



Psicothema

ISSN: 0214-9915

psicothema@cop.es

Universidad de Oviedo

España

Docampo Chiaromonte, Montserrat Mónica  
Diferencias de género en las explicaciones causales de adolescentes  
Psicothema, vol. 14, núm. 3, 2002, pp. 572-576  
Universidad de Oviedo  
Oviedo, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72714310>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](http://redalyc.org)

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

## Diferencias de género en las explicaciones causales de adolescentes

Montserrat Mónica Docampo Chiaromonte

Universidad de La Coruña

El principal objetivo de esta investigación fue el análisis de las diferencias de género en las explicaciones causales de adolescentes. Primero, se examinó el estilo explicativo general, y se observó que las chicas eran más optimistas que los chicos. A continuación, se valoraron las explicaciones causales en una tarea de anagramas. Un grupo recibió anagramas con solución y otro grupo anagramas sin solución. No se hallaron diferencias de género en la tarea sin solución. Sin embargo, las explicaciones causales de las chicas fueron más positivas que las de los chicos en la tarea con solución. Estos resultados coinciden con investigaciones anteriores y sugieren que, al menos en lo que se refiere a la adolescencia temprana, las mujeres son más optimistas que los hombres.

*Gender differences in adolescents' causal explanations.* The main objective of this research was the analysis of gender differences in adolescents' causal explanations. First, examined general explicative style, and observed that girls were more optimist than boys. Afterwards, assessed the causal explanations in an anagram task. One group was given solvable anagrams, and another group was given unsolvable ones. There were not gender differences in the unsolvable task. However, girls' causal explanations were more positive than the boys' in the solvable task. These results are in accordance with previous research, and suggest that women are more optimist than men, at least in early adolescence.

El estilo explicativo hace referencia a la forma habitual que tenemos las personas de explicar los sucesos que nos ocurren. Peterson y Seligman (1984) introducen este término en el marco attributional del modelo reformulado de la indefensión aprendida (Abramson, Seligman y Teasdale, 1978). El objetivo es conseguir un lenguaje más preciso, ya que el interés se centra en estudiar cómo las personas asignan causas a los sucesos que les afectan, y no tanto en determinar cómo asignan atributos a cualquier objeto o situación. Teniendo en cuenta este aspecto, Peterson y Seligman (1984), así como otros autores (p.ej. Buchanan y Seligman, 1995; Ritchie, 2000), prefieren utilizar los términos de «estilo explicativo» y «explicaciones causales», en lugar de «estilo attributional» y «atribuciones causales».

De acuerdo con Seligman (1998), el estilo explicativo puede ser optimista o pesimista. La tendencia a explicar los éxitos en términos internos, estables y globales, y los fracasos en términos externos, inestables y específicos, sugiere la presencia de un estilo explicativo claramente optimista. En cambio, la tendencia a atribuir los éxitos y fracasos a patrones opuestos a los anteriores evidencia un estilo explicativo pesimista y hace a la persona más vulnerable a la indefensión.

Algunos investigadores han encontrado diferencias de género en los estilos de aprendizaje (Cano, 2000; Martín y Camarero, 2001), así como en las explicaciones causales que se realizan en situaciones de logro. Los resultados revelan pautas explicativas

menos adaptativas en las chicas, especialmente cuando fracasan (Cole, Martin, Peeke, Seroczynski y Fier, 1999; Frey y Ruble, 1987; Licht y Dweck, 1984). Sin embargo, hay estudios en los que esta tendencia no se observa (Eccles-Parsons, Adler y Meece, 1984; Parsons, 1983; Phillips, 1984). Si tenemos en cuenta el estilo explicativo establecido por Abramson et al. (1978), encontramos diferencias de género (Craighead, 1991; DeMoss, Milich y DeMers, 1993; Postigo, Pérez-Echeverría y Sanz, 1999). No obstante, también hallamos que algunas investigaciones evidencian lo contrario (Campbell y Henry, 1999; Gotlib, Lewinsohn, Seeley, Rohde y Redner, 1993; Quiggle, Garber, Panak y Dodge, 1992).

