

ESCALA DE ESTRATEGIAS DE MANEJO DE CONFLICTOS DE 34 ÍTEMS: PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y SU RELACIÓN CON VIOLENCIA EN LA PAREJA

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA
FUENSANTA LÓPEZ ROSALES*

Recibido: 2 de mayo de 2011

Revisado: 25 de julio de 2011

Aceptado: 4 de noviembre de 2011

RESUMEN

Esta investigación tuvo como objetivos: estudiar la estructura dimensional y consistencia interna de la Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos (EEMC-34; Arnaldo, 2001), describir su distribución y ver su relación con violencia recibida y ejercida en la pareja. Se aplicaron la escala EEMC y un cuestionario de violencia en la pareja (Vargas, 2008) a una muestra no probabilística de 223 mujeres y 177 hombres. Se obtuvo una estructura de cinco factores correlacionados consistentes y con ajuste adecuado a los datos. Dos factores de segundo orden subyacen a estos cinco: estilo constructivo centrado en la preservación de la relación y afrontamiento pasivo. Un modelo de violencia reactiva desencadenada por un estilo de afrontamiento pasivo, contribuyendo un déficit de afrontamiento activo en el ejercicio de la violencia, tuvo buen ajuste a los datos. En conclusión, la escala fue consistente y mostró evidencias de validez.

Palabras clave: Violencia, pareja, afrontamiento, psicometría, género.

ABSTRACT

The goals of this investigation were to study the dimensional structure and internal consistency of the Scale of Conflict Managing Strategies (SCMS-34; Arnaldo, 2001), to describe its distribution, and to see its relationship with received and exercised domestic violence. The SCMS-34 scale and the Couple Violence Questionnaire (Vargas, 2008) were applied to a non-probabilistic sample of 223 women and 177 men. We obtained a structure of five correlated factors that were consistent and with an adequate fit to the data. Two second-order factors underlie these five: constructive style centered on the preservation of the relationship and passive coping style. A reactive violence model unfettered by a passive coping style, contributing an active coping deficit to the exercised violence, had a good fit to the data. In conclusion, the scale was consistent and showed evidence of validity.

Key words: . Violence, couple, coping, psychometrics, gender.

* Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL).
c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460.
Monterrey, Nuevo León, México.
Teléfono: (81) 8333 8233. Ext. 423. Fax. Ext. 103.
Correo electrónico: moral@hotmail.com
Correo electrónico fuensanta.lopez57@yahoo.com.mx

Se define afrontamiento como los esfuerzos cognoscitivos y/o conductuales que se desarrollan para manejar las demandas específicas externas o internas generadoras de estrés; se distingue entre estrategia como una modalidad de afrontamiento contingente a la situación y estilo como un conjunto de estrategias asociadas con varias situaciones, de ahí que la estrategia es más específica y cambiante frente al estilo que es más general y estable dentro de cada persona. Como estilo de afrontamiento se suelen distinguir: centrado en el problema y centrado en la emoción. El primero se refiere a los esfuerzos dirigidos a la fuente del estrés para modificarla o eliminarla, buscando una solución; suele tener los efectos más positivos para las relaciones y la salud. El segundo se refiere a los esfuerzos encaminados a regular emociones derivadas de la situación, buscando un efecto paliativo; así proporciona peores resultados. Se observa asociación del género masculino con el estilo centrado en el problema y del femenino con el centrado en la emoción (Folkman, 2011).

Existen varios instrumentos generales para medir afrontamiento; no obstante, las investigaciones en áreas concretas del comportamiento obtienen mejores resultados en la medida que manejan instrumentos más específicos al objeto de investigación. En el estudio de las relaciones de pareja se ha desarrollado en México un instrumento para medir el afrontamiento denominado *Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos*. Arnaldo (2001), dentro de la línea de investigación de Díaz-Loving, tras un estudio cualitativo con preguntas abiertas, elabora inicialmente 79 ítems con formato tipo Likert para evaluar estrategias de afrontamiento en conflictos de pareja. Al aplicar un análisis de componentes principales, se definen 7 componentes con 62 ítems con saturaciones mayores a .30 por el criterio de la interpretación y consistencia interna: *comunicación y negociación*, = .94, *automodificación*, = .84, *muestras de afecto*, = .90, *evitación*, = .82, *reflexión racional*, = .73, *acomodación*, = .72, y *separación o tiempo*, = .63. En 2001 Arnaldo ya plantea, y en estudios posteriores se opta, por reducir el número de ítems a 34. Una solución de seis factores parece definirse de forma más clara,

agrupándose en uno los de comunicación-negociación y reflexión (Cienfuegos, 2011).

Este instrumento ha sido validado en relación con los estilos de comunicación y satisfacción en la pareja (Carrillo, 2004), así como el apoyo social y la violencia (Cienfuegos, 2011). Se suele manejar 6 ó 7 factores de primer orden, e incluso una puntuación total. No obstante, se carece de estudios que determinen sus factores de segundo orden o estilo de afrontamiento y justifiquen la puntuación total, a su vez la estructura dimensional nunca ha sido estudiada por técnicas de análisis factorial confirmatorio.

La investigación en violencia doméstica se ha centrado mucho en el aspecto del ser víctima y en concreto en la mujer golpeada (Johnson & Ferraro, 2000; Velásquez, 2003). Cuando se sabe que no es un fenómeno unidireccional (Archer, 2002) y que las teorías que sobredimensionan los aspectos de la cultura patriarcal y la asimetría de poder de género cuentan con apoyo empírico limitado en los países occidentales en el presente (Dutton & Nicholls, 2005), aunque éstos no dejan de ser determinantes relevantes (Vargas, 2008). Hay propuestas teóricas que hablan de los círculos de violencia ante los problemas de cohesión y convivencia (estresores) que enfrentados de forma inadecuada conducen a dinámicas negativas (Bonem, Stanely & Corbin, 2008; Díaz & Sánchez, 2002). Debe señalarse que la investigación contemplando ambos sexos tanto en los aspectos de violencia recibida como ejercida en ámbitos cotidianos es exigua, a lo que puede contribuir la perspectiva de género dominante en el campo de estudio (Dutton & Nicholls, 2005).

