

## ESTILOS DE MENSAJES EN EL MANEJO DE CONFLICTOS EN ADOLESCENTES Y JÓVENES MEXICANOS

A.C.A. Luna y F.A.V. Laca

Alejandro César Antonio Luna Bernal es Doctor en Psicología por la Universidad de Colima (México) y Profesor-investigador del Departamento de Filosofía de la Universidad de Guadalajara. Francisco Augusto Vicente Laca Arocena es Doctor en Psicología por la Universidad del País Vasco (España) y Profesor-investigador de la Facultad de Psicología de la Universidad de Colima.

El Modelo de Doble Interés (*Dual Concern Model*) sobre estilos de manejo de conflictos es una de las aproximaciones más importantes en el estudio del conflicto interpersonal tanto en las organizaciones (Munduate, Ganaza y Alcaide, 1993; Rahim, 2002) como en otros

contextos relacionales (Buunk, Schaap y Prevo, 1990; Luna, Laca y Cedillo, 2012). En el marco de este modelo Ross y DeWine (1988) propusieron el *Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos* (*Ross-DeWine Conflict Management Message Style Instrument*, CMMS), contribuyendo con ello al desarrollo de una línea de investigación sobre el conflicto que pone el énfasis en la comunicación (Kimsey y Fuller, 2003; Mejía y Laca, 2006; Luna y Laca, 2010; Laca, Mejía y Mayoral, 2011).

Los estudios de validación del CMMS tanto en su versión en inglés como en su traducción a la lengua española se han llevado a cabo, fundamentalmente, con muestras de estudiantes universitarios (Ross y DeWine, 1988; Mejía y Laca, 2006; Laca et al., 2011). Por otra parte, haciendo notar la peculiaridad del lenguaje de los adolescentes, Kimsey y Fuller (2003) desarrollaron una versión del CMMS específica para este grupo de edad: el CONFLICTALK el cual ha sido traducido y validado para muestras de adolescentes hispanohablantes (Laca, Alzate, Sánchez, Verdugo y Guzmán, 2006; Garaigordobil, 2009b). Hasta donde ha llegado nuestra revisión no se han realizado estudios con muestras que

incluyan adolescentes y jóvenes conjuntamente. El presente trabajo toma una muestra conjunta de adolescentes (11 a 19 años) y jóvenes (20 a 25 años) de secundaria, bachillerato y licenciatura analizando los posibles efectos del género y de la edad en el uso de los estilos de mensajes en el manejo de conflictos. Como condición previa de dicho estudio se llevó a cabo un Análisis Factorial (exploratorio y confirmatorio) del CMMS con el fin de obtener información sobre la validez y confiabilidad de este instrumento en muestras hispanohablantes que abarquen el rango de edad señalado.

### ***El Modelo de Doble Interés sobre estilos de manejo de conflictos***

Los estilos personales de manejar los conflictos pueden definirse como las maneras en que las personas se comportan habitualmente frente a situaciones de conflicto (Laca, 2005; Vargas, Cabrera y Rincón, 1978) o, en otras palabras, como “los patrones de comportamiento que las personas utilizan para resolver conflictos” (Filley, 1985, p. 60). El interés por identificar y medir dichos estilos inicia con el trabajo de Blake y Mouton (1964, 1970) quienes establecieron las bases conceptuales del llamado Modelo de Doble Interés muy utilizado en la investigación sobre el análisis del conflicto, el cual ha generado diversas versiones (Buunk et al., 1990; Rahim, 1983; Ross y DeWine, 1988; Rubin, Pruitt y Kim, 1994; Thomas y Kilmann, 1974).

El Modelo de Doble Interés propone que el comportamiento que un individuo asume para enfrentar un conflicto interpersonal está orientado por la interacción de dos tipos de intereses o preocupaciones: a) el interés por los propios resultados y b) el interés por los resultados de las otras personas. En su versión del modelo, Thomas y Kilmann (1974) denominan asertividad (*assertiveness*) a la primera dimensión y cooperatividad (*cooperativeness*) a la segunda, identificando cinco estilos de manejo del conflicto: Competir, Acomodarse, Evitar, Comprometerse y Colaborar. Otras versiones del modelo contemplan, también, cinco (e. g., Rahim, 1983; Buunk et al., 1990), cuatro (e. g., Pruitt, 1983; Pruitt et al., 1994) o tres estilos de manejo de conflictos (Filley, 1985; Ross y DeWine, 1988). A pesar de las diferencias, estos y otros modelos de la misma orientación coinciden con el planteamiento básico de Blake y Mouton (1964, 1970) respecto a la relación entre los intereses en conflicto y los estilos con los cuales las personas les hacen frente (Sorenson, Morse y Savage, 1999).

### ***Estilos de mensajes en el manejo de conflictos***

Dado que el conflicto es un proceso dinámico de interacción, los investigadores han insistido en la importancia que en el conflicto tiene la comunicación (Dumlao y Botta, 2000; Folger y Jones, 1997). Como se-

ñala Mayer (2000) la comunicación está tanto en el corazón del conflicto como en el de su resolución y, si bien, la comunicación es tan sólo una parte en el proceso de resolución de un conflicto es, sin embargo, un elemento esencial.