Gladstone, Kaslow, Seeley y Lewinsohn (1997) han señalado que estas contradicciones podrían tener su origen en el hecho de operacionalizar el estilo explicativo como una puntuación compuesta, y no valorar las diferencias entre hombres y mujeres en cada una de las dimensiones propuestas por Abramson et al. (1978): internalidad, estabilidad y globalidad. Gladstone et al. (1997) notaron que las chicas eran más optimistas que los chicos en algunas dimensiones. Sin embargo, en otras, la tendencia era la opuesta, o bien las respuestas eran similares. Seligman y Peterson (1986) también observaron diferencias en algunas dimensiones específicas. No puede decirse lo mismo del estudio de Spirito, Overholser y Hart (1991), al comprobar respuestas análogas entre hombres y mujeres en todas las dimensiones.

Si bien existe cierta confusión sobre la existencia de diferencias de género en el estilo explicativo, tampoco hay un acuerdo sobre el hecho de que las mujeres exhiban patrones menos optimistas que los hombres. Nolen-Hoeksema y Girgus (1995) argumentan que los resultados pueden depender de varios factores, tales como los ámbitos en los cuales se aplica el estilo explicativo (escuela, amistades, etc.) o los métodos que se utilizan para valorar las tendencias explicativas. Las conclusiones a las que llegan Nolen-Ho-

eksema y Girgus (1995) a raíz de sus investigaciones sugieren que, antes de la adolescencia o bien no hay diferencias en el estilo explicativo, o bien los niños son más pesimistas que las niñas. Sin embargo, a partir de la adolescencia las chicas tienden a presentar patrones más pesimistas que los chicos.

El objetivo principal de este estudio es realizar un análisis de las diferencias de género en el estilo explicativo, así como en las explicaciones causales de los/as adolescentes después de experimentar una situación de fracaso. Para ello, la investigación se dividirá en dos partes. En la primera, se explorarán las diferencias entre chicos y chicas en el estilo explicativo general, y en cada una de las dimensiones causales que lo componen. A continuación, se valorarán las diferencias de género en las explicaciones causales efectuadas por los sujetos en una situación concreta de rendimiento.

### Estudio 1

#### Método

##### Participantes

En el estudio participaron un total de 409 estudiantes de Secundaria (217 hombres y 192 mujeres) que procedían de cinco colegios de La Coruña y de ambientes socioeconómicos y socioculturales diversos. De los centros estudiados, cuatro eran públicos y uno privado. La media de edad era de 13,4 años ( $DS=.80$ ).

##### Instrumentos

Para identificar el estilo explicativo se utilizó la traducción española del CASQ («Children Attributional Style Questionnaire», Seligman, 1998). El cuestionario está compuesto por 48 ítems de elección forzosa, que describen una situación hipotética y 2 explicaciones causales. Las dimensiones de internalidad, estabilidad y globalidad están representadas cada una por 16 cuestiones, la mitad se refieren a situaciones favorables y la otra mitad a situaciones adversas. Cada respuesta interna, estable o global se puntuó con un uno, mientras que las respuestas externas, inestables o específicas se puntuán con un cero. Si sumamos los valores alcanzados en las tres dimensiones de forma separada para los sucesos favorables y adversos obtendremos una puntuación compuesta positiva (CP) en el primer caso, y una puntuación compuesta negativa (CN) en el segundo. El compuesto total (CT) se obtiene al restar al CP el valor del CN. Esta puntuación representa el estilo explicativo general del sujeto, que será más optimista cuanto mayor es la diferencia y más pesimista cuanto menor resulte este valor.

Los estudios revelan coeficientes de fiabilidad moderados para el CASQ (Schwartz, Kaslow, Seeley y Lewinsohn, 2000; Seligman, Peterson, Kaslow, Tanenbaum, Alloy y Abramson, 1984). No obstante, la fiabilidad test-retest parece mejorar a medida que aumenta la edad (Nolen-Hoeksema et al, 1992).