Esta investigación tiene como objetivos contrastar la estructura de seis factores correlacionados propuesta para la Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos en su versión de 34 ítems (Arnaldo, 2001; Cienfuegos, 2011), determinar factores de segundo orden o probar la posibilidad de un puntaje total, estimar los valores de consistencia interna y describir las distribuciones de los factores con sus diferencias entre sexos; además estudiar la relación de los factores

con la violencia ejercida y recibida a través de correlaciones bivariadas y modelos predictivos.

Se espera valores de consistencia interna altos en los factores, una estructura de dos factores de segundo orden (estilo activo y pasivo), correlación entre los dos tipos de violencia. Se contrasta un modelo de violencia reactiva y otro de círculo vicioso. En el primero la violencia ejercida es determinada por la recibida y usualmente amortigua su efecto; en el segundo ambos tipos de violencia se determinan mutuamente con signo positivo, esto es, se incrementa una a la otra. En ambos el estilo pasivo predice recibir violencia por cúmulo de conflictos e irritabilidad en la pareja; el déficit de estilo activo pronostica ejercer violencia, como una forma no asertiva de imponerse o defenderse.

Entre las pretensiones de este estudio se puede destacar el hecho de profundizar en la estructura dimensional de Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos, en su versión de 34 ítems, aportar un modelo que integre los dos tipos de violencia con afrontamiento, considerando en qué grado es diferencial entre hombres y mujeres, y finalmente observar cuál modelo se ajusta mejor a los datos: uno de violencia reactiva o uno de círculo vicioso.

Método

Participantes

Se emplea una muestra no probabilística incidental de 400 participantes voluntarios (223 mujeres y 177 hombres) con pareja heterosexual (matrimonio, noviazgo o cohabitación), que residen en Monterrey y su zona metropolitana, Nuevo León, México.

Instrumentos

Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos, versión breve (EEMC; Arnaldo, 2001; Cienfuegos, 2011). Consta de 34 ítems con un rango de respuesta de 1 (nunca) a 5 (siempre). Se compone de seis factores: Reflexión-Comunicación con ocho ítems: 3, 6, 12, 18, 19, 22, 26 y 33, Afecto con cinco ítems: 2, 9, 16, 20 y 29, Tiempo con seis ítems: 7, 15, 24, 25, 28 y 30, Evitación con cinco ítems: 4, 8, 14, 23 y 34,

Automodificación con cinco ítems: 1, 10, 11, 17 y 32, y Acomodación con cinco ítems: 5, 13, 21, 27 y 31.

Cuestionario de Violencia en la Pareja (Vargas, 2008). Por una parte evalúa violencia recibida de la pareja. Esta primera parte se compone de 27 ítems con un rango de cinco puntos, de 1 (nunca) a 5 (siempre). En la presente muestra la consistencia interna de los 27 ítems es alta, $\alpha = .96$, al igual que la de sus cuatro factores (violencia física, psicológica, económica o sexual), variando de .89 a .87, con un promedio de .88. Las distribuciones del puntaje total y sus cuatro factores son asimétricas positivas y apuntadas, alejándose de la normalidad. Por otra parte el cuestionario evalúa violencia ejercida contra la pareja. Esta segunda parte se compone de once ítems con un rango de cinco puntos cada uno (de 1 nunca a 5 siempre) y dos factores: violencia psicológica y de otro tipo. En la presente muestra la consistencia interna de los once ítems es alta, $\alpha = .89$, al igual que la de sus dos factores, .88 y .74. Las distribuciones del puntaje total y los dos factores se alejan de una curva normal. Los perfiles son asimétricos positivos y apuntados.

Procedimiento

Las escalas se aplican de forma individual en las casas particulares, calles peatonales y parques públicos, 81% (325 de 400), así como en las salas de espera de instituciones socio-sanitarias, 19% (75 de 400), entre las que figura el Centro de Desarrollo Integral de la Familia (DIF) de Nuevo León, Hospital Universitario Dr. Eleuterio González, clínica #6 del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) y en la Unidad de Servicios Psicológicos de la Facultad de Psicología de Universidad Autónoma de Nuevo León. Se toma cierto porcentaje de la muestra en instituciones socio-sanitarias para garantizar una mayor varianza en las escalas de violencia. Las escalas son contestadas por los participantes y administradas por estudiantes de licenciatura de psicología. El trabajo de campo se realiza entre febrero y mayo de 2010. Se solicita el consentimiento informado para la participación en el estudio, garantizando el anonimato y confidencialidad de la información de acuerdo con las normas éticas de

la Asociación Psicológica Americana (APA, 2002).

Análisis estadísticos

Se aplica análisis factorial exploratorio (AFE) por Componentes Principales, rotando la matriz de componentes por el método Oblimin. A su vez se emplea análisis factorial confirmatorio (AFC) por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados. La consistencia interna se calcula por el coeficiente alfa de Cronbach. Se contrasta el ajuste de las distribuciones a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov. El modelo de senderos se estima por Mínimos Cuadrados Generalizados. Se contemplan cinco índices de ajuste para el análisis factorial confirmatorio y de senderos. Dos son descriptivos básicos: prueba ji-cuadrado (χ^2) y cociente entre ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/df); uno es poblacional de no centralidad: residuo cuadrático medio de aproximación (RMSEA) de Steiger-Lind; y dos son índices comparativos: índice de bondad de ajuste (GFI) de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida (AGFI). Los valores de buen ajuste para los índices son: p de $\chi^2 > .05$, $\chi^2/df < 2$, $RMSEA < .05$, $GFI > .95$ y $AGFI > .90$; y los valores adecuados son: p de $\chi^2 > .01$, $\chi^2/df < 3$, $RMSEA < .08$, $GFI > .85$ y $AGFI > .80$ (Moral, 2006). Los cálculos se realizan con los programas SPSS16 y AMOS7.

Resultados

Factores de primer orden de la Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos

Se inicia el estudio de la estructura dimensional de los 34 ítems en la muestra a través del análisis factorial exploratorio, empleando el método de Componentes Principales.

