

Revista Mexicana de Psicología
ISSN: 0185-6073
sociedad@psicologia.org.mx
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

COVA SOLAR, FÉLIX; RINCÓN G., PAULINA; MELIPILLÁN A., ROBERTO
Rumiación y presencia de sintomatología ansiosa y depresiva en adolescentes
Revista Mexicana de Psicología, vol. 24, núm. 2, diciembre, 2007, pp. 175-183
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
Distrito Federal, México

Disponible en: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243020637003

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Revista Mexicana de Psicología, Diciembre 2007
Volumen 24, Número 2, 175-183

RUMIACIÓN Y PRESENCIA DE SINTOMATOLOGÍA ANSIOSA Y DEPRESIVA EN ADOLESCENTES

RUMINATION, ANXIETY AND SYMPTOMS OF DEPRESSION IN ADOLESCENTS

FÉLIX COVA SOLAR[1] Y PAULINA RINCÓN G.
Universidad de Concepción, Chile

ROBERTO MELIPILLÁN A.
Universidad del Desarrollo, Chile

Resumen: La rumiación ha sido descrita como una tendencia a focalizar reiteradamente la atención en las emociones negativas. Este constructo ha sido evaluado habitualmente a través de la Escala de Respuestas Rumiativas (RRS, por sus siglas en inglés) (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). En la presente investigación se evaluaron las propiedades psicométricas, en 871 adolescentes chilenos, de la traducción al español realizada de la última versión del RRS (Treynor, González, & Nolen-Hoeksema, 2003) y se estudia la relación entre la rumiación y sus dos subfactores –reflexión y mascullamiento– con la presencia de síntomas depresivos y ansiosos. El alfa obtenido para el RRS fue de .75 y la correlación test-retest fue de .80. El análisis factorial confirmatorio mostró una adecuación satisfactoria del modelo de dos subfactores. Se observó una correlación positiva moderada entre la rumiación y sus subfactores con la presencia de sintomatología emocional en adolescentes. La rumiación apareció como un factor mediador de la mayor presencia de sintomatología emocional en las adolescentes de sexo femenino.
Palabras clave: rumiación, ansiedad, depresión, adolescentes

Abstract: Rumination has been described in terms of the tendency to focus attention on distressed emotions. The construct of rumination has usually been measured with the RRS Ruminative Responses Scale (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). In the present research, the psychometric properties of the last version of the Spanish-translated RRS were assessed using a sample of 871 Chilean adolescents (Treynor, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema, 2003). The present study examined the relationship between rumination and its two sub factors, reflection and chewing, with depressive and anxious symptoms. The alpha index was .75 and test-retest correlation was .80. Confirmatory factor analysis showed a satisfactory fit of the two-factor model. There was a moderate positive correlation between rumination and sub factors with emotional symptoms. Rumination appears to be a mediating factor for the higher degree of emotional symptoms in female adolescents.
Key words: rumination, anxiety, depression, adolescents

En los últimos veinte años se ha generado un fuerte interés por comprender el potencial efecto negativo que puede tener para las personas focalizar reiteradamente la atención en sus emociones negativas y sentimientos de malestar (Papageorgiou & Wells, 2003). Nolen-Hoeksema (2000) fue una de las primeras investigadoras que se interesó en este fenómeno, denominándolo "estilo rumiativo de respuesta" (o "rumiación"). En sus investigaciones demostró que este estilo de afrontamiento se asocia con diversas consecuencias negativas en el estado de ánimo, como mayor vulnerabilidad a presentar episodios depresivos y mayor cronicidad de éstos (Nolen-Hoeksema, 2000; Nolen-Hoeksema, Morrow, & Fredrickson, 1993). También se ha confirmado que la rumiación exacerba negativamente tanto el ánimo como la memoria autobiográfica y dificulta la resolución de problemas (Lyubomirsky, Caldwell, & Nolen-Hoeksema, 1998; Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1995; Nolen-Hoeksema et al., 1995).

La relación entre la rumiación y otros afectos negativos o problemas psicopatológicos, además de la depresión, ha sido menos explorada, aun cuando hay indicadores de que también podría desempeñar un rol respecto de ellos (Thomsen, 2006). Existe alguna evidencia respecto de la relación entre rumiación y ansiedad, aunque menos categórica que las obtenidas respecto de la relación de la rumiación con síntomas y trastornos de-

[1] Esta investigación se realizó en el marco del proyecto DIUC 2041172010-1.0. Enviar correspondencia a: Dr. Félix Cova Solar. Dpto. de Psicología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Concepción. Casilla 160-C, correo 3, Concepción, Chile. Dirección electrónica: fecova@udec.cl

presivos (Nolen-Hoeksema, 2000; Sarin, Abela, & Auerbach, 2005).

