo y el índice de perpetración disminuyó en las tres muestras (véase tabla 7). La parcialización del otro estilo mostró mayor correlación con el índice de victimización que con el de perpetración.

## Discusión

Con respecto al primer objetivo de estudiar la relación bivariada entre manejo de conflictos y ambos roles de violencia, se hallaron asociaciones significativas. Ante una situación conflictiva se realizan esfuerzos para controlarla. Acorde a las expectativas (Díaz, R. y R. Sánchez, 2002; Moral, J. y F. López, 2011; Roco, G. G. Baldi y G. Álvarez, 2014), el uso de la estrategia de evitación y el mostrar un estilo negativo se asocian con mayor perpetración y mayor victimización. La evitación y el estilo negativo perpetúan y agravan los conflictos y pueden generar irritabilidad y violencia en pareja; a su vez, la falta de afecto y de reflexión/negociación que el estilo negativo conlleva, propician actos de violencia hacia la pareja (Moral, J. y F. López, 2011; Roco, G. G. Baldi y G. Álvarez, 2014). Por el contrario, el uso de las estrategias de reflexión/negociación, búsqueda del momento oportuno y expresión de afecto y el mostrar un estilo positivo se asocian con menor perpetración; además, con el uso de las estrategias de expresión de afecto y acomodación y el mostrar un estilo positivo se asocian con menor victimización; por lo tanto, el estilo positivo previene la violencia, debido a que permite la resolución de los conflictos e incrementa el ajuste diádico (Díaz, R. y R. Sánchez, 2002).

Los estilos de afrontamiento correlacionaron más con el índice de perpetración que con el de victimización; no obstante, en los modelos estructurales el efecto fue mayor sobre victimización que sobre perpetración. Esta contradicción podría atribuirse a la correlación significativa entre los dos índices de violencia. No obstante, al parcializar el efecto del índice de victimización, la correlación del manejo de conflictos y el índice de perpetración siguió siendo significativa; cuando al parcializar el efecto del índice de perpetración la correlación del manejo de conflictos y el índice de victimización dejó de ser significativa. Así, estos análisis de parcialización de la varianza no contradicen, sino confirman la mayor asociación del manejo de conflictos con el índice de perpetración que con el de victimización; por lo tanto, la contradicción no es atribuible a la correlación entre los dos índices de violencia. Podría ser atribuida a la correlación significativa y alta entre los dos estilos de manejo de conflictos, esto es, obtenidos por suma de puntuaciones. Al parcializar el efecto de un estilo en la correlación del otro estilo con el índice de victimización, esta se incrementó en la muestra conjunta y de mujeres; por el contrario, esta



parcialización disminuyó las correlaciones con el índice de perpetración en las tres muestras. Asimismo, en hombres, la parcialización del estilo positivo generó un mayor descenso en las correlaciones con el índice de perpetración que con el de victimización. Una vez que se parcializa el efecto del otro estilo de manejo de conflictos, la correlación es mayor con el índice de victimización que con el de perpetración, por lo que la contradicción es atribuible a la correlación entre los estilos de manejo de conflictos, e indica que al dominar un estilo en detrimento del otro aumenta el riesgo de victimización, no así si están ambos presentes.

Contrario a las expectativas, una vez que se parcializó el efecto del estilo negativo, la correlación entre el estilo positivo y el índice de victimización fue positiva en las tres muestras, esto es, el estilo positivo actúa como un factor de riesgo de victimización, lo que se evidenció como significativo en mujeres y en la muestra conjunta. El mostrar exclusivamente un estilo positivo de manejo de conflictos actúa como riesgo de victimización. Desde los dos modelos estructurales, esta situación es más frecuente en mujeres que en hombres, ya que la correlación entre ambos estilos fue negativa en mujeres, evidenciando que se excluyen; cuando en hombres fue positiva, evidenciando que coexisten. Esto habla de un rasgo de dureza o masculinidad que ha sido señalado como característico de las relaciones interpersonales en la cultura mexicana (Torre, A., R. Ojeda y C. Maya, 2004; García, T., 2008).