##### Procedimiento

El CASQ fue aplicado de forma colectiva en las aulas de los centros escolares. Antes de comenzar, se indicó a los/as alumnos/as que el objetivo de la investigación era valorar la forma en la que habitualmente explican situaciones cotidianas. El tiempo que necesitaron para responder a todas las preguntas fue aproxi-

madamente de 20 minutos. Las respuestas al cuestionario se puntuaron siguiendo las pautas señaladas previamente en el apartado de instrumentos. Se registraron los valores obtenidos en cada dimensión, de forma separada para los sucesos favorables y adversos. También se tuvo en cuenta una puntuación total para cada dimensión a través de la suma de las puntuaciones en ambos sucesos.

### Resultados y discusión

El análisis exploratorio inicial puso de manifiesto distribuciones casi simétricas e índices de curtosis negativos en la mayoría de las puntuaciones obtenidas en el CASQ. Las varianzas de los grupos fueron homogéneas y únicamente se hallaron varianzas desiguales en internalidad negativa (IN) y globalidad total (GT) ( $p<.05$  en la prueba de Levene). De acuerdo con estos valores, inicialmente se han llevado a cabo contrastes no paramétricos (*U*-Mann Whitney). No obstante, ya que los resultados fueron similares a los obtenidos con la prueba *t*-Student, se ha preferido exponer ambos. El criterio de significación estadística utilizado en todos los contrastes fue  $p<.05$ .

En la tabla 1 aparecen la media (M), la desviación estándar (DS) y el rango promedio (RP) de los sujetos en cada una de las subescalas del CASQ. Los análisis muestran diferencias significativas en el compuesto total (CT) ( $t=-2,23$  y  $z=-2,68$ ,  $p<.05$ ) y en el compuesto negativo (CN) ( $t=2,07$  y  $z=-2,32$ ,  $p<.05$ ). De forma más concreta, observamos que el promedio alcanzado por las mujeres en el CT ( $M=5,73$ ,  $RP=221,63$ ) fue superior al de los hombres ( $M=4,71$ ,  $RP=190,29$ ). Este dato indica que las mujeres presentan un estilo explicativo más optimista. En el CN, los hombres obtuvieron una puntuación superior ( $M=8,93$  vs.  $8,39$  y  $RP=217,7$  vs.  $190,65$ ), lo que pone de manifiesto que a la hora de explicar sucesos negativos son más pesimistas que las mujeres.

Si tenemos en cuenta las dimensiones de forma individual, encontramos que en la subescala de estabilidad positiva (EP) las mujeres ( $M=4,91$ ,  $RP=215,7$ ) explican el éxito en términos más permanentes que los hombres ( $M=4,62$ ,  $RP=195,54$ ). No obstante, la diferencia no llegó a ser significativa ( $p=.081$ ). En las demás subescalas, las puntuaciones fueron similares entre hombres y mujeres.

Tabla 1 Medias (M), desviaciones estándar (DS) y rangos promedio (RP) para el CASQ								
	Hombres			Mujeres			Total muestra	
	M	DS	RP	M	DS	RP	M	DS
CT	4,71	4,49	190,29	5,73	4,84	221,63	5,19	4,68
CP	13,63	3,22	197,45	14,13	3,55	213,53	13,86	3,38
CN	8,93	2,65	217,69	8,39	2,56	190,65	8,67	2,62
IT	7,98	2,42	209,69	7,87	2,39	199,7	7,93	2,40
IP	4,16	1,55	206,22	4,21	1,67	203,63	4,18	1,60
IN	3,82	1,91	209,13	3,66	1,65	200,33	3,75	1,79
ET	7,53	2	202,99	7,61	1,98	207,28	7,57	1,99
EP	4,62	1,66	195,54	4,91	1,71	215,7	4,76	1,69
EN	2,90	1,39	213,66	2,70	1,44	195,21	2,81	1,42
GT	7,05	1,92	205,07	7,03	1,68	204,92	7,04	1,82
GP	4,85	1,45	199,17	5,01	1,43	211,59	4,92	1,44
GN	2,20	1,29	212,86	2,03	1,35	196,11	2,12	1,32

C= compuesto, I= internalidad, E= estabilidad, G= globalidad; T= total, P= positivo, N= negativo

En resumen, la valoración del estilo explicativo determinado por la puntuación en el compuesto total (CT) sugiere que las mujeres adolescentes tienden hacia un enfoque más optimista que los hombres. Sin embargo, el análisis separado de cada dimensión revela una cierta similitud entre ambos. Sólo si valoramos conjuntamente las tres dimensiones en el caso de los sucesos negativos es posible observar diferencias.