El instrumento desarrollado para medir la rumiación, denominado Escala de Respuestas Rumiativas (RRS por sus siglas en inglés) (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991), ha tenido gran importancia en la investigación en el tema. Este instrumento originalmente fue desarrollado como una medida de autoinforme, con 22 reactivos, referidos a las conductas que se realizan al estar triste o "bajoneado". Posteriormente Treynor, González, y Nolen-Hoeksema (2003) modificaron la escala, dado que 12 de sus 22 reactivos tenían cierta superposición con la sintomatología depresiva. El análisis de factores principales de la nueva versión depurada del instrumento permitió identificar dos subfactores de la rumiación: reflexión y mascullamiento. La reflexión se refiere a conductas que tienen relación con el análisis de las dificultades vividas (e.g., "voy a algún lugar solitario para pensar acerca de mis sentimientos", "analizo mi personalidad para tratar de comprender por qué estoy deprimido"). El mascullamiento, en cambio, implica un pensamiento con valencia emocional negativa que se focaliza en el malestar o problema (e.g., "pienso ¿qué he hecho para merecer esto?", "pienso ¿por qué tengo problemas que otras personas no tienen?").

En el estudio de Treynor et al. (2003) se encontró que ambos subfactores se comportan diferencialmente respecto a su influencia en el desarrollo de sintomatología depresiva: la reflexión que si bien en un primer momento está concurrentemente relacionada con la presencia de sintomatología depresiva, con el paso del tiempo se asoció con una disminución de esta sintomatología. El mascullamiento, en cambio, tanto en forma concurrente como longitudinal, se asoció con la presencia de sintomatología depresiva. Los resultados del estudio de Treynor et al. sugirieron que mientras que la reflexión puede ser una respuesta inicial a la presencia de sintomatología depresiva, no necesariamente desadaptativa, el mascullar parece incrementar la presencia del malestar depresivo.

El objetivo de la presente investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la versión breve y depurada del RRS en su aplicación en lengua española a adolescentes chilenos. Esta versión no ha sido muy estudiada y tampoco la distinción recientemente propuesta entre reflexión y mascullamiento. Con el fin de evaluar la validez de esta distinción, se realizó un análisis factorial confirmatorio. Junto con este objetivo principal, el estudio analizó la relación entre la rumiación y sus subfactores con la presencia de sintomatología depresiva y ansiosa. El estudio se realizó con población adolescente por la relevancia que adquiere la sintomatología emocional en este periodo de la vida. Se ha demostrado que la sintomatología emocional se incrementa después de la pubertad, particularmente entre personas del género femenino (Zahn-Waxler, Crick, Shirtcliff, & Woods, 2006). Un objetivo adicional del presente trabajo fue evaluar la hipótesis de que la rumiación podría ser un factor mediador de las diferencias de género en la presencia de sintomatología emocional que se observan a partir de la adolescencia.

MÉTODO

Participantes

El total de participantes de este estudio fue 871. Este número de participantes fue el resultado de la fusión de dos submuestras que fueron parte de otros estudios. La primera de las muestras estuvo conformada por 151 adolescentes, pertenecientes a su vez a dos grupos. Un primer grupo (grupo clínico) compuesto por 75 adolescentes (57 mujeres y 18 hombres) consultantes en centros de atención primaria, que presentaban sintomatología depresiva y/o ansiosa, según la evaluación clínica realizada por profesionales de salud mental. El promedio de edad de ese grupo correspondió a 16.44 años ($DE = 1.70$, rango 11-20 años). Un segundo grupo (grupo control) lo conformaron 76 adolescentes (59 mujeres y 17 hombres), con un promedio de edad de 15.93 ($DE = 1.09$, rango 15-20 años). Este grupo control fue conformado por adolescentes no consultantes, de semejante condición socieconómica a los del grupo clínico, que no habían estado en los últimos cinco años en ningún tratamiento por problemas de salud mental. La segunda muestra correspondió a una muestra representativa de 720 estudiantes (363 mujeres y 357 hombres) de enseñanza media de la comuna de Concepción (Chile) seleccionados a través de un muestreo estratificado por características socioeconómicas de los establecimientos, tamaño y dependencia administrativa. La edad promedio de esta segunda muestra correspondió a 16.08 ($DE = 1.36$; rango 14-20 años). Excepto cuando se indica expresamente, el estudio se realizó con el total de participantes.