Por el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1) se definen ocho componentes que explican el 59.66% de la varianza total. Tras la rotación de la matriz de componentes por el método Oblimin, el primero está definido por siete ítems (1, 3, 6, 10, 12, 18 y 19) con consistencia interna alta, $\alpha = .82$, y con base en el contenido de los mismos se puede denominar *reflexión-comunicación*. El segundo está definido por

seis ítems (4, 7, 8, 11, 14 y 34) con consistencia interna adecuada, $\alpha = .68$, y se puede denominar *espera o evitación*. El tercero está definido por cinco ítems (2, 9, 16, 20 y 29) con consistencia interna alta, $\alpha = .89$, y se puede denominar *muestras de afecto*. El cuarto también está definido por cinco ítems (15, 17, 24, 30 y 32) con consistencia interna baja, $\alpha = .42$, y se puede denominar *búsqueda del momento oportuno*. El quinto está compuesto por dos ítems (13 y 27) con una consistencia adecuada, $\alpha = .68$, y refleja un contenido de *culpa*. El sexto está definido por dos ítems (25 y 28) con una consistencia interna adecuada, $\alpha = .63$, y muestra un contenido de *dilatación del tiempo*. El séptimo tiene dos ítems con cargas mayores a .40 (22 y 33) y otros dos con cargas mayores a .30 (23 y 26) con consistencia interna muy baja, $\alpha = .15$, y se puede denominar *búsqueda de soluciones*. El octavo está integrado por tres ítems (5, 21 y 31) con una consistencia interna adecuada, $\alpha = .66$, y se puede denominar *acomodación o sumisión*. Así esta solución posee dos factores con consistencia baja. La correlación más alta de $-.34$ aparece entre reflexión-comunicación y búsqueda del momento oportuno.

Por el criterio de Cattell (punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores iniciales) se pueden definir cinco componentes que explican el 50.13% de la varianza total. El primero está integrado por diez ítems (1, 3, 6, 10, 12, 18, 19, 22, 26 y 33) y se puede denominar *reflexión-comunicación*. El segundo está definido por ocho ítems (4, 8, 14, 23, 25, 28, 32 y 34) y se puede denominar *evitación*. El tercero está formado por cinco ítems (2, 9, 16, 20 y 29) y se puede denominar *muestras de afecto*. El cuarto está constituido por seis ítems (7, 11, 15, 17, 24 y 30) y se puede denominar *espera del tiempo oportuno*. El quinto está conformado por cinco ítems (5, 13, 21, 27 y 31) y se puede denominar de *acomodación*. Los valores de consistencia interna de los cinco factores son altos, variando de $.71$ a $.89$ (véase Tabla 1). La correlación más alta de $-.32$ aparece entre reflexión-comunicación y afecto, y le sigue la correlación de $-.30$ entre reflexión-comunicación y evitación.

Tabla 1

Matriz de patrones con 34 ítems y 5 factores (criterio de Cattell)

	C1	C2	C3	C4	C5
22. Hablo las cosas abiertamente.	.763	.014	.008	.098	.026
12. Le pido que entre los dos lleguemos a una solución.	.688	-.113	.066	-.028	-.042
3. Hablo con mi pareja.	.652	-.075	-.110	.045	.079
33. Busco las causas de las discusiones.	.648	.191	-.085	.082	.070
1. Analizo las razones de cada uno.	.639	.027	.000	-.078	-.045
18. Reflexiono sobre los motivos de cada uno.	.630	-.078	.069	-.247	-.101
19. Le doy una explicación de lo que sucedió.	.536	-.130	-.116	-.074	-.169
26. Discuto el problema hasta llegar a una solución.	.520	-.118	-.130	.014	.009
10. Procuero ser prudente.	.478	.027	-.128	-.271	.091
6. Acepto mis errores.	.457	.030	-.037	-.165	-.108
8. Me alejo.	-.016	.736	.067	-.021	.055
34. Me alejo de él/ella.	-.103	.696	.117	.077	.000
14. No le hablo.	.043	.671	.216	.076	-.005
28. Dejo pasar un tiempo.	-.007	.611	-.032	-.219	-.114
4. Cambio de tema.	-.268	.545	-.308	-.008	.001
25. Le pido que me dé tiempo.	.091	.523	-.015	-.209	-.020
32. Hago cosas que molestan a mi pareja.	-.032	.477	-.015	.413	-.176
23. Me muestro indiferente.	-.289	.466	.048	-.056	-.241
16. Lo(a) acaricio.	-.014	-.081	-.845	-.009	.001
20. Soy cariñoso/a.	.040	-.052	-.834	.010	-.056
9. Utilizo palabras cariñosas.	.067	-.038	-.801	-.058	-.010
2. Me muestro amoroso/a.	.045	.012	-.797	-.022	-.041
29. Le hago sentir que le(a) amo.	.136	-.139	-.700	-.018	-.018
17. Trato de mantenerme calmado.	.094	-.063	-.003	-.664	-.093
30. Espero el momento oportuno para hablar.	.105	-.043	-.125	-.643	-.050
15. Trato de darle tiempo.	.034	.148	-.079	-.615	-.112
7. Espero a que las cosas se calmen.	-.014	.107	-.002	-.597	-.074
24. Soy paciente.	.138	-.132	.017	-.516	.013
11. No discuto nada inmediatamente.	-.148	.306	-.095	-.493	.093
27. Acepto que yo tuve la culpa.	.008	-.140	.049	-.099	-.793
13. Acepto que quien está mal soy yo.	.060	-.151	.048	-.125	-.736
5. Termino cediendo sin importar quien se equivocó.	-.111	.153	-.133	.087	-.574
31. Hago lo que mi pareja quiere.	-.091	.196	-.200	.021	-.570
21. Cedo en algunas ocasiones.	.209	.244	-.125	.108	-.474
Número de ítems	10	8	5	6	5
	.848	.799	.892	.708	.717

Método de extracción: Componentes Principales. Rotación: Oblimín. La rotación convergió en 10 iteraciones. C1: reflexión-comunicación, C2: evitación, C3: afecto, C4: tiempo, y C5: acomodación.