Entre las estrategias, la mayor asociación se presentó con evitación y entre los estilos con el negativo. El evitar hablar y negociar los conflictos y adoptar un estilo de manejo negativo —evitación, falta de expresión de afecto y falta de reflexión/negociación— provoca sobre todo victimización, aunque también incrementa la perpetración de violencia, principalmente en hombres; por lo que sería importante evaluar e intervenir en estos aspectos en parejas que acuden a terapia o enfocar las intervenciones preventivas sobre los mismos. Consecuentemente, estos datos prestan apoyo empírico al planteamiento de autores, como Elena Felipe y Benito León (2010), quienes proponen el desarrollo de un estilo de afrontamiento positivo en detrimento de uno negativo en ambos miembros de la pareja y sobre en todo en hombres.

Con respecto al segundo objetivo de comparar a ambos sexos en los promedios de estrategias y estilos de manejo de conflictos, no se hallaron diferencias significativas entre hombres y mujeres con un nivel de significación de .05. José Moral de la Rubia y Fuensanta López (2012) destacaron cómo el afecto podría constituir una diferencia importante entre los sexos, explicando cómo los hombres pueden usarlo para tratar de disminuir la tensión, pero tienden a ser poco cariñosos mientras no haya conflicto; por el contrario, las mujeres dan más muestras de



ternura y cariño, pero no cuando hay conflicto. Concordante con tal señalamiento, en la presente muestra, la diferencia que más se aproximó a la significación estadística fue la de la estrategia de afecto, cuya diferencia entre ambos sexos sería significativa con un nivel de significación de .10. La media fue mayor en hombres que en mujeres, es decir, la media de expresión de afecto como estrategia para manejar el conflicto con la pareja fue mayor en hombres. Dentro de los rasgos de la feminidad está el gusto por la expresión de amor y cariño; de ahí que sea una posible vía que el hombre puede usar de forma propositiva para suavizar una disputa con su pareja femenina.

Conforme a las expectativas culturalistas (Torre, A., R. Ojeda y C. Maya., 2004; Rocha, T. y R. Díaz, 2005) y hallazgos de otros estudios en México (Comisión Nacional para Prevenir y Erradicar la Violencia contra las Mujeres, 2012), la victimización fue significativamente mayor en mujeres y la perpetración fue significativamente mayor en hombres, lo que fue confirmado tanto por las comparaciones entre grupos independientes —mujeres versus hombres—, como por las comparaciones dentro de cada participante —victimización versus perpetración en mujeres u hombres—.

Con respecto al tercer objetivo de especificar y contrastar modelos estructurales de relación entre manejos de conflictos y violencia de pareja, en el presente estudio se distinguieron dos estilos de manejo de conflictos: positivo y negativo. El estilo positivo o centrado en la relación coincide totalmente en su configuración con el factor obtenido por José Moral de la Rubia y Fuensanta López (2011), usando la misma escala; no obstante, se observan diferencias en el estilo negativo. En el estudio de Moral de la Rubia y López (2011), la acomodación fue indicador del estilo negativo, pero no en el presente estudio, ya que generaba una solución no admisible. En su lugar se especificó la falta de afecto como indicador del estilo negativo; de este modo se evitó que el factor quedase con un número insuficiente de indicadores —dos— y se logró que la solución fuese admisible y mostrase buen ajuste a los datos. El afecto y reflexión/negociación fueron compartidos por ambos factores, pero con cargas de signo opuesto. Al compartir ambos factores estas dos estrategias, se puede interpretar que el contenido de ambos hace referencia a aspectos afectivos y vinculares de la relación, en uno con un sentido positivo de fomento de la integración y en el otro con un sentido negativo de desapego; de ahí que no se empleara el término de estilo centrado en relación versus estilo pasivo, como usaron José Moral de la Rubia y Fuensanta López (2011), sino estilo positivo versus negativo.

La acomodación o ceder sin verdadero convencimiento quedó dentro del modelo de medida del estilo positivo, cuando debería estar dentro del modelo de medida



del estilo negativo o pasivo por su contenido. Este hecho podría ser atribuido a la cultura mexicana, en la cual la acomodación parece formar parte de un estilo afable para fomentar una relación positiva y la obediencia hacia una autoridad, como señala Rogelio Díaz Guerrero (2003).