### Estudio 2

El objetivo de este nuevo experimento es comprobar si hombres y mujeres difieren en sus explicaciones causales cuando se encuentran ante una tarea que no consiguen resolver. Para ello, se seleccionaron al azar 68 estudiantes (edad media= 13,5 años;  $DS=,66$ ), tratando de mantener la misma proporción de hombres y de mujeres que había en el grupo inicial.

#### Método

##### Material

La tarea experimental consistía en resolver 20 anagramas de 5 letras. Cada anagrama se presentaba en una hoja separada de un cuadernillo y hacía referencia a palabras de uso común como árbol, lápiz, etc. Todas las letras estaban desordenadas según la siguiente secuencia: 1-5-2-4-3 (p. ej., la palabra TIGRE aparecía como TEIRG). De este modo, los anagramas podían resolverse rápidamente si los sujetos conseguían descubrir la pauta para reordenarlos. El tiempo que tuvieron para resolver cada anagrama fue de 30 segundos.

##### Variables y diseño

Además del género se ha incluido otra variable independiente que es el tipo de tarea. Esta nueva variable contaba con dos niveles: anagramas con solución y anagramas irresolubles. Puesto que trabajamos con dos variables independientes, cada una con dos niveles, se ha utilizado un diseño factorial 2x2 intersujetos.

Como variable dependiente se tuvieron en cuenta las explicaciones causales realizadas en la tarea de anagramas. Se presentaron cuatro tipos de explicaciones que hacían referencia a la dificultad de la tarea, al esfuerzo, a la suerte y a la habilidad. Los sujetos debían valorar en una escala de 10 puntos su nivel de acuerdo con cada una de ellas. Las instrucciones y los enunciados que se plantearon fueron los siguientes:

«A continuación vas a encontrar una serie de cuestiones relacionadas con la tarea de anagramas que acabas de realizar. Rodea con un círculo el grado en que estás de acuerdo con cada una, en una escala del «1» (estás muy de acuerdo con la afirmación) al «10» (estás muy en desacuerdo con la afirmación):

- Estas tareas son difíciles de resolver.  
(Muy de acuerdo) 1-2-3-4-5-6-7-8-9-10 (muy en desacuerdo)
- Hubiera tenido mejores resultados si me hubiera esforzado más.  
(Muy de acuerdo) 1-2-3-4-5-6-7-8-9-10 (muy en desacuerdo)
- No he tenido suerte a la hora de realizar la tarea.  
(Muy de acuerdo) 1-2-3-4-5-6-7-8-9-10 (muy en desacuerdo)
- No se me dan bien este tipo de tareas.  
(Muy de acuerdo) 1-2-3-4-5-6-7-8-9-10 (muy en desacuerdo)

#### Procedimiento

La prueba se desarrolló de forma individual. Antes de comenzar, se presentaron dos ejemplos de anagramas que sirvieron de entrenamiento y también para aclarar posibles dudas. Los sujetos que fueron asignados al grupo «anagramas con solución» llevaron a cabo una prueba que podían resolver con relativa facilidad. Por otro lado, los sujetos asignados al grupo «anagramas irresolubles» recibieron el mismo número de ejercicios que el grupo anterior, sin embargo, en este caso los anagramas no tenían solución. Una vez terminada la prueba, se les pidió que contestaran a unas preguntas acerca de las causas de su rendimiento en la tarea. A continuación, todos los grupos recibieron el mismo bloque de anagramas, en este caso muy fáciles para que finalizaran la sesión con éxito.