Si se fuerza la solución a seis componentes, no se logra definir el de automodificación y aparece uno con consistencia interna baja. Con estos seis componentes se explica el 53.48% de la varianza total. El primero está definido por nueve ítems (1, 3, 10, 12, 18, 19, 22, 26 y 33) con consistencia interna alta, $\alpha = .84$, y por su contenido se puede denominar *reflexión-comunicación*. El segundo está integrado por ocho ítems (4, 8, 14, 23, 25, 28, 32 y 34) con consistencia interna alta, $\alpha = .80$, y

se puede denominar *evitación y negativismo*. El tercero está constituido por 5 ítems (2, 9, 16, 20 y 29) con consistencia interna alta, $\alpha = .89$, y se puede denominar *muestras de afecto*. El cuarto está definido por cinco ítems (7, 15, 17, 24 y 30) con consistencia interna alta, $\alpha = .71$, y se puede denominar *búsqueda del momento adecuado (tiempo)*. El quinto está conformado por 5 ítems (5, 13, 21, 27 y 31) con consistencia interna alta, $\alpha = .72$, y refleja un contenido de *acomodación o*

sumisión. El sexto está integrado por dos ítems (6 y 11) con consistencia interna baja, $\alpha = .18$, y puede denominar *atenuación del conflicto*. La correlación más alta de $-.31$ aparece entre reflexión-comunicación y afecto. Se contrasta por AFC el modelo original de seis factores correlacionados (Cienfuegos, 2011) y el generado a partir del AFE de cinco factores correlacionados (criterio de Cattell).

Se contrasta por AFC el modelo original de seis factores correlacionados (Cienfuegos, 2011) y el generado a partir del AFE de cinco factores correlacionados (criterio de Cattell). El modelo de seis factores correlacionados con los 34 ítems presenta varios problemas: un indicador del factor de evitación no es significativo (ítem 23), así como ninguna de las correlaciones de este factor con los 5 restantes. Además la correlación entre tiempo y automodificación es

perfecta, lo que refleja que subyace un único factor entre ambos. Asimismo para lograr una primera estimación de parámetros deben extraerse la correlación entre afecto y evitación. Cuando se eliminan los parámetros espurios todas las vías y correlaciones son significativas y el ajuste es de bueno, $2/gl = 1.91$, $RMSEA = .05$, a malo, $GFI = .86$, $AGFI = .84$ y $FD = 2.32$, persiste la correlación perfecta entre tiempo y automodificación, el factor de evitación queda independiente y se ha perdido el ítem 23.

El ajuste a los datos del modelo de 5 factores correlacionados con los 34 ítems, tras extraerse la correlación espuria entre el afecto y la evitación, es de bueno, $2/gl = 1.81$, $RMSEA = .04$, a adecuado, $GFI = .86$, $AGFI = .84$ y $FD = 2.35$; todos los parámetros son significativos y las correlaciones entre los factores varían de $-.17$ a $.51$ (véase Figura 1).

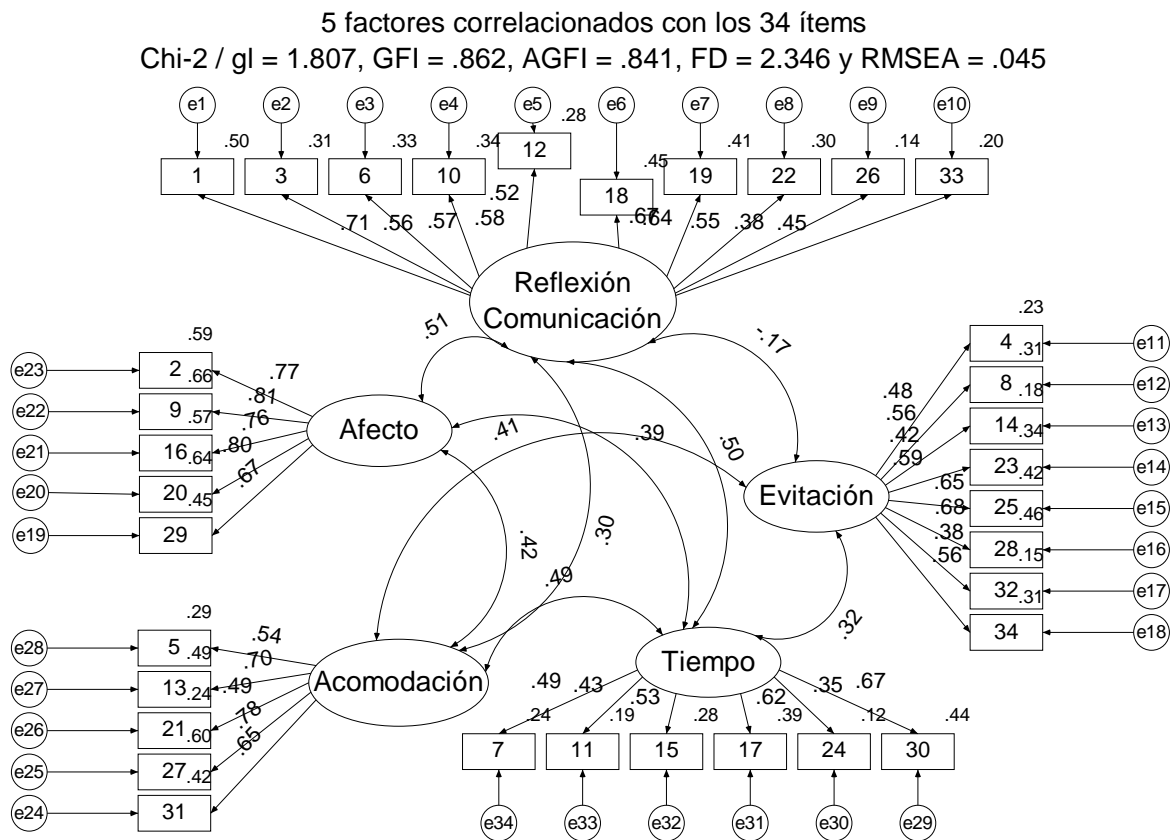


Figura 1. Modelo estandarizado de cinco factores correlacionados con 34 ítems en la muestra conjunta.