Tanto el modelo estructural de regresión como el modelo factorial tuvieron un ajuste aceptable a los datos en la muestra conjunta o contraste unigrupo. En ambos modelos es plausible la misma modificación para mejorar el ajuste y hacer que este sea bueno. Esta modificación consiste en correlacionar un residuo de medida y un residuo de predicción, por lo que es un complemento externo al modelo especificado. La correlación entre los residuos indica que la estrategia de buscar el momento oportuno para expresar las desavenencias, inconformidades, frustraciones o resentimientos y plantear los conflictos se asocia con menor perpetración, ello con independencia del estilo positivo centrado en sostener o mantener la relación. Debido a la naturaleza residual de esta correlación, la posible variable mediadora es inespecífica y requiere indagación. Podría tratarse de un rasgo general de prudencia o inteligencia social que se manifiesta en las relaciones interpersonales en general, sin ser específico a la relación con una pareja íntima. Para comprobar esta hipótesis interpretativa se podría aplicar una escala de impulsividad disfuncional (Burnett-Heyes, S. et al., 2012) o una escala de inteligencia socioemocional (Bar-On, R., 2006) y parcializar su efecto en la correlación entre tiempo y perpetración.

Debe señalarse que esta correlación entre residuos fue negativa en ambos sexos en todos los modelos anidados en el contraste multigrupo del modelo estructural de regresión y del modelo factorial, con una magnitud ligeramente mayor en hombres que en mujeres; fue significativa en todos los modelos anidados en hombres, pero no en los modelos con constricciones en los pesos de predicción y varianzas-covarianzas en mujeres, lo que contribuye a la variación del modelo entre ambos sexos al requerirse que las varianzas-covarianzas estructurales fuesen equivalentes. Esta variación indica que el hipotético rasgo opera con mayor efecto en hombres que en mujeres.

Con respecto al cuarto objetivo de contrastar la invarianza del modelo estructural de relación entre manejo de conflictos y violencia, el modelo con mejores propiedades de invarianza entre ambos sexos fue el de predicción, el cual a su vez tuvo mayor parsimonia que el factorial. Las propiedades de invarianza fueron aceptables al requerirse igualdad —constricción— en los pesos de medida y pesos de predicción entre ambos sexos, cuando en el modelo factorial fueron peores al constreñir los pesos de medida, debido a que el bajo nivel de perpetración no fue un indicador significativo del estilo positivo en hombres.



Las diferencias o variaciones más significativas entre ambos sexos surgieron en el modelo varianzas-covarianzas y en los residuos. En relación con las varianzas-covarianzas estructurales, la correlación entre ambos factores tuvo signo opuesto en uno u otro sexo. En hombres la correlación fue positiva, lo que indica que ambos estilos coexisten, aunque se diferencian probablemente en relación con situaciones específicas; por el contrario, la correlación fue negativa en mujeres, lo que indica que ambos estilos se excluyen, es decir, la mayor definición de un estilo implica la menor definición del otro. En relación con los residuos de medida, el estilo negativo tuvo más peso sobre sus indicadores en mujeres que en hombres, salvo en perpetración. En hombres el estilo negativo quedó fuertemente definido por la perpetración. También el estilo positivo tuvo más peso sobre sus indicadores en mujeres que en hombres, especialmente sobre perpetración, que no fue un indicador significativo en hombres. Esto hace que el modelo factorial tenga peores propiedades de invarianzas entre ambos sexos, ya que la perpetración y su residuo forman parte del modelo de medida. Por lo tanto, predecir un efecto protector del estilo positivo sobre la perpetración posee mayor invarianza entre ambos sexos que considerar la perpetración como un indicador de ambos estilos. Al especificarse como indicador, la perpetración de violencia es muy característica del estilo negativo en hombres, pero nada característica de su estilo positivo; cuando en mujeres es característica de ambos estilos, aunque con signo opuesto, ligeramente más del estilo negativo — = .44— que del estilo positivo: = -.38.

La correlación entre perpetración y victimización fue positiva en ambos sexos y con mayor magnitud en hombres que en mujeres, como se esperaba. En el modelo estructural de regresión —que tuvo buen ajuste en la muestra conjunta y propiedades aceptables de invarianza entre ambos sexos a nivel de constricciones en pesos de predicción— se definió una relación de violencia reactiva, como en el estudio de José Moral de la Rubia y Fuensanta López (2012). Al recibirse violencia de la pareja se responde con violencia, pero la pareja no incurre nuevamente en violencia, evitándose así un círculo vicioso o de escala de la violencia. El tamaño del efecto de la victimización sobre la perpetración fue muy grande en hombres y mediano en mujeres. Por lo tanto, las mujeres de este estudio perpetran violencia y reaccionan a la violencia, aunque con menor frecuencia que su pareja masculina, y en el balance las mujeres son más víctimas que victimarios.