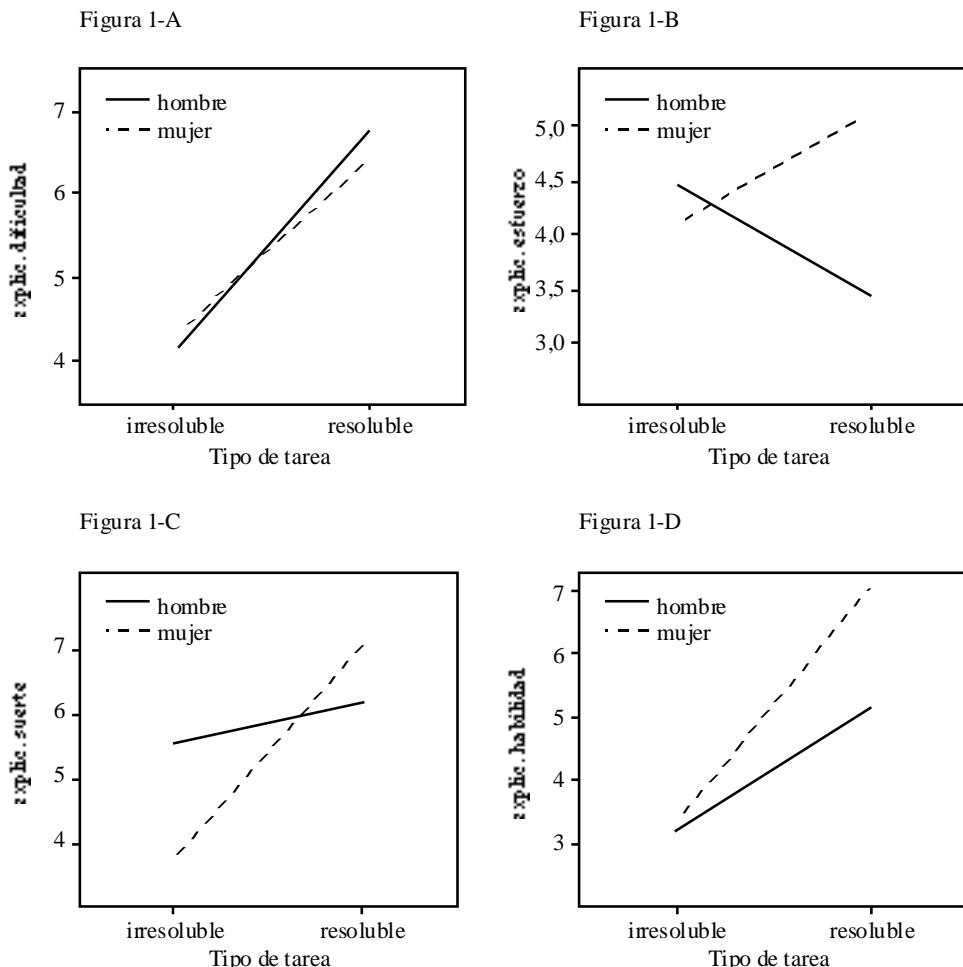
#### Resultados y discusión

Se han realizado análisis de varianza (ANOVA) con los datos obtenidos. Los resultados indicaron que había un efecto principal significativo en el factor tipo de tarea para las explicaciones causales de «dificultad»,  $F(1, 68)= 19,39, p<.01$ , «suerte»,  $F(1, 68)= 9,94, p<.01$  y «habilidad»,  $F(1, 68)= 23,67, p<.01$ . Sin embargo, no se hallaron diferencias en la explicación causal de «esfuerzo»,  $F(1, 68)= 1,66, p>.05$  (para esta variable se ha aplicado el ANOVA corregido, ya que las varianzas no fueron homogéneas: prueba de Levene,  $p=,014$ ). Los sujetos que recibieron anagramas irresolubles explicaron que su rendimiento se debía a la dificultad de la prueba ( $M= 4,26, DS= 2,03$ ) en mayor medida que aquellos que podían solucionarlos ( $M= 6,62, DS= 2,27$ ). Asimismo, la experiencia continuada de fracaso les llevó a explicar su ejecución en términos de una menor suerte ( $M= 4,65, DS= 2,87$ ) y una baja habilidad ( $M= 3,26, DS= 2,15$ ), si se comparan con el grupo cuya tarea tenía solución ( $M_s= 6,5$  vs.  $6,06$  y  $DS= 2,25$  vs.  $2,76$ ). En cuanto al género, no hubo efectos significativos ( $p>.05$ ), aunque las diferencias entre hombres y mujeres se aproximaron a la significación en las explicaciones causales de habilidad,  $F(1, 68)= 3,62, p=,062$ .