Se puede colegir que el modelo de cinco factores correlacionados tiene mejores propiedades de consistencia interna y ajuste a los datos que el de seis, de ahí que se contempla éste en el resto de los análisis de esta investigación.

Factores de segundo orden de la Escala de Estrategias de Manejo de Conflictos

Debido a la heterogeneidad de los cinco factores que integran la escala, se explora las dimensiones subyacentes a los mismos, con la expectativa de dos factores (estilos de afrontamiento activo y pasivo), y para probar si se justifica un puntaje total.

Al extraer los componentes desde las puntuaciones factoriales (método de regresión) se obtienen dos por el criterio de Kaiser que explican el 60.52% de la varianza total. El primero está definido por afecto, $h = .74$, reflexión-comunicación, $h = .68$, y búsqueda del momento adecuado, $h = .64$, y se puede denominar de *estilo de afrontamiento centrado en el problema, activo o positivo*; también presenta una saturación alta acomodación, $h = .51$; por lo tanto refleja un centrarse en emoción, creando un ambiente afable o positivo, incluso cediendo; de ahí que lo podemos denominar *centrado en la relación*. El segundo está definido por

escasa evitación $h = .86$, y acomodación $h = .56$, también muestra una saturación alta y con signo negativo la estrategia de reflexión-comunicación, $h = -.52$, así se puede denominar *estilo de afrontamiento pasivo o negativo*. A pesar de emplearse una rotación oblicua y que los factores de reflexión-comunicación y acomodación saturan alto en ambos componentes, éstos resultan independientes, $r = .02$.

Si la solución se fuerza a un factor se obtiene el primer componente de la solución bidimensional de *estilo de afrontamiento centrado en el problema, activo o positivo*; sólo la estrategia de evitación presenta saturación baja, $h = -.08$. Se contrasta el modelo de factores de segundo orden con dos estilos de afrontamiento independientes: el estilo activo o centrado en la relación indicado por las estrategias de afecto, reflexión-comunicación, tiempo y acomodación, y el estilo pasivo indicado por evitación, acomodación y falta de reflexión-comunicación. Si se estima con las puntuaciones de los factores como variables manifiestas (creadas por suma simple de ítems), al añadir una correlación entre el residuo de la estrategia de tiempo y evitación, el ajuste es bueno, $\chi^2(2) = 3.13$, $p = .21$; $2/gl = 1.57$; $FD = 0.01$, $GFI = 1$, $AGFI = .98$ y $RMSEA = .04$, y todos sus parámetros son significativos (véase Figura 2).

5 factores con 34 ítems jerarquizados a dos de orden superior
 $\chi^2(2) = 3.135$, $p = .209$, $\chi^2 / gl = 1.568$, $FD = 0.008$
 $GFI = .997$, $AGFI = .976$, $RMSEA = .038$

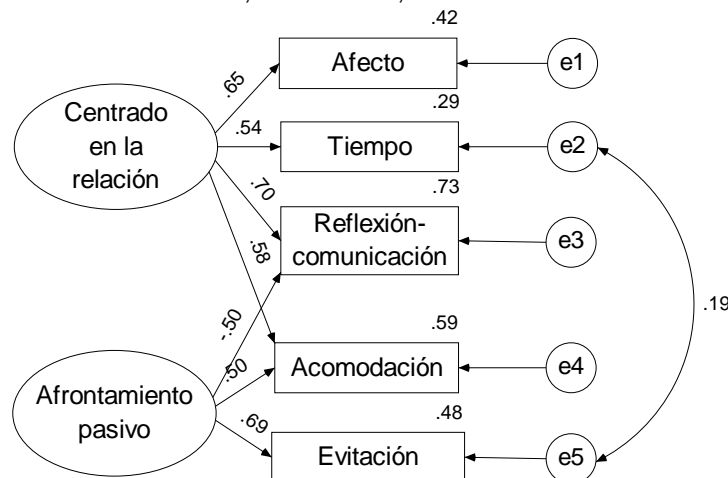


Figura 2. Modelo de factores de segundo orden en la muestra conjunta.

Desde estos resultados de análisis factorial de segundo orden se justifica dos puntuaciones totales independientes: de afrontamiento activo o centrado en la relación (afecto + tiempo + reflexión + acomodación) y de afrontamiento pasivo (acomodación + evitación + reflexión con las puntuaciones invertidas). La consistencia interna de los 26 ítem del factor de segundo orden de estilo de afrontamiento activo es alta, $\alpha = .88$, al igual que la de los 23 ítems del estilo de afrontamiento pasivo, introduciendo las puntuaciones invertidas en los ítems de reflexión, $\alpha = .82$.

se ajustan a una curva normal, al igual que las distribuciones de las estrategias de tiempo y evitación tanto en hombres y mujeres como en la muestra conjunta. La distribución de la estrategia de afecto se ajusta a una curva normal en las muestras de hombres y mujeres, pero no en la conjunta. La distribución de la estrategia de reflexión-comunicación presenta normalidad en hombres y la acomodación en mujeres. Los promedios de los estilos y estrategias de afrontamiento son equivalentes entre hombres y mujeres, salvo en afecto y acomodación, los hombres presentan mayores medias, esto es, emplean con más frecuencia estas dos estrategias ante los conflictos de pareja (véase Tabla 2).