Dentro de la perspectiva del Modelo de Doble Interés, y con el fin de identificar estilos de manejo del conflicto a través de los tipos de mensajes que las personas tienden a emplear en el curso de sus interacciones conflictivas, es que Ross y DeWine (1988) desarrollaron el *Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos* (CMMS, por sus siglas en inglés). El CMMS informa sobre tres estilos de mensajes para el manejo del conflicto: a) Centrado en Sí Mismo, cuando el sujeto asume una actitud competitiva o asertiva y refleja en sus mensajes un énfasis en los intereses propios; b) Centrado en el Problema, cuando en el manejo del conflicto el sujeto emite mensajes en los que asume una actitud de colaboración considerando que el conflicto se puede resolver satisfaciendo los intereses de ambas partes sin arriesgar la relación; y, c) Centrado en la Otra Parte, cuando el sujeto asume actitudes de acomodación emitiendo mensajes con los que manifiesta su voluntad de pasar por alto el problema y satisfacer a la otra parte (Ross y DeWine, 1988). El modelo de Ross y DeWine (1988) está basado en el Modelo de Doble Interés, aunque implica la reducción de cinco estilos a tres estilos básicos de comunicación en el conflicto. Womack (1988) destacaba como una de las fortalezas del CMMS, precisamente, esta orientación explícita hacia la comunicación.

En México, el CMMS ha sido traducido y validado con muestras de jóvenes participantes universitarios. En la ciudad de Colima, Colima (México), Mejía y Laca (2006) llevaron a cabo una traducción del CMMS a la lengua española y realizaron un estudio de validación mediante la técnica de Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con una muestra de 237 estudiantes universitarios (116 hombres y 121 mujeres) con rango de edad de 18 a 29 años, y media de 21. Sus resultados mostraron que la traducción española del CMMS reproducía la composición factorial del original.

Posteriormente, Laca et al. (2011) llevaron a cabo un nuevo estudio de validación con una muestra de estudiantes universitarios mexicanos y españoles ( $N = 441$ ) con media de edad en 21 años empleando la técnica de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Los autores concluyeron que el instrumento posee propiedades psicométricas adecuadas para ser empleado con muestras de hispanohablantes.

Por su parte, Kimsey y Fuller (2003) adaptaron los reactivos del CMMS al vocabulario característico de los adolescentes dando origen así al *CONFLICTALK Cuestionario para medir los estilos de mensajes en el manejo del conflicto*, el cual quedó compuesto por las mismas tres escalas del CMMS original. Dicho instrumento ha sido traducido y vali-

dado con muestras de adolescentes tanto en México (Laca et al., 2006) como en España (Garaigordobil, 2009b).

### ***Género, edad y estilos de mensajes en el manejo de conflictos***

En el conjunto de los estudios señalados en el apartado anterior se han observado algunos posibles efectos del género sobre los estilos de mensajes en el manejo de conflictos medidos con el CMMS o el CONFLICTALK. Laca et al. (2006) encontraron que los hombres tendían a puntuar más alto en el estilo Centrado en Sí Mismo mientras que las mujeres lo hacían en los estilos Centrado en el Problema y Centrado en la Otra Parte. En un sentido similar Garaigordobil (2009b, 2012) encontró diferencias estadísticamente significativas en el estilo orientado hacia sí mismo y orientado hacia el problema puntuando más alto los varones en el primero y las mujeres en el segundo. Por su parte, Mejía y Laca (2006) encontraron que las mujeres puntuaron significativamente más alto que los hombres en el estilo centrado en la otra parte.

Con relación a la edad, los estudios precedentes no han reportado diferencias significativas ni efectos de esta variable sobre los estilos de mensajes en el manejo del conflicto. Lo cual puede explicarse por el hecho, ya señalado, de que tales estudios no han considerado conjuntamente adolescentes y jóvenes. Solamente en el estudio de Luna y Laca (2010) los autores hicieron notar que las puntuaciones de los adolescentes participantes eran visiblemente más bajas en el estilo Centrado en el Problema que las puntuaciones de los jóvenes universitarios reportadas en el estudio de Laca et al. (2011).

### **Método**

#### ***Participantes***

La muestra ( $N = 1074$ ) estuvo compuesta por estudiantes de secundaria ( $n = 395$ ; 36.8%), bachillerato ( $n = 482$ ; 44.9%) y licenciatura ( $n = 197$ ; 18.3%), con rango de edad de 11 a 25 años ( $M = 16.23$ ,  $DT = 3.19$ ), de los cuales 501 (46.6%) fueron hombres y 573 (53.4%) mujeres. Los participantes pertenecían a diversas escuelas ubicadas dentro de la Zona Metropolitana de Guadalajara, Jalisco (México). En la Tabla 1 puede observarse la distribución por género y grupos de edad de los participantes.

#### ***Instrumento***

*Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (CMMS)* (Ross y DeWine, 1988; Laca et al., 2011).