La interacción entre el género y el tipo de tarea no resultó significativa cuando se tuvieron en cuenta las explicaciones causales de «dificultad»,  $F(1, 68)= ,26, p>.05$ , y «esfuerzo»,  $F(1, 68)= 3,4, p=.07$  (figs. 1.A y 1.B). En este último caso los análisis indicaron diferencias de género sólo en la tarea resoluble,  $t(32)= -3,01, p<.0$ . En concreto, las mujeres explicaron que su rendimiento se debía al esfuerzo ( $M= 5,13, DS= 1,82$ ), en mayor medida que los hombres ( $M= 3,44, DS= 1,42$ ).

Se halló una interacción significativa en la explicación causal de «suerte»,  $F(1, 68)= 4,64, p<.05$  (fig. 1.C). Las mujeres del grupo irresoluble ( $M= 3,75$ ) estimaron que habían tenido menos suerte que las del grupo resoluble ( $M= 7, t(30)= -3,7, p<.01$ ). Los hombres, en cambio, no mostraron diferencias ( $M_s= 5,44$  y  $6,06$ ),  $t(34)= -.72, p>.05$ .

No hubo una interacción significativa entre el género y el tipo de tarea en las explicaciones a la «habilidad»,  $F(1, 68)= 2,39, p>.05$  (fig. 1.D). Si bien no hubo diferencias entre hombres ( $M= 3,17, DS= 2,20$ ) y mujeres ( $M= 3,38, DS= 2,16$ ) en la condición irresoluble,  $t(32)= -.27, p>.05$ , en la condición resoluble, las mujeres ( $M= 7,13, DS= 2,25$ ) explicaron su rendimiento en términos de una mayor habilidad que los hombres ( $M= 5,11, DS= 2,89$ ),  $t(32)= -2,25, p<.05$ .



**Figura 1.** Puntuaciones medias de los grupos en las explicaciones causales de dificultad (1-A), esfuerzo (1-B), suerte (1-C) y habilidad (1-D)

Los resultados indican que las explicaciones causales varían en función de la naturaleza resoluble-irresoluble de la tarea. El fracaso en la prueba de anagramas irresolubles llevó a los sujetos a explicar su ejecución a la dificultad, a la baja habilidad y a la mala suerte, una tendencia que cambió cuando los problemas se consiguieron solucionar. Hombres y mujeres no mostraron diferencias en esta pauta.

#### Discusión general y conclusiones

Los resultados obtenidos en esta investigación permiten poner de manifiesto varios aspectos. En primer lugar, que el estilo explicativo tiende a ser más optimista en las chicas, lo cual apoya los datos recogidos en otros estudios (Martínez y Se well, 2000; Nolen-Hoeksema et al., 1992). Sin embargo, las diferencias desaparecen cuando se analizan de forma separada las dimensiones de internalidad, estabilidad y globalidad. La similitud de los datos se hace más patente aún al considerar las explicaciones causales que chicas y chicas realizan de su rendimiento en una tarea concreta. En este caso, las diferencias estuvieron determinadas más por la condición de la prueba (resoluble vs. irresoluble), que por el género de los participantes.

A pesar de hallarse más semejanzas que diferencias, cuando se trata de explicar el rendimiento en una tarea con solución, las chicas confían más que los chicos en la habilidad y en el esfuerzo. Previamente, Phillips (1984) también había observado que las chicas atribuían el buen rendimiento escolar a estos factores. En cambio, citaban como causa más importante de fracaso el apoyo insuficiente de padres y profesores (causa externa). Las investigaciones llevadas a cabo en los últimos años sugieren que los factores de habilidad y esfuerzo tienen un efecto positivo en las expectativas, los sentimientos de control y el estado de ánimo, especialmente cuando se utilizan para explicar el éxito (Docampo, 1999; Manassero y Vázquez, 1995; Montero, 1990), lo cual los convierte en un enfoque del rendimiento más positivo.