Distribución de los factores y diferencia por sexos

Las distribuciones de los dos estilos de afrontamiento

Tabla 2

Descriptivos, contraste de normalidad y diferencia de medias entre sexos

	Reflexión	Evitación	Afecto	Tiempo	Acomodación	Activo	Pasivo
Muestra conjunta ($N = 400$)							
<i>M</i>	40.30	19.66	17.73	21.46	14.25	93.74	53.610
<i>Mdn</i>	41	19	18	22	15	94	54
<i>DE</i>	6.781	6.300	5.103	4.342	4.138	14.597	11.962
<i>Sk</i>	-0.691	0.247	-0.422	-0.272	-0.084	-0.259	-0.055
<i>K</i>	0.518	-0.286	-0.416	0.058	-0.040	0.122	-0.335
<i>Z_{K-S}</i>	1.580	1.238	1.542	1.214	1.493	0.661	.943
<i>p</i>	.014	.093	.017	.105	.023	.775	.336
Muestra de mujeres ($n = 223$)							
<i>M</i>	40.41	19.74	17.25	21.26	13.89	92.81	53.220
<i>Mdn</i>	42	19	17	21	14	93	54
<i>DE</i>	7.040	6.506	5.434	4.328	4.430	15.737	11.967
<i>Sk</i>	-0.821	0.252	-0.307	-0.252	0.249	-0.335	-0.019
<i>K</i>	0.912	-0.461	-0.688	0.080	-0.298	0.155	-0.496
<i>Z_{K-S}</i>	1.365	1.115	1.298	1.007	1.086	0.628	0.614
<i>p</i>	.048	.166	.069	.262	.189	.825	.845
Muestra de hombres ($n = 177$)							
<i>M</i>	40.16	19.56	18.33	21.71	14.70	94.90	54.102
<i>Mdn</i>	41	19	19	22	15	94	55
<i>DE</i>	6.456	6.047	4.596	4.359	3.701	12.971	11.972
<i>Sk</i>	-0.493	0.232	-0.519	-0.305	-0.647	0.042	-0.101
<i>K</i>	-0.151	-0.003	0.036	0.081	0.908	-0.539	-0.095
<i>Z_{K-S}</i>	1.185	0.713	1.245	1.002	1.519	0.898	0.839
<i>p</i>	.120	.689	.090	.268	.020	.396	.482
Diferencia de medias entre sexos							
<i>t</i>	-0.372(a)	-0.291(a)	2.157(b)	1.021(a)	1.998(b)	1.422(a)	0.732(a)
<i>gl</i>	398	398	396.377	398	396.932	398	398
<i>p</i>	.710	.771	.032	.308	.046	.156	.465

Muestra conjunta: EE de Sk = 0.122 y EE de K = 0.243; de mujeres: EE de Sk = 0.163 y EE de K = 0.324; y de hombres: EE de Sk = 0.183 y EE de K = 0.363. (a) Asumiendo igualdad de varianza. (b) Sin asumir igualdad de varianza.

Relación con violencia en la pareja: correlaciones bivariadas y análisis de senderos

La violencia recibida presenta correlaciones significativas con los dos estilos de afrontamiento en la muestra de hombres, mujeres y conjunta, también con las estrategias con excepción del tiempo en las tres muestras y el afecto en hombres. Por otra parte, la violencia ejercida tiene correlaciones significativas con los dos estilos de afrontamiento en las tres muestras, al igual que con las seis estrategias con la excepción de la acomodación en la muestra conjunta y de mujeres, y el afecto en la de hombres. Las correlaciones más altas aparecen con estilo pasivo, seguidas de las estrategias de evitación y reflexión. La correlación entre los dos tipos de violencia es moderada-alta, de .51 en mujeres, .59 en la conjunta y .69 en hombres.

Debe señalarse que los hombres, $M = 49.10$, $DE = 22.15$, reportan recibir significativamente, $t(398) = 2.60$, $p = .01$, más violencia que las mujeres, $M = 43.42$, $DE = 21.30$, y que el promedio de violencia ejercida es equivalente entre ambos sexos, $t(398) = 0.65$, $p = .52$. En ambos tipos de violencia al dividir el promedio por el número de ítems se obtiene aproximadamente 2 (rara vez), lo que corresponde a una baja frecuencia.

Se define un modelo de senderos (con variables manifiestas). La violencia recibida es predicha por el estilo de afrontamiento pasivo. La violencia ejercida es pronosticada por el estilo de afrontamiento activo y la violencia recibida. Ambos estilos de afrontamiento se consideran correlacionados. El ajuste es bueno en la modalidad unigrupo ($\chi^2(2) = 1.94$, $p = .38$, $2/df = 0.97$, $FD < 0.01$, $GFI = .99$, $AGFI = .99$, $NFI = .99$, $CFI = 1$ y $RMSEA < .01$) y multigrupo ($\chi^2(4) = 5.73$, $p = .22$, $2/df = 1.43$, $FD = 0.01$, $GFI = .99$, $AGFI = .96$, $NFI = .97$, $CFI = .99$ y $RMSEA = .03$) con todos los parámetros significativos en las tres muestras. La varianza explicada de la violencia recibida es de 23% en la muestra conjunta, 21% en mujeres y 27% en hombres, y de la violencia ejercida es de 41% en la muestra conjunta, 34% en mujeres y 53% en hombres. En la Figura 3 aparece el modelo estandarizado en la muestra

conjunta. La vía direccional del afrontamiento pasivo hacia el ejercicio de la violencia no es significativa, al igual que la vía del afrontamiento activo hacia recibir violencia, de ahí que no se incluyen en el modelo.

Si la vía de predicción se pone doble entre ambos tipos de violencia, sólo la dirección de la recibida hacia la ejercida es significativa. La vía de la predicción de la violencia recibida por la ejercida en la muestra conjunta toma un valor no significativo en la muestra conjunta, $B = -.31$, $EE = .30$, $CR = -1.03$, $p = .30$, al igual que en la muestra de mujeres, $B = 0.06$, $EE = 0.31$, $CR = 0.20$, $p = .84$, y de hombres, $B = -1.58$, $EE = 0.97$, $CR = -1.63$, $p = .10$; cuando la predicción de la violencia ejercida por la recibida es una vía significativa en la muestra conjunta, $B = 0.24$, $EE = 0.03$, $CR = 8.53$, $p < .01$, en la de mujeres, $B = 0.18$, $EE = 0.04$, $CR = 4.44$, $p < .01$, y en la muestra de hombres, $B = 0.33$, $EE = 0.04$, $CR = 8.08$, $p < .01$. El valor es de signo opuesto, esto es, la recibida incrementa la ejercida y la ejercida disminuye la recibida, siendo lo primero significativo y lo segundo no.