Informa sobre la frecuencia con que los participantes perciben utilizar tres estilos de mensajes en el manejo de conflictos, según el modelo de

Ross y DeWine (1988). El instrumento se compone de 18 reactivos divididos en tres escalas: Centrado en Sí Mismo, Centrado en la Otra Parte y Centrado en el Problema. Cada uno de los reactivos es una oración que representa un mensaje dado por un individuo a su contraparte en una situación de conflicto interpersonal, por ejemplo: *¿No te das cuenta de lo ridículo que estás siendo con esa manera de pensar? No quiero seguir escuchando* (reactivo 1), *¿Cómo puedo hacerte sentir bien otra vez?* (reactivo 2) o *Estoy muy molesto por algunas cosas que están pasando; ¿podemos hablar sobre ellas?* (reactivo 3). Se le pide al participante que responda con qué frecuencia él ha utilizado, en sus conflictos, mensajes similares a los representados por cada reactivo. El formato de respuesta es una escala Likert de cinco puntos que va desde 1 *Nunca digo cosas como esto* hasta 5 *Generalmente digo cosas como esto*. Para su calificación se obtienen las medias y desviaciones típicas de los participantes en cada una de las tres escalas.

**Tabla 1**

Distribución por género y grupos de edad de los participantes (N = 1074).

<b>Grupo de edad</b>	<b>Hombres</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Total</b>
11 a 13 años	126 (48.6%)	133 (51.4%)	259 (24.1%)
14 y 15 años	108 (49.3%)	111 (50.7%)	219 (20.4%)
16 y 17 años	115 (42%)	159 (58%)	274 (25.5%)
18 y 19 años	81 (51.3%)	77 (48.7%)	158 (14.7%)
20 a 25 años	71 (43.3%)	93 (56.7%)	164 (15.3%)
Total	501 (46.6%)	573 (53.4%)	1074 (100%)

Como se señaló en la Introducción teórica del presente trabajo, el CMMS fue elaborado originalmente por Ross y DeWine (1988) trabajando con muestras de 585, 210 y 123 estudiantes universitarios con edades promedio de 20 años. Las autoras reportaron un índice de confiabilidad alfa de Cronbach de .76 para el total de la escala, y de .76, .72 y .73 para las escalas Centrado en Sí Mismo, Centrado en el problema y Centrado en la otra parte, respectivamente.

En su estudio de validación a la lengua española, Mejía y Laca (2006) reportaron una confiabilidad alfa para el total del cuestionario de .79 y de .75, .84 y .60 para las escalas Centrado en Sí Mismo, Centrado en el Problema y Centrado en la Otra Parte, respectivamente, así como una varianza total explicada de 50.01%.

Por su parte, Laca et al. (2011) reportaron confiabilidad alfa de Cronbach de .82, .79 y .69 para las escalas Centrado en Sí Mismo, Centrado en la Otra Parte y Centrado en el Problema, respectivamente, así como un índice de .78 para el total del cuestionario, con una varianza

total explicada de 49.06%. Cabe hacer notar que en la última validación confirmatoria de la traducción al español llevada a cabo por Laca et al. (2011), los reactivos 4 y 14 (de carácter evitativo) pasaron de la escala Centrado en la Otra Parte a la escala Centrado en Sí Mismo quedando, por tanto, conformadas cada una de estas dos escalas de cuatro y ocho reactivos respectivamente. La escala del estilo Centrado en el Problema quedó compuesta por los mismos seis reactivos de la versión original en inglés.

### **Procedimiento**

Previo autorización de las autoridades escolares, se solicitó a los participantes su colaboración voluntaria durante el horario de clases. Explicándoles el objetivo del estudio se les invitó a contestar con sinceridad, garantizándoles la absoluta confidencialidad de la información y su uso para fines exclusivamente científicos.

### *Análisis estadístico*

Con el fin de analizar la composición factorial subyacente a los reactivos de la escala utilizada se llevó a cabo un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) del CMMS con los datos de la muestra de estudio ( $N = 1074$ ). La pertinencia de la técnica del AFE para los datos muestrales se examinó a través de dos procedimientos: a) el chequeo de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin y b) la prueba de esfericidad de Bartlett. Enseguida se procedió a la extracción de factores comunes empleando el método de Componentes Principales con rotación VARI-MAX y se calcularon los índices de confiabilidad alfa de Cronbach para cada factor resultante.

Con el fin de confirmar la composición factorial del CMMS obtenida a través del AFE, se llevó a cabo un proceso de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) empleando el método de Máxima Verosimilitud. Siguiendo la recomendación de diversos autores (Ferrando y Anguiano, 2010; Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999; Herrero, 2010) relativa a utilizar varias medidas para evaluar la calidad del ajuste, en el presente trabajo se utilizaron las siguientes (se señalan entre paréntesis los valores de referencia, adecuados y óptimos, de cada una): a) el cociente entre  $J_i$  cuadrado y sus grados de libertad (adecuado  $J^2/df < 3$ , óptimo  $J^2/df < 2$ ); b) el residuo cuadrático medio de aproximación (adecuado  $RMSEA < .08$ , óptimo  $RMSEA < .05$ ); c) el Índice de Bondad de Ajuste de Jöreskog y Sörbom (adecuado  $GFI > .85$ ; óptimo  $GFI > .95$ ); y d) el Índice de bondad de ajuste en su modalidad corregida (adecuado  $AGFI > .80$ ; óptimo  $AGFI > .90$ ).

Con el fin de identificar posibles efectos de la edad y del género en las variables de estudio se llevó a cabo un Análisis de Varianza (ANOVA) multivariado bifactorial con diseño de  $5 \times 2$  (cinco niveles de edad

por dos de género). Se utilizó la Prueba Honestamente Significativa (HSD) de Tukey para el análisis *post-hoc*.

Todos los cálculos se llevaron a cabo utilizando los programas estadísticos SPSS 21 y AMOS 21.