Este estudio presenta una serie de aspectos que es necesario comentar. Si bien el estilo explicativo ha demostrado ser estable en el tiempo, recientemente se ha hallado evidencia de variaciones en algunos/as jóvenes (Schwartz et al., 2000). Realizar un seguimiento en este grupo de edad podría determinar si el estilo explicativo cambia, convirtiéndose más pesimista en las chicas, tal y como han sugerido Nolen-Hoeksema y Girkus (1995). Por otro lado, sería interesante comprobar si los hallazgos de este estudio se generalizan cuando a los/as estudiantes se les permite expresar espontánea-

mente las explicaciones para su rendimiento. Se ha observado que los sujetos no siempre clasifican las causas de la misma manera que los investigadores (Pérez-García y Sanjuán, 2000; Sampascual, Navas y Castejón, 1994). Por ejemplo, la teoría de Weiner predice que la suerte y la capacidad son elementos incontrolables, sin embargo, algunos jóvenes estiman que son controlables (Sampascual et al., 1994). Por tanto, es fundamental conocer cómo los/as adolescentes interpretan las causas en base a estos parámetros para poder valorar correctamente la naturaleza optimista o adaptativa de las explicaciones causales y su efecto sobre la conducta.

Esta investigación constituye una aportación más al estudio de las explicaciones causales y las diferencias de género. Los resultados ponen de manifiesto el relevante papel que desempeñan las experiencias de éxito/fracaso en el juicio explicativo, y su independencia con respecto al género. No obstante, la influencia que parecen tener las explicaciones causales sobre el rendimiento hace necesario prestar una especial atención al enfoque explicativo de los/as alumnos/as con el objetivo de corregir estilos desadaptativos y definir pautas más optimistas que promuevan su motivación y percepción de control.