Instrumentos

Inventario de Depresión de Beck segunda edición (BDI-II). Es un instrumento desarrollado por Beck, Steer, y Brown (1996) de amplio uso internacional dadas sus adecuadas propiedades psicométricas (Whisman, Pérez, & Ramel, 2000). En la presente investigación se empleó la adaptación al español desarrollada por Sanz, Navarro, y Vázquez (2003). El BDI-II es un instrumento de 21 reactivos diseñado para evaluar la gravedad de la sintomatología depresiva. Ha demostrado ser útil tanto en población adulta como adolescente. En cada uno de los reactivos la persona tiene que elegir, entre un conjunto de cuatro alternativas ordenadas de menor a mayor gravedad, la frase que mejor describa su estado de ánimo durante las últimas dos semanas, incluyendo el día en que completa el instrumento. En cuanto a la forma de calificarlo, cada reactivo se valora de 0 a 3 puntos en función de la alternativa escogida. Es uno de los instrumentos más utilizados internacionalmente para medir depresión dadas sus excelentes propiedades psicométricas, tanto de la versión original inglesa como de sus traducciones, entre éstas, al español (Beck et al., 1996; Sanz et al., 2003). En Chile, el instrumento ha mostrado discriminar en forma efectiva entre población clínica y no consultante, y su estructura factorial resulta semejante a la encontrada en otros estudios (Cova, Melipillán, Rincón, & Valdivia, 2007). En cuanto a la confiabilidad del BDI-II, en la presente investigación se obtuvo un coeficiente *alfa* de Cronbach de .91 para la muestra en su conjunto (N = 871), lo cual resulta altamente satisfactorio.

Inventario de Ansiedad de Beck (BAI). Es un instrumento desarrollado por Beck y Steer (1993) y que ha recibido amplia aceptación internacional dadas sus adecuadas propiedades psicométricas (Piotrowski, 1999). En la presente investigación se empleó la adaptación al español desarrollada por Sanz y Navarro (2003). La escala BAI es un instrumento de 21 reactivos, con cuatro opciones de respuesta cada uno (0 = nada, 1 = levemente, 2 = moderadamente y 3 = severamente). El proceso de adaptación y validación de este instrumento en adolescentes chilenos confirmó las adecuadas propiedades psicométricas del instrumento en población adolescente chilena (Cova, Melipillán, & Rincón, 2007). La confiabilidad observada en el presente estudio para la escala BAI correspondió a un coeficiente *alfa* de Cronbach de .90 para la muestra en su conjunto (N = 871), lo cual resulta altamente satisfactorio.

Escala de Respuesta Rumiativa (RRS). Se utilizó la adaptación al español llevada a cabo en la presente investigación de la RRS propuesta originalmente por Treynor et al. (2003). Para la traducción al español de la escala se pidió a una traductora y a una psicóloga con amplio dominio del inglés que realizaran una traducción independiente que luego fue contrastada por los autores. La versión resultante fue aplicada a una muestra piloto de adolescentes, observándose una adecuada comprensión de los reactivos. Para responder la RRS, cada participante debe autoinformar la frecuencia con la que realiza las conductas indicadas por el instrumento en los momentos en que se encuentra triste o "bajoneado". La RRS está compuesta por 10 reactivos, con cuatro opciones de respuesta cada uno (0 = casi nunca, 1 = a veces, 2 = frecuentemente y 3 = casi siempre). Los 10 reactivos se agrupan en dos subescalas: reflexión y mascullamiento.

Procedimiento

La muestra clínica fue obtenida de profesionales de la salud mental de los centros de salud primaria, quienes invitaron a los adolescentes consultantes que presentaban sintomatología ansiosa o depresiva a participar de una investigación. Con su consentimiento, los adolescentes que cumplían con este criterio fueron citados a una sesión de evaluación en la que un ayudante de investigación les aplicó los instrumentos. Un subgrupo de adolescentes fue citado a una segunda sesión de evaluación en un plazo de siete a 10 días después de la primera, para una nueva aplicación de los mismos instrumentos para estimar la correlación test-retest. Se lograron hacer 30 segundas aplicaciones. El grupo control y la muestra representativa de estudiantes de enseñanza media fueron evaluados en forma grupal por ayudantes de investigación en los propios establecimientos educacionales.

RESULTADOS

La mayoría de los análisis estadísticos se llevaron a cabo mediante el programa SPSS 12.0 para Windows®. El análisis factorial confirmatorio (AFC) se realizó con el programa EQS 6.1 para Windows®.

Al analizar la consistencia interna de la escala RRS, considerando las respuestas del total de participantes (N= 871), se encontró un valor en el coeficiente *alfa* de Cronbach de .75. En cuanto a la confiabilidad de las subescalas de la RRS, se obtuvo para la subescala de reflexión un coeficiente *alfa* de Cronbach de .67 y para la subescala de mascullamiento el coeficiente fue de .57. Debe tenerse presente que cada subescala tiene sólo cinco reactivos, lo que afecta la posibilidad de obtener valores alfa más altos (Nunnally & Bernstein, 1999). Para complementar estos resultados, se analizó la correlación test-retest (con 10 días de intervalo) de 30 participantes de la muestra clínica y se encontró una correlación igual a .80. Este mismo análisis, al llevarse a cabo sobre las subescalas de la RRS, arrojó un valor de $r = .80$ para ambas.