## Resultados

Se realizó un primer Análisis Factorial Exploratorio (AFE) el cual dio por resultado cuatro factores con confiabilidades alfa de Cronbach de .83, .70, .72 y .48. Como puede observarse, la confiabilidad del cuarto factor resultó muy baja. Dicho factor, además, quedó conformado únicamente por los reactivos 4 y 14 y su varianza explicada era, también, muy baja (8.20%). Por todo lo anterior, se decidió prescindir de los mencionados reactivos 4 y 14, y repetir los análisis del CMMS sólo con 16 reactivos.

El segundo AFE dio por resultado tres factores con índices de confiabilidad de .83, .69 y .72 respectivamente, correspondiendo el primer factor al estilo Centrado en el Problema (reactivos 3, 5, 7, 11, 12 y 17), el segundo al estilo Centrado en Sí Mismo (reactivos 1, 8, 9, 10, 16 y 18) y el tercero al estilo Centrado en la Otra Parte (reactivos 2, 6, 13 y 15). Sin embargo, al realizar el correspondiente Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) los reactivos 1, 16 y 18 presentaron coeficientes de determinación relativamente bajos (de .18, .23 y .14, respectivamente). Al repetir todos los análisis prescindiendo de dichos reactivos se observó, además, que habría una mejoría de todos los indicadores de validez y confiabilidad. Por esta razón se decidió dejar el CMMS únicamente con 13 reactivos. Los resultados del AFE y el AFC de esta versión más corta del CMMS se presentan a continuación.

Se obtuvieron valores adecuados en la medida Kaiser-Mayer-Olkin de adecuación muestral y en la prueba de esfericidad de Bartlett ( $KMO = .87$ ;  $J^2_{(78)} = 3867.84$ ,  $p < .01$ ) indicando la pertinencia del Análisis Factorial Exploratorio. El método de extracción arrojó una solución de tres factores que explica en total el 56.10% de la varianza con un índice alfa de Cronbach de .79 para el total de la escala. El Factor I quedó conformado por los siguientes reactivos (carga factorial entre paréntesis): 11 (.78), 7 (.74), 5 (.73), 17 (.72), 12 (.66), y 3 (.57) con un autovalor de 3.30, una varianza explicada de 25.40% y un índice de confiabilidad alfa de .83. El Factor II quedó conformado por los reactivos 2 (.76), 13 (.73), 15 (.68), y 6 (.58) con un autovalor de 2.14, una varianza explicada de 16.49% y un índice de confiabilidad alfa de .72. Por último, el Factor III quedó conformado por los reactivos 9 (.79), 10 (.77) y 8 (.77) con un autovalor de 1.85, una varianza explicada de 14.20% y un índice de confiabilidad alfa de .68. El Factor I corresponde a los reactivos de la escala Centrado en el Problema, el Factor II a la escala del estilo Centrado en

la Otra Parte, mientras que el Factor III corresponde al estilo Centrado en Sí Mismo.

En el correspondiente AFC se confirmó este modelo trifactorial de 13 indicadores (reactivos). Como puede observarse en la Tabla 2, todas las cargas factoriales fueron superiores a .50 resultando significativos al nivel  $p > .001$ . Además todos los coeficientes de determinación estandarizados (varianza explicada) resultaron superiores al 30%, a excepción únicamente del reactivo 2 que tuvo un  $r^2$  de .28. Igualmente, resultaron adecuados todos los índices de bondad de ajuste pudiendo mantenerse la hipótesis de bondad de ajuste ( $J^2/gf = 3.21$ ,  $p > .001$ ;  $GFI = .97$ ,  $AGFI = .96$  y  $RMSEA = .05$ ). Las correlaciones del estilo Centrado en Sí Mismo con los estilos Centrado en la Otra Parte y Centrado en el Problema fueron de  $r = -.04$  y  $r = -.12$ , respectivamente. La correlación entre Centrado en el Problema y Centrado en Otra Parte fue de  $r = .74$ .

**Tabla 2**  
Análisis Factorial Confirmatorio del *Cuestionario sobre Estilos de Mensajes en el Manejo de Conflictos (CMMS)* ( $N = 1074$ ).

No.	Reactivo	Peso	$r^2$
<b>Estilo Centrado en el Problema.</b> Alfa = .83			
3	Estoy muy molesto por algunas cosas que están pasando; ¿podemos hablar sobre ellas?	.57	.33
5	¿Qué posibles soluciones podemos encontrar?	.68	.46
7	Hablemos y veamos cómo podemos manejar esta discusión.	.75	.56
11	Intentemos encontrar una solución que nos dé a cada uno algo de lo que queremos.	.72	.52
12	Esto es algo que tenemos que resolver; siempre estamos discutiendo sobre ello.	.58	.33
17	Pienso que necesitamos intentar comprender el problema.	.69	.48
<b>Estilo Centrado en la Otra Parte.</b> Alfa = .72			
2	¿Cómo puedo hacerte sentir bien otra vez?	.53	.28
6	Lamento mucho que te sientas herido(a); quizá tú tengas razón.	.68	.46
13	Cualquier cosa que te haga sentir mucho mejor está bien para mí.	.71	.50
15	Tienes razón... De todos modos no era importante... ¿Te sientes bien ahora?	.58	.34
<b>Estilo Centrado en Sí Mismo.</b> Alfa = .68			
9	Es tu culpa si yo fallo en esto, y jamás esperes alguna ayuda de mi parte cuando estés en un apuro.	.58	.48
10	¡No puedes hacerme (o decirme) eso; de todos modos es a mi manera. ¡Olvidalo!	.62	.39
8	¡Cállate, estás equivocado(a)! No quiero oír nada más de lo que tengas que decir.	.62	.39
Varianza explicada total: 56.10%			
Confiabilidad alfa total: .79			