Discusión

En la presente muestra un modelo estructural de cinco factores de primer orden (reflexión/comunicación, evitación, acomodación, búsqueda de momento oportuno y muestras de afecto) y dos estilos de afrontamiento (activo y pasivo) con los 34 ítems resulta consistente y con ajuste de adecuado a bueno a los datos. Se recomienda el empleo de este modelo sobre soluciones de seis o siete factores (Arnaldo, 2001; Cienfuegos, 2011). No se justifica un puntaje total, por el contrario se sugiere emplear los puntajes de los dos estilos de afrontamiento: activo y pasivo. Ambos comparten el acomodarse, en el primero en un sentido de afabilidad, y en el segundo en un sentido de dejarse; además comparten la reflexión/comunicación, en el primero por su uso frecuente, y en el segundo por su desestimación o desuso. Por otra parte, en el estilo activo aparece el buscar el momento oportuno para decir las cosas y

mostrar afecto para resolver los problemas; de ahí que se enfoca a preservar la relación de una forma constructiva. En el estilo pasivo aparece la evitación del conflicto, lo que usualmente lo incrementa y genera resentimiento y

hostilidad en la pareja (Velásquez, 2003).

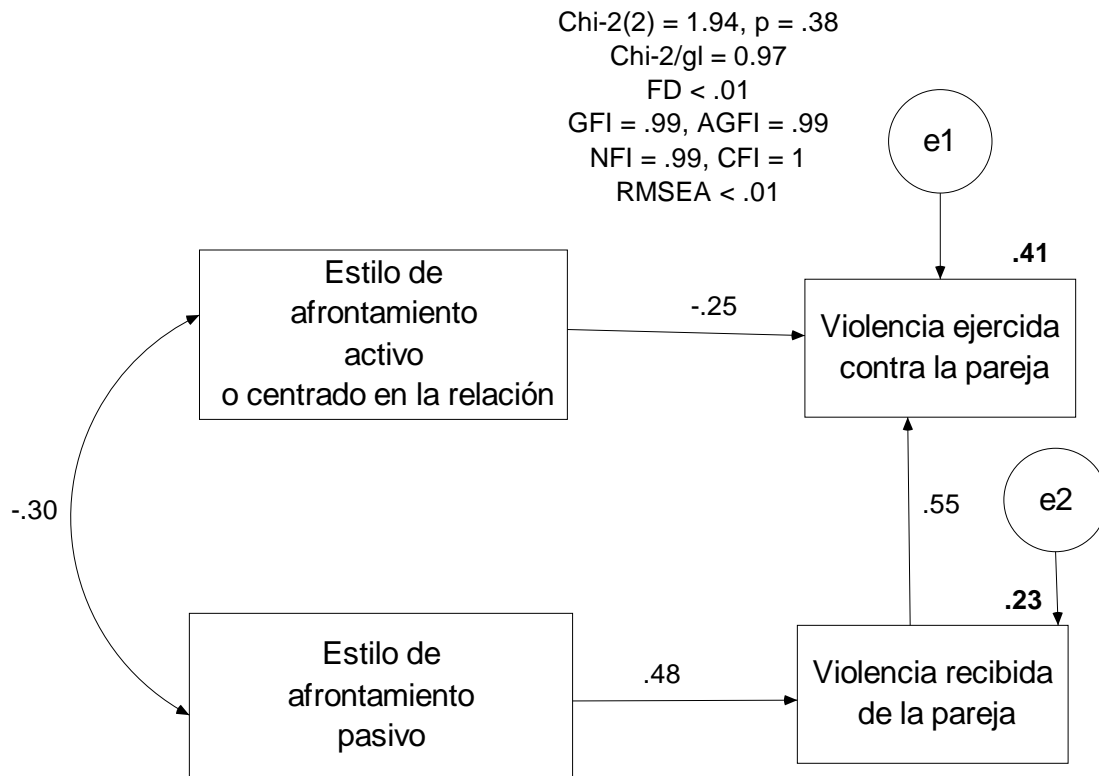


Figura 3. Modelo de violencia reactiva en la muestra conjunta.

Los estilos de afrontamiento son independientes al ser contemplados de forma aislada, pero pueden correlacionar al ser estudiados en su relación con otras variables, como la violencia. Así se observa que un estilo activo es más definido, cuanto menos se define el pasivo, y viceversa, cuando se incluyen dichos estilos en el modelo de violencia. Debe considerarse que ambos estilos comparten dos indicadores: acomodación con el mismo signo en ambos estilos y reflexión-comunicación con signo opuesto.

Las distribuciones de ambos tipos de estilos de afrontamiento se ajustan a una curva normal, lo que refleja un fenómeno adaptativo en la vida de pareja. Las diferencias entre los sexos son muy escasas. Sólo las estrategias de afecto y acomodación son diferenciales,

con mayores promedios en los hombres. Ambos pertenecen al estilo constructivo, por lo que se confirma parcialmente la expectativa de un estilo activo más definido en hombres (Chorot & Sandín, 2003; Folkman, 2011). Debe señalarse que en el contexto de la pareja las diferencias entre los sexos en afrontamiento son pequeñas, como revelan los estudios de Moral y Martínez (2009) y Arnaldo (2001).

El afrontamiento pasivo es crítico para recibir violencia. El evitar los conflictos, acomodarse sin luchar y desestimar la negociación y búsqueda conjunta de soluciones es el motor de la violencia, ya que incrementa los problemas entre los miembros de la pareja y la irritación en el otro. Aunque el déficit de afrontamiento activo no toma peso en el recibir

violencia sí es determinante de ejercer violencia, como una forma no asertiva de defender los intereses y pareceres propios. En ambos sexos el recibir violencia determina claramente su ejercicio. No se sostiene un modelo de violencia recíproca o de círculo vicioso de violencia (Bonem, Stanely & Corbin, 2008; Ladd, 2007). El modelo con buen ajuste es el de la violencia reactiva en ambos sexos, explicando más varianza en hombres, entre quienes la correlación entre ambos tipos de violencia es mayor. Se ejerce violencia como respuesta a la recibida. Al reaccionar violentamente se aminora la violencia recibida, con más peso en hombres que en mujeres, pero finalmente esta última vía carece de significación estadística en ambos sexos.