Para corroborar la adecuación de la estructura factorial de dos factores propuesta por Treynor et al. (2003), se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC). A pesar de que en la mayoría de los análisis de este tipo el método de estimación empleado corresponde al de máxima verosimilitud, se optó por un método diferente dado que, para los datos del presente estudio, la implementación de la opción habitual presentaba inconvenientes: el requerimiento de que las variables a analizar fueran continuas y con distribución normal multivariada, lo cual no era compatible con la naturaleza ordinal del formato de las alternativas de respuesta del instrumento analizado (formato Likert), así como el reducido número de categorías de respuesta del mismo (cuatro alternativas) (Kline, 2005; Schumacker & Lomax, 2004). Se han propuesto diversas alternativas para abordar los problemas asociados con este tipo de datos (Kline, 2005). Para la presente investigación, se optó por llevar a cabo la estrategia analítica propuesta por Bentler (2006) e implementada en el programa EQS 6.1® del mismo autor, la cual consiste en someter a análisis la matriz de correlaciones policóricas obtenida a partir de las variables definidas como categóricas, lo que permite obtener una modificación "robusta" del método de estimación de máxima verosimilitud.

Dada la naturaleza confirmatoria del análisis, se procedió a especificar inicialmente dos modelos rivales. Los modelos a comparar correspondieron a un modelo de dos factores, frente a un modelo de un solo factor. Con el propósito de evaluar la existencia de diferencias en la calidad del ajuste proporcionado por cada uno de estos modelos, se llevó a cabo la interpretación del siguiente conjunto de indicadores: a) χ^2 escalado de Satorra-Bentler, b) *CFI*, c) *RMSEA* y d) intervalo de confianza del 90% para RMSEA. Si bien en la literatura relativa al AFC se pueden encontrar un número mayor de estadísticos, distintos autores en el último tiempo han venido promoviendo, a partir de los resultados de estudios comparativos entre estos diferentes coeficientes, el empleo de los aquí señalados (Byrne, 2006; Kline, 2005; Thompson, 2005; Schumacker & Lomax, 2004; Tabachnik & Fidell, 2006).

Al analizar los resultados del estadístico χ^2 escalado de Satorra-Bentler para ambos modelos, se observó que el modelo de dos factores alcanzó un valor en este estadístico correspondiente a $\chi^2(34) = 157.811$, $p < .001$, mientras que para el modelo de un factor, este mismo estadístico correspondió a $\chi^2(35) = 267.262$, $p < .001$. Si bien la significación estadística alcanzada en ambos modelos indicaría la existencia de una discrepancia entre los modelos propuestos y los datos analizados, el elevado tamaño de la muestra (N = 871) podría estar explicando lo anterior (Byrne, 2006). Al comparar los valores en este estadístico para ambos modelos, se observó un mejor ajuste para el modelo de dos factores. Este resultado quedó corroborado al examinar los restantes coeficientes de evaluación de la calidad del ajuste de ambos modelos. En cada uno de los tres indicadores de ajuste (CFI, RMSEA y 90% IC RMSEA), el modelo de dos factores logró una mejor adecuación a los datos que el modelo de un factor. En particular, se observó que en el coeficiente CFI el modelo de dos factores presentó un valor de .91, más cercano al 0.95 considerado como adecuado, en comparación al modelo de un factor que sólo alcanzó el valor de .83. De igual modo, en el coeficiente RMSEA, el modelo de dos factores alcanzó un valor de .065 inferior al valor de .08 y cercano al valor de .05 considerado como óptimo. Por su parte, el modelo de un factor presentó un valor RMSEA de .087 que indicaría un pobre ajuste a los datos analizados. A esta misma interpretación se arribó al analizar el intervalo de confianza del 90% para el coeficiente RMSEA (modelo de dos factores: IC 90% = .055-.075; modelo de un factor: IC 90% = .078-.097).