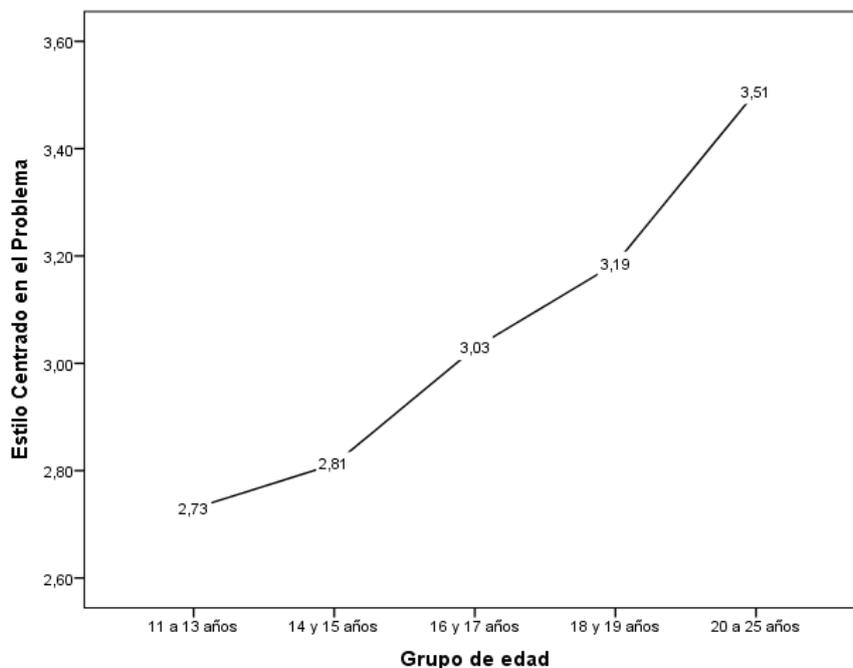
Con el fin de identificar posibles efectos de la edad y del género sobre los estilos de mensajes en el manejo de conflictos, se llevó a cabo un Análisis de Varianza (ANOVA) multivariado bifactorial con diseño de 5 x 2 (cinco niveles de edad por dos de género). No se encontraron efectos de interacción. Por lo que respecta a los efectos principales, se encontraron diferencias significativas de género para las variables de Centrado en el Problema ( $F_{(1/1073)} = 7.90, p < .01$ ) y Centrado en la Otra Parte ( $F_{(1/1073)} = 4.00, p < .05$ ). Asimismo, se encontraron diferencias significativas por edad para Centrado en el Problema ( $F_{(4/1073)} = 23.13, p < .01$ ) y Centrado en Sí Mismo ( $F_{(4/1073)} = 3.79, p < .01$ ). Se detallan a continuación estos resultados.

En el estilo Centrado en el Problema, las mujeres ( $M = 3.08, DT = 0.93$ ) puntuaron significativamente más alto que los varones ( $M = 2.92, DT = 0.91$ ). Asimismo, ellas ( $M = 2.95, DT = 0.91$ ) puntuaron también más alto que ellos ( $M = 2.83, DT = 0.90$ ) en el estilo Centrado en la Otra Parte.

Realizado el análisis *post hoc* de comparaciones múltiples entre los grupos de edad, la Prueba Honestamente Significativa (HSD) de Tukey mostró que en el estilo Centrado en Sí Mismo el grupo de 20 a 25 años puntuó significativamente más bajo ( $M = 1.58, DT = 0.65$ ) respecto del grupo de 16 y 17 años ( $M = 1.85, DT = 0.86$ ) ( $p > .01$ ) y respecto del grupo de 18 y 19 años ( $M = 1.85, DT = 0.87$ ) ( $p < .05$ ).

Por su parte, en el estilo Centrado en el Problema la Prueba Honestamente Significativa (HSD) de Tukey mostró lo siguiente. El grupo de 11 a 13 años difirió significativamente respecto de los otros cuatro grupos de edad al nivel  $p < .01$ . El grupo de 14 y 15 años difirió significativamente del grupo de 18 y 19 años, y del grupo de 20 a 25 años, ambos al nivel  $p < .01$ . Por último, los grupos de 16-17 y 18-19 años difirieron respecto del grupo de 20-25 años ( $p < .01$  y  $p < .05$ , respectivamente). Las puntuaciones Medias y Desviaciones Típicas obtenidas por los participantes fueron las siguientes: 2.73 (0.90), 2.81 (0.92), 3.03 (0.89), 3.19 (0.89) y 3.51 (0.78) para los grupos de 11 a 13 años, 14 y 15 años, 16 y 17 años, 18 y 19 años, y 20 a 25 años, respectivamente. En conjunto, tal y como puede apreciarse en la Figura 1, estos resultados muestran una tendencia bastante clara al aumento del estilo Centrado en el Problema conforme aumenta la edad.