Llama la atención que el peso de medida de la victimización sobre daño sufrido por violencia sexual sea un aspecto claramente invariante entre ambos sexos. Esto se debe a que se evaluó rechazo sexual y no coerción sexual. Parece que el rechazo sexual por la pareja íntima afecta mucho y por igual a ambos sexos. Probablemente se interprete como falta de afecto y de pérdida de atractivo ante la



pareja íntima. Tal vez si se evaluase coerción sexual se encontraría mayor variación entre ambos sexos, con más peso en mujeres que en hombres.

Como una de las 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, esto es, población general mexicana o latina. Se previene sobre la generalización de estos resultados a poblaciones clínicas. Todos los datos fueron de autorreporte, esto es, percepciones de los participantes y pueden diferir de datos obtenidos a través de observaciones.

En conclusión, las estrategias de evitación y acomodación correlacionaron más con victimización que con perpetración, mientras que las estrategias de afecto, reflexión/negociación y tiempo correlacionaron más con perpetración que con victimización. Ambos estilos de manejo de conflictos correlacionaron más con perpetración que con victimización; no obstante, al parcializar el efecto de un estilo en la correlación del otro estilo con los índices de victimización o perpetración se reveló mayor correlación con victimización que con perpetración, como también mostró el modelo estructural de regresión. Las estrategias y estilos de manejo de conflictos tienen mayor efecto sobre victimización que sobre perpetración en mujeres y muestra conjunta, aunque el estilo negativo tiene mayor efecto sobre perpetración en hombres. No hubo un perfil diferencial entre ambos sexos en niveles de estrategias y estilos de manejo de conflictos, pero sí en los índices de violencia. Las mujeres reportaron más victimización y los hombres más perpetración. Otra diferencia notable entre ambos sexos fue que los dos estilos de manejo de conflictos coexisten en hombres, pero se excluyen en mujeres dentro de un modelo de violencia reactiva, en el cual el estilo positivo predice menor perpetración con un tamaño de efecto mediano, y el estilo negativo predice mayor victimización con un tamaño de efecto muy grande. Esta violencia reactiva resultó más definida en hombres que en mujeres. Aunque las mujeres perpetran y reaccionan a la violencia de su pareja, son más víctimas que victimarios en un ambiente en el cual mostrar un estilo positivo de manejo de conflictos en detrimento de un estilo negativo actúa como riesgo de victimización, posiblemente por ser interpretado como debilidad.

Se sugiere pues fomentar un estilo positivo de manejo de conflictos en detrimento de un estilo negativo en ambos miembros de la pareja, con mayor acento en hombres, para prevenir la violencia dentro de la pareja, ya sea por medio de asesorías de pareja o en grupos prenupciales.



## Bibliografía

- Archer, John. (2006). «Cross-cultural Differences in Physical Aggression between Partners: a Social-role Analysis», *Personality and Social Psychology Review*, 10 (2), pp. 133-153. DOI:10.1207/s15327957pspr1002\_3
- Bar-On, R. (2006). «The Bar-On Model of Emotional-social Intelligence (ESI)». *Psicothema*, 18 (supl. 1), pp. 13-25.
- Bonem, M., K. Stanley y M. Corbin. (2008). «A Behavioral Approach to Domestic Violence», *Journal of Behavior Analysis of Offender and Victim: Treatment and Prevention*, 1, pp. 210-213.
- Burnett-Heyes, S., R. J. Adam, M. Urner, L. van der Leer, B. Bahrami, P. M. Bays y M. Husain. (2012). «Impulsivity and Rapid Decision-making for Reward», *Frontiers in Psychology*, 3 (153), pp. 1-11. DOI:10.3389/fpsyg.2012.00153
- Byrne, Barbara M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications and Programming*, 2ª ed., Mahwah, Nueva Jersey, Erlbaum.
- Castro, Roberto, e Irene Casique. (2005). «Violencia de pareja contra las mujeres en México: una comparación entre encuestas recientes», *Notas de Población*, 35 (87), pp. 35-61.
- Comisión Nacional para Prevenir y Erradicar la Violencia contra las Mujeres, 2012, *Estudio nacional sobre las fuentes, orígenes y factores que producen y reproducen la violencia contra las mujeres*, Ciudad de México, Secretaría de Gobernación.
- Díaz Guerrero, Rogelio. (2003). *Bajo las garras de la cultura*, Ciudad de México, Trillas.
- Díaz Loving, Rolando y Rozzana Sánchez Aragón, 2002, *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*, Ciudad de México, Miguel Ángel Porrúa.
- Dutton, Donald y Tonia Nicholls. (2005). «The Gender Paradigm in Domestic Violence Research and Theory: Part 1 - The Conflict of Theory and Data», *Aggression and Violent Behavior*, 10, pp. 680-714. DOI:10.1016/j.avb.2005.02.001
- Ellis, Paul. (2010). *The Essential Guide to Effect Sizes: An Introduction to Statistical Power, Meta-analysis and the Interpretation of Research Results*, Cambridge, Reino Unido, Cambridge University Press.
- Felipe, Elena y Benito León. (2010). «Estrategias de afrontamiento del estrés y estilos de conducta interpersonal», *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 10, pp. 245-257.



