



## ESTUDIO DE LA VALIDEZ DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DEL CUESTIONARIO DE ESTILO ATRIBUCIONAL ANTE SITUACIONES NEGATIVAS

PILAR SANJUÁN, ALEJANDRO MAGALLARES, JOSÉ LUIS GONZÁLEZ  
Y ANA PÉREZ-GARCÍA

Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED), Madrid, España

**Resumen:** El estilo explicativo negativo, definido como la tendencia a explicar las situaciones negativas mediante causas internas, estables y globales, ha sido asociado con diferentes emociones negativas como depresión. La mayoría de los estudios han empleado el *Attributional Style Questionnaire* (ASQ; Peterson et al., 1982) para evaluarlo. El objetivo del presente estudio fue analizar la validez de constructo y criterio de la versión española del ASQ para situaciones negativas. Los resultados del análisis factorial confirmatorio, realizado con los datos de 815 personas, mostraron que los ítems del cuestionario se ajustan a un modelo de tres factores, correspondientes a las tres dimensiones atribucionales, que están relacionados entre sí. Por otra parte, tanto las dimensiones atribucionales como el estilo explicativo negativo correlacionaron positivamente con depresión y afecto negativo y negativamente con afecto positivo. De acuerdo con estos resultados, se concluye que el cuestionario es válido y puede ser empleado con garantía.

**Palabras clave:** Estilo explicativo negativo; validez de constructo; validez de criterio; depresión; afecto negativo; afecto positivo.

*A study on the validity of the Spanish version of the Attributional Style Questionnaire for negative situations*

**Abstract:** Negative explanatory style, defined as the tendency to explain negative events with internal, stable and global causes, has been associated with different negative emotions such as depression. For its assessment most studies employed the *Attributional Style Questionnaire* (ASQ; Peterson et al., 1982). The objective of the current study was to analyze the construct and criterion validity of the Spanish version of the ASQ for negative situations. The results of a confirmatory factor analysis with data of 815 subjects showed that the questionnaire items fit a three-factor model, corresponding to three interrelated attributional dimensions. Moreover, both the attributional dimensions as well as a negative explanatory style correlated positively with depression and negative affect, and negatively with positive affect. According to these results, it is concluded that the questionnaire is valid and can be used with confidence.

**Keywords:** Negative explanatory style; construct validity; criterion validity; depression; negative affect; positive affect.

### INTRODUCCIÓN

El estilo atribucional o explicativo es una variable cognitiva de personalidad que se refie-

re a la manera habitual en que las personas explican los sucesos que les ocurren. Aunque las causas aducidas para explicar las situaciones son muy diversas, la reformulación atribucional de la teoría de la indefensión aprendida (Abramson, Seligman y Teasdale, 1978) consideró que estas causas se pueden agrupar en función de tres dimensiones atribucionales: (1) Internali-

---

Recibido: 27 marzo 2012; aceptado: 15 abril 2012.

*Correspondencia:* Pilar Sanjuán, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Educación a Distancia, Juan del Rosal, 10, Ciudad Universitaria, 28040 Madrid, España. Correo-e: psanjuan@psi.uned.es

dividuo o por causas ajenas al mismo; (2) Estabilidad-Inestabilidad, en función de que la causa se mantenga o no en el tiempo; y (3) Globalidad-Especificidad, en relación a que la causa afecte a diferentes áreas de la vida de la persona, o sólo a una situación concreta.

El desarrollo teórico de este modelo reformulado se ha focalizado, casi exclusivamente, en el estilo atribucional presentado ante las situaciones negativas y, en concreto, en el estilo explicativo negativo (EEN), que se define como la tendencia relativamente estable a explicar estas situaciones mediante causas internas, estables y globales. Ya en la presentación del modelo (Abramson et al., 1978) se propuso que las personas con un EEN serían más propensas a desarrollar depresión que aquellas personas que se caracterizaran por explicar las situaciones negativas con causas externas, inestables y específicas (denominado estilo explicativo positivo, en oposición al EEN) cuando se enfrentan con situaciones estresantes.

Desde entonces, diferentes estudios realizados desde esta perspectiva teórica, y casi exclusivamente de carácter transversal, han mostrado una asociación entre este estilo y el desarrollo de síntomas depresivos (Alloy, Just y Panzarella, 1997; Alloy y Clements, 1998; Hankin, Abramson y Siler, 2001; Sweeney, Anderson y Bailey, 1986).

Una revisión del modelo anterior, conocida como teoría de la desesperanza (Abramson, Metalsky y Alloy, 1989), ha enfatizado que la dimensión de internalidad, aunque es relevante para la predicción de descensos en la autoestima, es menos importante que las de estabilidad y globalidad en la predicción de la depresión. Por ello, los estudios realizados desde este marco teórico han seguido estudiando el EEN, y han mantenido incluso su denominación, pero considerando que este estilo hace sólo referencias a las atribuciones de estabilidad y globalidad.

Los estudios llevados a cabo desde la teoría de la desesperanza han analizado el EEN teniendo en cuenta su interacción con situaciones estresantes y fundamentalmente desde una perspectiva longitudinal, y han mostrado que el EEN puede predecir tanto los síntomas de depresión (Abela, 2001; Hankin y Abramson, 2002; Metalsky y Joiner, 1997), como la depre-

sión clínica (Alloy et al., 2006; Mongrain y Blackburn, 2005).

Aunque la propuesta inicial asociaba al EEN con el desarrollo de depresión, algunos estudios han encontrado que este estilo también se asocia con otras emociones negativas como síntomas de ansiedad (Johnson y Miller, 1990; Kopecky, Sawyer y Behnke, 2004; Reardon y Williams, 2007), hostilidad (Boman, Smith y Curtis, 2003; Ciarrochi, Heaven y Davies, 2007) o afecto negativo en general (Ahrens y Haaga, 1993; Chang y Sanna, 2007; Sanjuán, Pérez-García, Ruiz y Rueda, 2008a, 2008b).