**Figura 1**  
Medias del estilo Centrado en el Problema, según grupos de edad



### Discusión

El Análisis Factorial Exploratorio (AFE) llevado a cabo en el presente trabajo dio por resultado una estructura trifactorial del CMMS congruente con la literatura, la cual mostró niveles adecuados de varianza explicada total y de cada uno de los componentes, con cargas factoriales altas de todos los reactivos (entre .57 y .79). Además el análisis de la confiabilidad reveló índices alfa de Cronbach aceptables siendo .68 el más bajo.

En el correspondiente Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se confirmó este modelo trifactorial con 13 indicadores (reactivos). Todas las cargas factoriales fueron altas (superiores a .50) y estadísticamente significativas. Todos los coeficientes de determinación estandarizados (varianza explicada) resultaron aceptables (superiores al 30%) a excepción únicamente del reactivo 2 que estuvo cerca de alcanzar ese límite con una varianza explicada de 28%. En la ponderación del ajuste todos los índices considerados mostraron niveles óptimos pudiendo mantenerse la hipótesis de bondad de ajuste (García-Cueto, Pedro y Miranda, 1998; Hair et al., 1999; Ferrando y Anguiano, 2010).

En suma, una vez concluidos el AFE y el AFC, el presente trabajo proporciona evidencia para sustentar la probable estructura trifactorial del CMMS para muestras conjuntas de adolescentes y jóvenes hispanohablantes, correspondiendo dichos tres factores a los tres estilos de mensajes en el manejo de conflictos del modelo de Ross y DeWine (1988).

Con relación a los posibles efectos del género sobre los estilos de mensajes en el manejo de conflictos, en el presente estudio las mujeres adolescentes y jóvenes resultaron puntuar más alto que los varones en los estilos Centrado en el Problema y Centrado en la Otra parte. Estos dos estilos se caracterizan, desde la perspectiva del Modelo de Doble Interés, por tener una orientación hacia la cooperación que no se encuentra presente en el estilo Centrado en Sí Mismo. Consideramos, por tanto, que la cooperación podría ser la orientación común en la cual las mujeres jóvenes y adolescentes se distinguirían de los varones. Estos resultados son congruentes con los encontrados en estudios anteriores sobre estilos de manejo de conflictos donde se ha identificado una ligera tendencia de las mujeres hacia la acomodación, el compromiso y la colaboración mayor que la de los varones (Garaigordobil, 2012; Havenga, 2008; Laca, 2005; Laca y Alzate, 2004; Laca et al., 2006; Mejía y Laca, 2006; Poloski y Sontor, 2010; Rosenthal y Hautlalom, 1987). Mejía y Laca (2006) explicaron dichas diferencias apoyándose en los distintos roles de género en que son diferencialmente socializados hombres y mujeres: mientras a los hombres se les educa en actitudes más agresivas y competitivas, a las mujeres se les socializa hacia un mayor rechazo al conflicto y una mayor vinculación hacia los demás. Por otra parte, la existencia de estos procesos de socialización diferencial es un dato que la literatura ha reportado de manera consistente (Colás y Villacervos, 2007; Musitu, Román y Gutiérrez, 1996; Rocha, 2008).

Con relación a la edad, los estudios precedentes no habían reportado diferencias significativas ni efectos de esta variable sobre los estilos de mensajes en el manejo de conflictos. Sólo en el estudio de Luna y Laca (2010), en el que se aplicó el CMMS a una muestra ( $N = 290$ ) de bachilleres, los autores hicieron notar que las puntuaciones de los adolescentes participantes eran visiblemente más bajas en el estilo Centrado en el Problema que las puntuaciones de los jóvenes universitarios reportadas en el estudio de Laca et al. (2011). Estos resultados en la literatura pueden explicarse por el hecho, ya aludido, de que los estudios anteriores se habían realizado en muestras de adolescentes o de jóvenes, por separado, empleando por ello un rango de edad menor al considerado en el presente estudio. En cambio, al llevar a cabo un análisis de la edad en una muestra conjunta de adolescente y jóvenes, el presente estudio logró identificar un posible efecto de la edad sobre el estilo Centrado en el Problema. En efecto, los resultados del Análisis de Varianza llevado a cabo, junto con su correspondiente análisis *post-hoc*,

mostró evidencia para sustentar una posible tendencia al aumento del estilo Centrado en el Problema conforme aumenta la edad. Esta tendencia podría corresponder a un proceso de maduración de las competencias sociales desde la adolescencia temprana, pasando por la adolescencia media hasta la juventud. Dicho proceso de maduración podría explicar, también, la tendencia del estilo Centrado en Sí Mismo a disminuir desde la adolescencia media y tardía hacia la juventud en la cual habría que considerar, incluso, la correlación negativa entre este estilo y el estilo Centrado en el Problema hallada en el presente estudio ( $r = -.12$ ). El proceso de maduración de competencias sociales, desde la adolescencia hacia la juventud, ha sido documentado en el caso de variables que podrían estar asociadas a los estilos de manejo de conflictos, tales como la toma de decisiones (Hoffman, Paris y Hall, 1995; Vargas, Henao y González, 2007) o la empatía (Retuerto, 2002), entre otras. Sin embargo, serán necesarios estudios posteriores que se planteen como objetivo explícito el examinar dichas relaciones de manera sistemática, así como las implicaciones de la hipótesis de la maduración evolutiva de las competencias mencionadas la cual no está exenta de inconsistencias ni para el caso de la toma de decisiones (Jacobs y Klaczynski, 2002; Reyna y Farley, 2006; Steinberg y Cauffman, 1996) ni de la empatía (Garaigordobil, 2009a; Mestre, Frías y Samper, 2004), entre otras.