Una vez establecida la mejor capacidad explicativa del modelo de dos factores, se procedió a llevar a cabo una búsqueda de especificación con el objeto de identificar algunas modificaciones a este modelo que permitirían incrementar su adecuación a los datos (Byrne, 2006; Kline, 2005). Para ello, se empleó el estadístico multiplicador de Lagrange multivariado. Los resultados de este análisis llevaron a modificar el modelo de dos

factores inicialmente propuesto, permitiendo la correlación entre los errores de los Reactivos 1-7 y 2-9 (Reactivo 1 = pienso ¿qué he hecho para merecer esto?, Reactivo 7= pienso ¿por qué tengo problemas que otras personas no tienen?, Reactivo 2 = analizo eventos recientes para tratar de comprender por qué estoy deprimido, Reactivo 9 = analizo mi personalidad para tratar de comprender por qué estoy deprimido). La aceptación de esta modificación se hizo teniendo en cuenta que la relación entre ambos pares de reactivos fue coherente con su significación semejante. La incorporación de estos cambios logró una mejora importante en la adecuación del ajuste del modelo de dos factores modificado. El valor del coeficiente CFI aumentó a .954, mientras que el valor del coeficiente RMSEA se redujo a .048. En cuanto al IC 90% para el coeficiente RMSEA, éste correspondió a .037-.059.

En la Figura 1 se presentan los coeficientes estandarizados para el modelo final de dos factores modificado. Todos ellos resultaron estadísticamente significativos ($p < .05$). En cuanto a la correlación entre los factores, ésta correspondió a .65 ($p < .05$), lo cual indica la existencia de un 42.3% de varianza compartida entre estos dos constructos latentes.

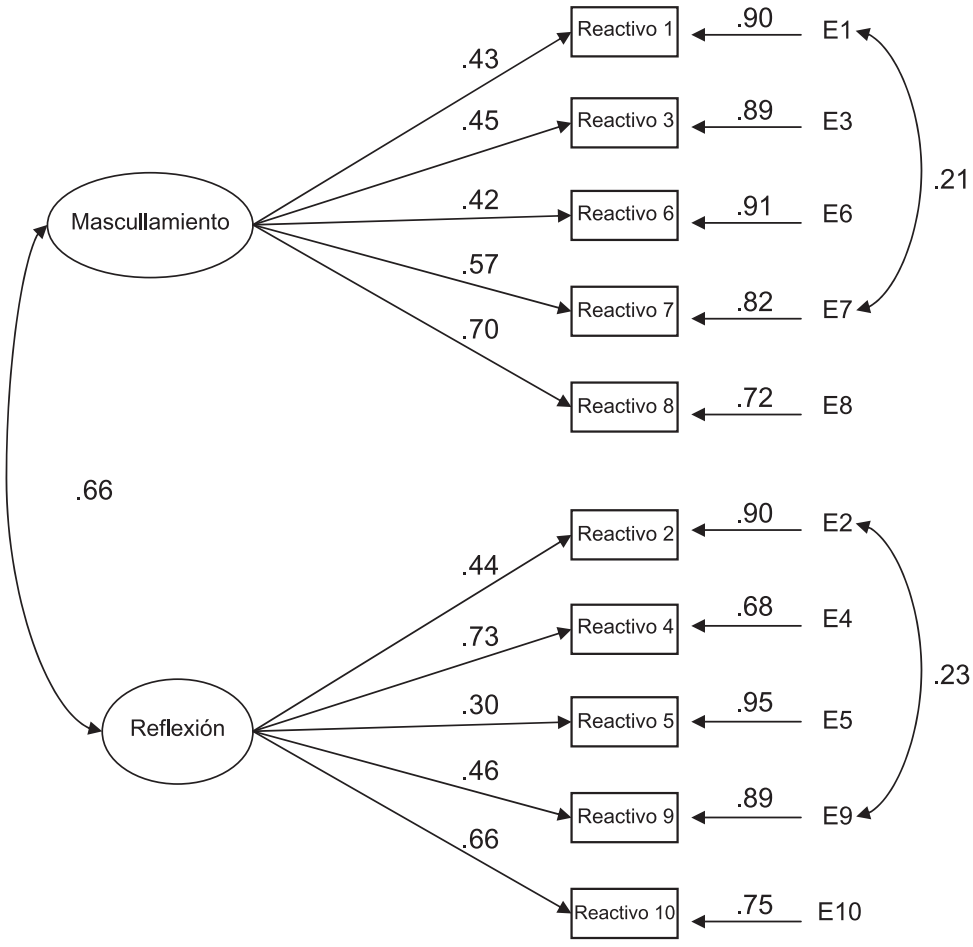


Figura 1. Modelo final de dos factores modificado con coeficientes estandarizados para la escala RRS

Depresión, rumiación y género

Mediante pruebas *t* se compararon los puntajes medios de hombres y de mujeres en depresión, ansiedad, rumiación, reflexión y mascullamiento. Los resultados mostraron que en todos los casos, las mujeres tuvieron puntuaciones más altas que los hombres. En la Tabla 1 se muestran las medias y desviaciones estándares de hombres y de mujeres y el correspondiente valor *t*.