Folkman, Susan. (2011). *The Oxford Handbook of Stress, Health and Coping*, Nueva York, Oxford University Press.

García Campos, Tonatiuh. (2008). «Cultura tradicional y masculinidad feminidad», *Interamerican Journal of Psychology*, 42 (1), pp. 59-68.

Li, Cindy Ellen, Raymond DiGiuseppe y Jeffrey Froh. (2006). «The Roles of Sex, Gender, and Coping In Adolescent Depression», *Adolescence*, 41 (163), pp. 409-415.

López, E. J., Jones, D. L., Villar-Loubet, O. M., Arheart, K. L. y S. M. Weiss. (2010). «Violence, Coping and Consistent Medication Adherence in HIV-positive Couples», *AIDS Education and Prevention*, 22, pp. 61-68. DOI:10.1521/aeap.2010.22.1.61

Miracco, M. C., Rutzstein, G., Lievendag, L., Arana, F. G., Scappatura, M. K., Elizathe, L. y E. Keegan. (2010). «Estrategias de afrontamiento en mujeres maltratadas: La percepción del proceso por parte de las mujeres», *Anuario de Investigaciones*, 17, pp. 59-67.

Moral de la Rubia, José y Fuensanta López. (2011). «Escala de estrategias de manejo de conflictos de 34 ítems: propiedades psicométricas y su relación con la violencia en la pareja», *Revista Peruana de Psicometría*, 4 (1), pp. 1-12.

Moral de la Rubia, José y Fuensanta López. (2012). «Modelo recursivo de reacción violenta en parejas válido para ambos sexos», *Boletín de Psicología*, 105, pp. 61-74.

Moral de la Rubia, José, Fuensanta López, Rolando Díaz Loving y Yessica Ivet Cienfuegos. (2011). «Diferencias de género en afrontamiento y violencia en la pareja», *Revista CES de Psicología*, 4 (2), pp. 29-46.

Moral de la Rubia, José y Sandra Ramos. (2015). «Propiedades psicométricas de un cuestionario de violencia sufrida y ejercida de pareja», *DAENA: International Journal of Good Conscience*, 10 (2), pp. 109-128.

Oxtoby, Claire. (2012). *Taking a Cultural Perspective on Intimate Partner Violence*, tesis de doctorado, Marquette University, Milwaukee, WI, Estados Unidos de América. Disponible en: [http://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1215&context=dissertations\\_](http://epublications.marquette.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1215&context=dissertations_)

Rocha, Tania E., y Rolando Díaz Loving. (2005). «Cultura de género: la brecha ideológica entre hombres y mujeres», *Anales de Psicología*, 21, pp. 42-49.

Roco, Gemma, Graciela Baldi y Graciela Álvarez. (2014). «Afrontamiento y alexitimia



en una muestra de mujeres víctimas de violencia familiar en San Luis, Argentina», *Alternativas en Psicología*, 17 (29), pp. 32-43.

Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo*, 4ª ed., Ciudad de México, Trillas.

Straus, Murray A. (2007). «Processes Explaining the Concealment and Distortion of Evidence on Gender Symmetry in Partner Violence», *European Journal of Criminal Policy and Research*, 13, 227-232. DOI:10.1007/s10610-007-9060-5

Torre, Arcelia de la, Rosina Ojeda y Carlos Javier Maya. (2004). *Construcción de género en sociedades con violencia: un enfoque multidisciplinario*, Ciudad de México, Miguel Ángel Porrúa.