En conclusión, los resultados del presente estudio muestran la importancia de considerar muestras conjuntas de adolescentes y jóvenes en el estudio de los estilos de mensajes en el manejo de conflictos, particularmente en el análisis de la edad. En particular, proporciona evidencia sobre la validez y confiabilidad del CMMS en este tipo de muestras, y aporta datos de relevancia sobre los efectos del género y de la edad sobre los estilos de mensajes en el manejo de conflictos.

Dentro de las limitaciones del presente estudio cabe mencionar que fue llevado a cabo solamente con una muestra de adolescentes y jóvenes escolarizados, por lo cual cabría considerar para futuros estudios el analizar los estilos de mensajes en el manejo de conflictos en población no escolarizada así como contemplar otros grupos de edad, particularmente, adultos. Por lo ya mencionado durante la presente Discusión, será también útil en futuros estudios incorporar el análisis de algunas otras variables (por ejemplo, la empatía, la asertividad, la toma de decisiones, entre otras) que pudieran contribuir a profundizar en la explicación de la formación de competencias de manejo de conflictos en adolescentes y jóvenes.

### Referencias

- Blake R. R. y Mouton, J. S. (1964). *The Managerial Grid. Key orientations for Achieving production through people*. Houston, Texas: Gulf Publishing Company.
- Blake, R. R. y Mouton, J. S. (1970). The fifth achievement. *Journal of Applied Behavioral Science*, 6(4), 413-426. doi: 10.1177/002188637000600403

- Buunk, B. P., Schaap, C. y Prevoo, N. (1990). Conflict resolution styles attributed to self and partner in premarital relationships. *The Journal of Social Psychology*, 130(6), 821-823. doi: 10.1080/00224545.1990.9924634
- Colás, P. y Villaciervos, P. (2007). La interiorización de los estereotipos de género en jóvenes y adolescentes. *Revista de Investigación Educativa*, 5(1), 35-58.
- Dumlao, R. y Botta, R. A. (2000). Family communication patterns and the conflict styles young adults use with their fathers. *Communication Quarterly*, 48(2), 174-189. doi: 10.1080/01463370009385589
- Ferrando, P. J. y Anguiano, C. (2010). El Análisis Factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Filley, A. C. (1985). *Solución de conflictos interpersonales* (Tr. C. Villegas). México: Trillas. (Obra original publicada en 1975).
- Folger, J. P. y Jones, T. S. (1997). Introducción. En J. P. Folger y T. S. Jones (Eds.), *Nuevas direcciones en mediación. Investigación y perspectivas comunicacionales* (Tr. J. Piatigorsky; pp. 11-24). Buenos Aires: Paidós. (Obra original publicada en 1994).
- Garaigordobil, M. (2009a). A comparative analysis of empathy in childhood and adolescence: gender differences and associated socio-emotional variables. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 9(2), 217-235.
- Garaigordobil, M. (2009b). *Evaluación del programa Dando pasos hacia la paz. Informe de investigación*. Vitoria-Gasteiz (España): Servicio Central de Publicaciones del Gobierno Vasco. Recuperado el 18 de mayo de 2012 desde: [http://www.sc.ehu.es/ptwgalam/Libros\\_completos/Dando%20Pasos%20Hacia%20la%20Paz.pdf](http://www.sc.ehu.es/ptwgalam/Libros_completos/Dando%20Pasos%20Hacia%20la%20Paz.pdf)
- Garaigordobil, M. (2012). Cooperative conflict-solving during adolescence: relationships with cognitive-behavioural and predictor variables. *Infancia y Aprendizaje*, 35(2), 151-165. doi: 10.1174/021037012800217998
- García-Cueto, E., Pedro, A., y Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el Análisis Factorial Confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-724.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1999). *Análisis multivariante* (Tr. E. Prentice y D. Cano). Madrid: Prentice Hall Iberia. (Obra original publicada en 1998, 5a. ed.).
- Havenga, W (2008). Gender and age differences in conflict management within small businesses. *Journal of Human Resource Management*, 6(1), 22-28. doi: 10.4102/sajhrm.v6i1.143
- Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Intervención Psicosocial*, 19(3), 289-300. doi: 10.5093/in2010v19n3a9
- Hoffman, L., Paris, S. y Hall, E. (1995). *Psicología del desarrollo, hoy* (Vol. 2; 6a. ed.; Tr. E. Serra). Madrid: McGraw Hill. (Obra original publicada en 1994).
- Jacobs, J. E. y Klaczynski, P. A. (2002). The development of judgment and decision making during childhood and adolescence. *Current directions in psychological science*, 11(4), 145-149. doi: 10.1111/1467-8721.00188
- Kimsey, W. D. y Fuller, R. M. (2003). Conflictalk: an instrument form measuring youth and adolescent management message styles. *Conflict Resolution Quarterly*, 21(1), 69-78. doi: 10.1002/crq.49
- Laca, F. A. (2005). *Elección de estrategias de afrontamiento del conflicto bajo presión de tiempo*. Bilbao, España: Editorial Universidad del País Vasco.
- Laca, F. y Alzate, R. (2004). Estrategias de conflicto y patrones de decisión bajo presión de tiempo. *Revista Internacional de Ciencias Sociales y Humanidades SOCIOTAM*, 14(1), 11-32.