Se computaron correlaciones entre los puntajes de rumiación, reflexión y mascullamiento con los puntajes de depresión y ansiedad. En la Tabla 2 se muestran los coeficientes de correlación encontrados. Como muestra esta tabla, se obtuvieron correlaciones moderadas positivas entre rumiación, reflexión y mascullamiento con la presencia de sintomatología depresiva y ansiosa.

La posible existencia de un efecto mediador de la variable rumiación en la relación entre género y depresión y entre género y ansiedad se realizó a través del procedimiento sugerido por Baron y Kenny (1986). Este procedimiento implica cuatro supuestos. Primero, la variable independiente (género) debe relacionarse de manera significativa con la variable dependiente (depresión y ansiedad). En segundo lugar, la variable independiente debe relacionarse de manera significativa con la variable mediadora (rumiación). En tercer lugar, la variable mediadora debe relacionarse de manera significativa con la variable dependiente mientras se controla el efecto de la variable independiente (rumiación debe relacionarse con depresión y ansiedad, controlando el efecto de género). Cuarto, la existencia de un efecto mediador quedaría demostrada si el efecto de la variable independiente sobre la variable dependiente disminuyera de manera significativa, o incluso desapareciera, cuando la variable mediadora fuera incluida en el modelo. Los análisis de regresión inicial, utilizando los puntajes originales del BDI-II, evidenciaron problemas en el cumplimiento de los supuestos de distribución normal de los residuos, así como el de ausencia de heterocedasticidad. Para evitar estos problemas, se modificaron los puntajes originales del BDI-II, por lo que los análisis de regresión posteriores se llevaron a cabo con base en la raíz cuadrada de los mismos.

Los análisis correspondientes a la evaluación del efecto mediador de rumiación en la relación entre género y depresión se presentan en la Tabla 3. Como se observa en esta tabla, las tres primeras condiciones se cumplieron adecuadamente. En cuanto a la cuarta condición, se aprecia una reducción en el coeficiente de regresión correspondiente a la variable género desde un valor inicial de .94, a un valor de .68 cuando se controló el efecto de la variable mediadora rumiación.

Al replicar los análisis anteriores, esta vez sobre los puntajes de ansiedad de la escala BAI, se evidenciaron los mismos problemas en el cumplimiento de los supuestos del modelo de regresión lineal observados previamente en el BDI-II. Debido a ello, se procedió a transformar mediante la raíz cuadrada los puntajes de la escala BAI. La implementación de esta solución resultó exitosa para evitar los problemas antes indicados.

Los resultados correspondientes al efecto mediador de la variable rumiación en la relación entre género y ansiedad se presentan en la Tabla 4. Una vez más se aprecia que las tres primeras condiciones propuestas por

Tabla 1

Medias y desviaciones estándar en depresión, ansiedad, rumiación, reflexión y mascullamiento de hombres y mujeres participantes en el estudio (N = 740)

	M(DE)		*t*
	Hombres	Mujeres	
Síntomas depresivos	13.2(9.0)	19.2(11.5)	8.2***
Síntomas ansiosos	12.8(8.2)	19.8(11.7)	7.8***
Rumiación	11.6(5.5)	13.7(5.6)	4.8***
Reflexión	5.3(3.3)	6.7(3.6)	5.8***
Mascullamiento	6.4(3.1)	6.9(3.2)	2.1**

** $p < .01$; *** $p < .001$.

Tabla 2

Correlaciones entre rumiación, reflexión y mascullamiento con sintomatología depresiva y ansiosa para la muestra total de adolescentes (N = 871)

	Depresión	Ansiedad
Rumiación	.48**	.46**
Reflexión	.38**	.35**
Mascullamiento	.44**	.44**

** $p < .01$.

Tabla 3

Resultados del análisis de regresión para la evaluación del efecto mediador de la variable rumiación en la relación entre género y depresión (N = 865)

	B	*EE*	*Beta*	*t*
Dependiente: BDI-II[a]				
Constante	3.43	.07		48.15***
Género	.94	.10	.32	9.78***
Dependiente: Rumiación				
Constante	11.84	.29		40.96***
Género	2.31	.39	.20	5.93***
Dependiente: BDI-II[a]				
Constante	2.12	.11		19.44***
Género	.68	.09	.23	7.81***
Rumiación	.11	.01	.43	14.66***

[a] raíz del puntaje total en BDI-II; *** $p < .001$.

Tabla 4

Resultados del análisis de regresión para la evaluación del efecto mediador de la variable rumiación en la relación entre género y ansiedad (N = 865)

	B	*EE*	*Beta*	*t*
Dependiente: BAI[a]				
Constante	3.41	.07		49.78***
Género	.91	.09	.32	9.86***
Dependiente: Rumiación				
Constante	11.84	.29		40.96***
Género	2.31	.39	.20	5.93***
Dependiente: BAI[a]				
Constante	2.14	.11		20.41***
Género	.66	.08	.23	7.89***
Rumiación	.11	.01	.44	14.88***

[a] raíz del puntaje total en BAI; *** $p < .001$.