En esta muestra de clase media y escolaridad por encima del promedio estatal, hay poca violencia, los hombres se quejan recibir más violencia que las mujeres y ambos sexos la ejercen con la misma frecuencia (rara vez); de ahí que los datos apoyan las observaciones de Zarza y Froján (2005) de un patrón de violencia entre los dos miembros de la pareja, aunque el modelo con mejor ajuste es de violencia reactiva en comparación con el de círculo vicioso. Puede que con muestras de baja escolaridad y bajo estatus socio-económico la mujer reporte ser víctima de violencia con más frecuencia que el hombre (Nayaran, Chambers, Shah & Petesch, 2001; Olaiz, Rojas, Valdez, Franco & Palma, 2006).

Como limitaciones del estudio debe señalarse el carácter no probabilístico de la muestra. Aunque su tamaño grande nos permite alcanzar potencia alta en las pruebas de contraste, toda generalización debe manejarse como una hipótesis aplicable a una población semejante de gente joven con escolaridad e ingresos mayores al promedio nacional (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2005). A favor de nuestros datos cabe señalar los coeficientes de consistencia interna altos, el potencial de manejo numérico y la congruencia de la naturaleza de autoinforme de los mismos, cuando medidas de otra naturaleza pueden limitar la fuerza de las asociaciones por problemas metodológicos, de confiabilidad y validez cruzada.

En conclusión, la estructura dimensional de la escala con sus 34 ítems parece ser de cinco factores correlacionados consistentes y con ajuste adecuado a los datos. Subyace a los mismos dos factores de segundo orden: estilo constructivo centrado en la preservación de la relación y afrontamiento pasivo que finalmente se convierte en un determinante de violencia, especialmente en hombres. Se recomienda el empleo de los puntajes de estos dos estilos en lugar de un puntaje total para la escala; los cuales muestran distribuciones normales. Sólo aparece diferencia entre hombres y mujeres en las estrategias de afecto y acomodación, ambas integrantes del estilo constructivo. Los dos estilos son independientes en el modelo factorial, aunque comparten dos estrategias de afrontamiento (reflexión-comunicación y acomodación), por lo que pueden resultar correlacionados negativamente al ser estudiados en relación con otras variables, como la violencia. Un modelo de violencia reactiva desencadenada por un estilo de afrontamiento pasivo, a lo que contribuye un déficit de afrontamiento activo (falta de asertividad, tacto y perspectiva) en el ejercicio de la violencia, se ajusta bien en la presente muestra. Con base en estos datos se recomienda centrar el trabajo terapéutico, en las parejas con conflictos y violencia, en superar los rasgos del estilo pasivo de afrontamiento y desarrollar un estilo activo; asimismo se estimula el estudio y uso de la escala EEMC-34 en México y otros países de habla hispana.

Referencias

- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073.
- Archer, J. (2002). Sex differences in physically aggressive acts between heterosexual partners: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, 7(4), 313-351.
- Arnaldo, O. (2001). *Construcción y validación de un instrumento de conflicto para parejas*

- mexicanas. Tesis de licenciatura no publicada. México, DF: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Bonem, M., Stanely-Kime, K. L., & Corbin, M. (2008). A behavioral approach to domestic violence. *Journal of Behavior Analysis of Offender and Victim: Treatment and Prevention*, 1(4), 210-213.
- Carrillo-Medina, L. (2004). *Relación entre estilos de comunicación, manejo de conflicto y satisfacción en la relación de pareja*. Tesis de licenciatura no publicada. Puebla: Departamento de Psicología, Universidad de las Américas.
- Cienfuegos, M.Y. (2011). *Violencia en la relación de pareja: una aproximación desde el modelo ecológico*. Tesis doctoral no publicada. México, DF: UNAM.
- Díaz-Loving, R., & Sánchez-Aragón, R. (2002). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*. México: Miguel Ángel Porrúa.
- Dutton, D. G., & Nicholls, T. L. (2005). The gender paradigm in domestic violence research and theory: Part 1 - The conflict of theory and data. *Aggression and Violent Behavior*, 10(6), 680-714.
- Folkman, S. (2011). *The Oxford handbook of stress, health, and coping*. New York: Oxford University Press.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2005). *II Conteo de población y vivienda*. México, DF: INEGI.
- Johnson, M. P., & Ferraro, K. J. (2000). Research on domestic violence in the 1990s: Making distinctions. *Journal of Marriage and the Family*, 62(4), 948-963.
- Ladd, P. (2007). *Relationships and patterns of conflict resolution*. New York: University Press of America.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero & M. González (eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J., & Martínez, J. (2009). Reacción ante el diagnóstico de cáncer en un hijo: estrés y afrontamiento. *Psicología y Salud*, 19(2), 189-196.
- Nayaran, D., Chambers, R., Shah, M., & Petesch, P. (2001). *Voices of the poor, crying out for change*. Estados Unidos: Oxford University Press.
- Olaiz, G., Rojas, R., Valdez, R., Franco, A., & Palma, O. (2006). Prevalencia de diferentes tipos de violencia en usuarias del sector salud en México. *Salud Pública de México*, 48(Supl. 2), S232-S238.
- Sandín, B., & Chorot, P. (2003). Cuestionario de afrontamiento del estrés (CAE): desarrollo y validación preliminar. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(1), 39-54.
- Vargas, I. (2008). *Factores culturales, estructurales y psicológicos en la violencia doméstica: Un modelo explicativo*. Tesis de doctorado no publicada. México: UNAM.
- Velásquez, S. (2003). *Violencia cotidiana, violencia de género. Escuchar comprender, ayudar*. Buenos Aires, Argentina: Paidós.
- Zarza, M. J., & Froján, M. X. (2005). Estudio de la violencia doméstica en una muestra de mujeres latinas residentes en Estados Unidos. *Anales de Psicología*, 21(1), 18-26.

Agradecimientos:

A Carlos Díaz y José Luis Jasso, ex alumnos de la Facultad de Psicología de la UANL, por su ayuda en el trabajo de campo.