### Referencias

- Abramson, L.Y., Seligman, M.E.P. y Teasdale, J.D. (1978). Learned helplessness in humans: Critique and reformulations. *Journal of Abnormal Psychology*, 87, 49-74.
- Buchanan, G.M. y Seligman, M.E.P. (1995). *Explanatory Style*. Hillsdale. New Jersey: Erlbaum.
- Campbell, C.R. y Henry, J.W. (1999). Gender differences in self-attributions: Relationship of gender to attributional consistency, style, and expectations for performance in a college course. *Sex Roles*, 41(1-2), 95-104.
- Cano, F. (2000). Diferencias de género en estrategias y estilos de aprendizaje. *Psicothema*, 12(3), 360-367.
- Cole, D.A., Martin, J.M., Peeke, L.A., Seroczynski, A.D. y Fier, J. (1999). Children's over and underestimation of academic competence: a longitudinal study of gender differences, depression and anxiety. *Child Development*, 70(2), 459-473.
- Craighead, W.E. (1991). Cognitive factors and classification issues in adolescent depression. *Journal of Youth and Adolescence*, 20, 311-326.
- Chandler, T.A. y Spies, C.J. (1996). Semantic differential comparisons of attributions and dimensions among respondents from seven nations. *Psychological Reports*, 79, 747-758.
- DeMoss, K., Milich, R. y DeMers, S. (1993). Gender, creativity, depression and attributional style in adolescents with high academic ability. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 21, 455-467.
- Docampo, M.M. (1999). *Infuencia del estilo atribucional interno-externo en la vulnerabilidad a la indefensión aprendida y su efecto sobre el rendimiento académico*. Tesis doctoral no publicada. Universidad de La Coruña.
- Eccles-Parsons, J., Adler, T. y Meece, J.L. (1984). Sex differences in achievement: a test of alternate theories. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(1), 26-43.
- Frey, K.S. y Ruble, D.N. (1987). What children say about classroom performance: Sex and grade differences in perceived competence. *Child Development*, 58, 1.066-1.078.
- Gladstone, T.R.G., Kaslow, N.J., Seeley, J.R. y Lewinsohn, P.M. (1997). Sex differences, attributional style and depressive symptoms among adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(4), 297-305.
- Gotlib, I.H., Lewinsohn, P.M., Seeley, J.R., Rohde, P. y Redner, J.E. (1993). Negative cognitions and attributional style in depressed adolescents: An examination of stability and specificity. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 607-615.
- Licht, B.G. y Dweck, C.S. (1984). Determinants of academic: the interaction of children's achievement orientations with skill area. *Developmental Psychology*, 20, 628-636.
- Manassero, M.A. y Vázquez, A. (1995). La atribución causal y la predicción del logro escolar: patrones causales, dimensionales y emocionales. *Estudios de Psicología*, 54, 3-22.
- Martín, F. y Camarero, F. (2001). Diferencias de género en los procesos de aprendizaje en universitarios. *Psicothema*, 13(4), 598-604.
- Martínez, R. y Sewell, K.W. (2000). Explanatory style in college students: Gender differences and disability status. *College Student Journal*, 34(1), 72-78.
- Montero, J.R. (1990). Fracaso escolar: un estudio experimental en el marco de la teoría de la indefensión aprendida. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 43(2), 257-270.
- Navas, L., Castejón, J.L. y Sampascual, G. (2000). Un contraste del modelo atribucional de la motivación de Weiner en contextos educativos. *Revista de Psicología Social*, 15(2), 69-85.
- Nicholls, J.G. (1975). Causal attributions and other achievement-related cognitions: effects of task outcomes, attainment value and sex. *Journal of Personality and Social Psychology*, 31, 379-389.
- Nolen-Hoeksema, S. y Girgus, J.S. (1995). Explanatory style and achievement, depression and gender differences in childhood and early adolescence. En G. M. Buchanan y M.E.P. Seligman (Eds.). *Explanatory Style*. New Jersey: Hillsdale.
- Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J.S. y Seligman, M.E.P. (1991). Sex difference in depression and explanatory style in children. *Journal of Youth and Adolescence*, 20, 233-245.
- Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J.S. y Seligman, M.E.P. (1992). Predictors and consequences of childhood depressive symptoms: a 5-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 405-422.
- Parsons, J.E. (1983). Attributions, learned helplessness, and sex differences in achievement. *Journal of Educational Equity and Leadership*, 3, 19-27.
- Pérez-García, A.M. y Sanjuán, P. (2000). Perfiles de personalidad y atribución. Factores causales y dimensiones atributivas. *Boletín de Psicología*, 67, 27-43.
- Peterson, C. y Seligman, M.E.P. (1984). Causal explanations as a risk factor for depression: theory and evidence. *Psychological Review*, 91, 347-374.
- Phillips, D. (1984). The illusion of incompetence among academically competent children. *Child Development*, 55(6), 2.000-2.016.
- Postigo, Y., Pérez-Echeverría, M. y Sanz, A. (1999). Un estudio acerca de la diferencias de género en la resolución de problemas científicos. *Enseñanza de las Ciencias*, 17(2), 247-258.
- Quiggle, N.L., Garber, J., Panak, W.F. y Dodge, K.A. (1992). Social information processing in aggressive and depressed children. *Child Development*, 63, 1.305-1.320.
- Ritchie, W.F. (2000). An exploration of college student explanatory style and its relationship to academic performance. *Humanities and Social Sciences*, 60, 2375.
- Sampascual, G., Navas, L. y Castejón, J.L. (1994). Procesos atribucionales en la educación secundaria obligatoria: un análisis para la reflexión. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 47(4), 449-459.
- Schwartz, J.A., Kaslow, N.J., Seeley, J. y Lewinsohn, P. (2000). Psychological, cognitive and interpersonal correlates of attributional change in adolescents. *Journal of Clinical Child Psychology*, 29(2), 188-198.
- Seligman, M.E.P. (1998). *Aprenda optimismo*. Barcelona: Grijalbo (orig. 1990).
- Seligman, M.E.P. y Peterson, C. (1986). A learned helplessness perspective on childhood depression. Theory and research. En M. Rutter, C.E. Izard y P.B. Read (Eds.). *Developmental and Clinical perspectives*. New York: Guilford Press.
- Seligman, M.E.P., Peterson, C., Kaslow, N.J., Tanenbaum, R.J., Alloy, L.B. y Abramson, L.Y. (1984). Attributional style and depressive symptoms among children. *Journal of Abnormal Psychology*, 83(2), 235-238.
- Spirito, A., Overholser, J. y Hart, K. (1991). Cognitive characteristics of adolescent suicide attempts. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 30, 604-608.
- Weiner, B. (1986). *An Attributional Theory of Achievement Motivation and Emotion*. New York: Springer-Verlag.