Baron y Kenney (1986) se cumplieron satisfactoriamente. En lo que respecta a la última condición, esto es, la disminución en el valor del coeficiente de la variable predictora, se observa en la Tabla 4 una reducción en el coeficiente de regresión correspondiente a la variable género desde un valor inicial de .91 a un valor final de .66 cuando se controló el efecto de la variable mediadora rumiación.

Estos análisis fueron repetidos con reflexión y masculamiento, observándose idéntico efecto de cada uno de estos subfactores que el obtenido con rumiación (tanto con depresión como con ansiedad).

DISCUSIÓN

La versión breve de la escala RRS empleada en este estudio con una muestra de adolescentes chilenos mostró apropiada consistencia interna y confiabilidad test-retest. La estructura factorial fue también concordante con la obtenida por Treynor et al. (2003). Los resultados obtenidos mostraron que la rumiación es un factor que se asocia de forma importante con la presencia de sintomatología depresiva. Es importante destacar que este resultado se obtuvo utilizando esta versión breve de la RRS que excluye todos los reactivos que pueden superponerse con síntomatología depresiva. Estos resultados aportan para sostener la validez transcultural de los planteamientos respecto a los riesgos de un afrontamiento rumiativo de las experiencias de malestar emocional.

El estilo rumiativo se mostró igualmente relacionado con la presencia de sintomatología ansiosa. Esta relación es particularmente relevante dado que en esta investigación se usó el Inventario de Ansiedad de Beck, que es uno de los instrumentos que discrimina mejor entre síntomas depresivos y ansiosos, focalizándose en particular en la sintomatología ansiosa de tipo somático (Sanz & Navarro, 2003). Estos resultados son convergentes con estudios recientes que sugieren que la rumiación podría estar relacionada con una vulnerabilidad general a experimentar síntomas emocionales y afectos negativos, pero aún se requiere más investigación al respecto (Roelofs, Muris, Huibers, Peetters, & Arntz, 2006; Sarin et al., 2005; Thomsen, 2006).

Los datos obtenidos confirmaron que en adolescentes de enseñanza media la presencia de sintomatología tanto ansiosa como depresiva es más alta en mujeres. La mayor presencia de sintomatología emocional en mujeres es un dato consistente de la investigación nacional e internacional (Cova, 2005). Sin embargo, precisamente el BDI (tanto el BDI-IA como el BDI-II) es uno de los instrumentos con el que más frecuentemente se han observado excepciones a este fenómeno, aunque habitualmente ello ha sido en muestras seleccionadas, particularmente de

universitarios (Sanz et al., 2003). Los resultados indicaron asimismo que la rumiación en las niñas fue más frecuente. De hecho, la rumiación apareció mediando parcialmente por la existencia de más sintomatología depresiva y ansiosa en las adolescentes. Ello es concordante con diversas investigaciones que muestran la importancia de atender a la rumiación como factor que incrementa la vulnerabilidad de las adolescentes y mujeres en general a presentar trastornos emocionales (Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001).

La validez de la distinción en la rumiación entre un subfactor de reflexión y otro de mascullamiento encontró claro respaldo en el análisis factorial confirmatorio realizado. Falta aún más investigación respecto a si estos subfactores desempeñan un rol diferente respecto al desarrollo de sintomatología emocional. En el presente estudio, tanto la reflexión como el mascullamiento mostraron exactamente la misma relación con depresión y ansiedad que la rumiación en general. Igualmente su efecto mediador en las diferencias de género en sintomatología emocional fue el mismo. Sin embargo, sólo estudios longitudinales permitirán estimar si las relaciones de cada uno de estos subfactores de la rumiación con el desarrollo de sintomatología emocional es diferente.

Diferenciar dos subfactores de la rumiación puede tener implicaciones relevantes tanto a nivel clínico como preventivo. Los hallazgos de Treynor et al. (2003) sugieren que la reflexión acerca de las experiencias negativas vividas puede tener un rol protector y ser parte de un afrontamiento positivo de un malestar reconocido por la persona, estando relacionada con un sentimiento de agencia personal. Por el contrario, la focalización repetitiva en el sentimiento negativo y las lamentaciones acerca de su ocurrencia, propias de la mascullación, serían mucho más negativas. En esta misma dirección, otros autores han coincidido en que la rumiación incluye procesos adaptativos y desadaptativos que deben ser distinguidos. Por ejemplo, Watkins (2004) distinguió entre una focalización de tipo experiencial en las emociones negativas, que puede facilitar el procesamiento emocional y resultar adaptativa, y otra de tipo cognitivo-evaluativo, que sólo contribuye a exacerbar el malestar.