- Laca, F. A., Mejía, J. C. y Mayoral, E. G. (2011). Conflict communication, decision-making, and individualism in Mexican and Spanish university students. *Psychology Journal*, 8(1), 121-135.
- Laca, F., Alzate, R., Sanchez, M., Verdugo, J. y Guzman, J. (2006). Communication and conflict in young mexican students: messages and attitudes. *Conflict Resolution Quarterly*, 14(1), 31-54. doi: 10.1002/crq.156
- Luna, A. y Laca, F. (2010). Estilos de comunicación en el conflicto y patrones de toma de decisiones en estudiantes de bachillerato. En S. Rivera, R. Díaz-Loving, I. Reyes, R. Sánchez y L. Cruz (Eds.), *La psicología social en México* (Vol. 13; pp. 259-266). México: Asociación Mexicana de Psicología Social.
- Luna, A. C. A., Laca, F. A. y Cedillo, L. I. (2012). Toma de decisiones, estilos de comunicación en el conflicto y comunicación familiar en adolescentes bachilleres. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 17(2), 295-311.
- Mayer, B. (2000). *The dynamics of conflict resolution. A practitioner's guide*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Mejía, J. C. y Laca, F. A. (2006). Estilos de comunicación en el conflicto y confianza en las propias decisiones. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 11(2), 347-358.
- Mestre, V., Frías, M. D. y Samper, P. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema*, 16(2), 255-260.
- Musitu, G., Román, J. y Gutiérrez, M. (1996). *Educación familiar y socialización de los hijos*. Barcelona: Idea Books.
- Munduate, L., Ganaza, J. y Alcaide, M. (1993). Estilos de gestión del conflicto interpersonal en las organizaciones. *Revista de Psicología Social*, 8(1), 47-68.
- Poloski, N. y Sontor, S. (2010). The relationship between individual characteristics and conflict handling styles -the case of Croatia. *Problems and Perspectives in Management*, 8(3), 56-67.
- Pruitt, D. (1983). Strategic choice in negotiation. *American Behavioral Scientist*, 27(2), 167-194. doi: 10.1177/000276483027002005
- Rahim, M. A. (1983). Measurement of organizational conflict. *Journal of General Psychology*, 109(2), 189-199.
- Rahim, M. A. (2002). Toward a theory of managing organizational conflict. *The International Journal of Conflict Management*, 13(3), 206-235. doi: 10.1108/eb022874
- Retuerto, A. (2002). *Desarrollo del razonamiento moral, razonamiento moral prosocial y empatía en la adolescencia*. Tesis de Doctorado, Universidad de Valencia, Valencia, España. Recuperado el 16 de Julio de 2009 desde <http://www.tdx.cat/handle/10803/10205>
- Reyna, V. F. y Farley, F. (2006). Risk and rationality in adolescent decision making: Implications for theory, practice, and public policy. *Psychological Science in the Public Interest*, 7(1), 1-44. doi: 10.1111/j.1529-1006.2006.00026.x
- Rocha, T. E. (2008). La adolescencia: periodo crítico en la construcción del género. En P. Andrade, J. L. Cañas y D. Betancourt (Eds.), *Investigaciones psicosociales en adolescentes* (pp. 15-44). Tuxtla Gutiérrez y México: Universidad de Ciencias y Artes de Chiapas y Universidad Nacional Autónoma de México.
- Rosenthal, D. B. y Hautlalom, J. (1987). Effects of importance of issues, gender, and power of contenders on conflict management style. *The Journal of Social Psychology*, 128(5), 699-701. doi: 10.1080/00224545.1988.9922926
- Ross, R. y DeWine, S. (1988). Assessing the Ross-DeWine Conflict Management Message Style (CMMS). *Management Communication Quarterly*, 1, 389-413. doi: 10.1177/0893318988001003007
- Rubin, J. Z., Pruitt, D. G. y Kim S. H. (1994). *Social conflict: escalation, stalemate and settlement*. New York: McGraw-Hill Inc.

- Sorenson, R. L., Morse, E. A. y Savage, G. T. (1999). A test of the motivations underlying choice of conflict strategies in the dual-concern model. *The International Journal of Conflict Management, 10*(1), 25-44. doi: 10.1108/eb022817
- Steinberg, L. y Cauffman, I. (1996). Maturity of Judgment in Adolescence: Psychosocial Factors in Adolescent Decision Making. *Law and Human Behavior, 20*(3), 249-272. doi: 10.1007/BF01499023
- Thomas, K. y Kilmann, R. (1974). *Thomas-Kilmann Conflict Mode Instrument*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press, Inc.
- Vargas, A., Cabrera, H. y Rincón, P. (1978). Estilos de solución de conflictos. *Revista Latinoamericana de Psicología, 10*(1), 53-69.
- Vargas, E., Henao, J. y González, C. (2007). Toma de decisiones sexuales y reproductivas en la adolescencia. *Acta Colombiana de Psicología, 10*(1), 49-63.
- Womack, D. F. (1988). A review of conflicts instruments in organizational settings. *Management Communication Quarterly, 1*(3), 437-445. doi: 10.1177/0893318988001003010