Junto con estudios que permitan discriminar mejor los subcomponentes de la rumiación, es necesario explorar qué factores influyen en esta mayor tendencia rumiativa presente en las adolescentes (Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001). De particular interés es el desarrollo y evaluación de programas focalizados en el incremento de sintomatología emocional en las niñas que consideren este aspecto, tanto en el tratamiento como particularmente en la prevención de estas dificultades.

REFERENCIAS

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1173-1182.

Beck A. T., & Steer, R. A. (1993). *BAI Beck Anxiety Inventory Manual.* San Antonio, TX, EU: The Psychological Corporation.

Beck A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory-Second Edition. Manual.* San Antonio, TX, EU: The Psychological Corporation.

Bentler, P. (2006). *EQS 6 structural equations program manual* [Software de cómputo]. Encino, CA, EU: Multivariate Software, Inc.

Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS* (2da. ed.). Nueva Jersey, EU: Lawrence Erlbaum.

Cova, F. (2005). Una perspectiva evolutiva de las diferencias de género en los trastornos depresivos. *Terapia Psicólogica, 23*, 49-58.

Cova, F., Melipillán, R., & Rincón, P. (2007). *Propiedades psicométricas del BAI en adolescentes chilenos*. Manuscrito en preparación.

Cova, F., Melipillán, R., Rincón, P., & Valdivia, M. (2007). *Propiedades psicométricas del BDI-II en adolescentes chilenos*. Manuscrito en preparación.

Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2a. ed.). Nueva York, EU: Guilford.

Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1995). Self-perpetuating properties of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology, 65,* 176-190.

Lyubomirsky, S., Caldwell, N. D., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Effects of self-focused ruminative and distracting responses to depressed mood on retrieval of autobiographical memories. *Journal of Personality and Social Psychology, 75,* 166-177.

Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology, 109,* 504-511.

Nolen-Hoeksema, S., & Jackson, B. (2001). Mediators of the gender difference in rumination. *Psychology of Woman Quartely, 25,* 37-47.

Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and post-traumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology, 61,* 115-121.

Nolen-Hoeksema, S., Morrow, J., & Fredrickson, B. L. (1993). Response styles and the duration of episodes of depressed mood. *Journal of Abnormal Psychology, 102,* 20-28.

Nunnally, J., & Bernstein, I. (1999). *Teoría psicométrica* (3a. ed.). Ciudad de México: McGraw-Hill.

Papageorgiou, C., & Wells, A. (2003). An empirical test of a clinical metacognitive model of rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research, 27,* 261-273.

Piotrowski, C. (1999). The status of the Beck Anxiety Inventory in contemporary research. *Psychological Reports, 85,* 261-262.

Roelofs, J., Muris, P., Huibers, M., Peeters, F., & Arntz, A. (2006). On the measurement of rumination: A psychometric evaluation of the ruminative response scale and the rumination on sadness scale in undergraduates. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 37,* 299-313.

Sanz, J., & Navarro, M. E. (2003). Propiedades psicométricas de una versión española del Inventario de Ansiedad de Beck (BAI) en estudiantes universitarios. *Ansiedad y Estrés, 9,* 59-84.

Sanz, J., Navarro, M. E., & Vázquez, C. (2003). Adaptación española del inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y modificación de conducta, 29,* 239-288.

Sarin, S., Abela, J., & Auerbach, R. (2005). The response styles theory of depression: A test of specificity and causal mediation. *Cognition Emotion, 19,* 751-761.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2a. ed.). Nueva Jersey, EU: Lawrence Erlbaum.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2006). *Using multivariate statistics* (5a. ed.). Boston, EU: Allyn & Bacon.

Thompson, B. (2005). *Exploratory and confirmatory factor analysis.* Washington DC, EU: American Psychological Association.

Thomsen, D. (2006). The association between rumination and negative affect: A review. *Cognition and Emotion, 20,* 1216-1235.

Treynor, W., González, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumiation reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research, 27,* 247-259.

Watkins, E. (2004). Adaptive and maladaptive ruminative self-focus during emotional processing. *Behavior Research and Therapy, 42,* 1037-1052.

Whisman, M., Pérez J., & Ramel, W. (2000). Factor structure of the Beck Depression Inventory-Second Edition (BDI-II) in a student sample. *Journal of Clinical Psychology, 56,* 545-551.

Zahn-Waxler, C., Crick, N., Shirtcliff, E., & Woods, K. (2006). The origin and development of psychopathology in females and males. En D. Cichetti, & D. Cohen (Eds.), *Developmental Psychopathology* (pp. 76-138). Nueva Jersey, EU: Wiley & Sons.

Recibido 29, 06, 06
Aceptación final 05, 07, 07