Además, otros estudios también han encontrado que el EEN se asocia con diferentes formas de psicopatología como trastornos de ansiedad (Fresco, Alloy y Reilly-Harrington, 2006; Haeffel et al., 2003), de personalidad (Iardi y Craighead, 1999; Mongrain y Blackburn, 2005) o esquizofrenia (Moore et al., 2006; Sanjuán, Fraguas, Magallares y Merchán-Naranjo, 2009).

En conjunto, todos estos resultados parecen sugerir que el EEN no se asocia específicamente al desarrollo de depresión, como en principio se había propuesto, sino que parece ser un factor de vulnerabilidad o predisposición para desarrollar diferentes formas de malestar psicológico e, incluso, psicopatología, y, a su vez, ponen de manifiesto unas grandes posibilidades preventivas si se pudieran detectar y tratar a las personas con este estilo antes de que desarrollasen algunas de las manifestaciones negativas que se han descrito previamente.

En cualquier caso, es imprescindible contar con instrumentos de medida fiables y válidos, que permitan evaluar este estilo con las suficientes garantías. En este sentido, el instrumento que más se ha empleado para medir este estilo explicativo es el desarrollado por Peterson y sus colaboradores (1982), y conocido como ASQ, acrónimo de *Attributional Style Questionnaire* (Cuestionario de Estilo Atribucional). En el ASQ se presentan 12 situaciones hipotéticas, 6 positivas y 6 negativas, y en cada una de ellas, las personas tienen que indicar la causa principal que consideran está actuando en esa situación, y señalar, mediante tres diferentes escalas de tipo Likert de 7 puntos, el grado en que creen que esa causa es interna, estable y global.

Es de destacar que este cuestionario evalúe directamente las dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad propuestas por Abramson y colaboradores (1978) para medir los estilos explicativos. El hecho de emplear las dimensiones atribucionales permite superar las limitaciones de muchos estudios en los que los propios investigadores sugieren posibles causas (generalmente capacidad, esfuerzo, dificultad de la tarea y suerte) y después infieren las dimensiones atribucionales teóricas (Weiner, 1991; Weiner y Graham, 1999), puesto que existen evidencias que muestran que los individuos no perciben las causas de la misma manera que sería esperable desde un punto de vista teórico (Chandler y Spies, 1996; Pérez-García y Sanjuán, 1999).

Por otra parte, puesto que el cuestionario incluye situaciones positivas y negativas, permite calcular los estilos explicativos presentados ante ambos tipos de situaciones. De acuerdo con diferentes estudios, los estilos explicativos para situaciones positivas y negativas son diferentes e independientes. Así, por una parte, se ha encontrado sistemáticamente que en poblaciones occidentales sanas, las puntuaciones en el estilo explicativo para situaciones positivas son más elevadas que aquellas del estilo explicativo para situaciones negativas, es decir, las personas hacen atribuciones más internas, estables y globales para las situaciones positivas que para las negativas (ver Mezulis, Abramson, Hyde y Hankin, 2004 para una revisión). Se ha comprobado que el objetivo de este fenómeno, conocido como sesgo atribucional autoensalzante, es la protección de la autoestima (Campbell y Sedikides, 1999). Por otra parte, diferentes estudios han mostrado que las correlaciones entre los estilos explicativos para situaciones positivas y negativas son muy bajas (Reilley et al., 2005; Voeltz et al., 2003) y en los análisis factoriales saturan en factores diferentes e independientes (Corr y Gray, 1996; Joiner y Rudd, 1996).

En relación con sus características psicométricas, diversos estudios han mostrado una adecuada consistencia interna de los items que miden el EEN mediante la versión original del ASQ, con coeficientes alpha que oscilan entre 0,7 y 0,73 (Peterson et al., 1982; Reivich, 1995; Reivich y Gillham, 2003; Sweeney et al., 1986).

En la misma línea, también se han encontrado adecuadas consistencias internas de los items que miden el EEN en los diferentes estudios que han empleado la versión española del ASQ (Sanjuán y Magallares, 2006a, 2006b, 2008, 2009; Sanjuán, Magallares y Gordillo, 2011; Sanjuán et al., 2008a, 2008b), que alcanza índices ligeramente superiores a los encontrados en la versión original con población norteamericana, oscilando entre 0,74 y 0,80.

Cuando se estudia la consistencia interna teniendo en cuenta las dimensiones por separado, se encuentran también fiabilidades adecuadas excepto para la dimensión de internalidad que obtiene coeficientes más bajos, con un promedio de 0,60 (Joiner y Metalsky, 1999; Peterson et al., 1982; Reivich, 1995; Reivich y Gillham, 2003; Sweeney et al., 1986). Otros estudios que han empleado diferentes cuestionarios, incluso con distintos formatos de respuesta, y con mayor número de items, también han encontrado que la fiabilidad de la dimensión de internalidad es más baja, lo que ha llevado a sugerir que este hecho no está reflejando un posible problema de los cuestionarios de medida, sino la falta de consistencia de las atribuciones de internalidad *per se* (Joiner y Metalsky, 1999; Rodríguez-Naranjo y Caño, 2010).

Estudios llevados a cabo para validar la teoría que subyace en el instrumento han probado la validez de constructo del ASQ original (Reivich, 1995; Reivich y Gillham, 2003; Schulman, Castellon y Seligman, 1989), es decir, han mostrado que los items que miden el EEN se agrupan de acuerdo con las tres dimensiones atribucionales propuestas de internalidad, estabilidad y globalidad.

Por otra parte, gran cantidad de estudios han mostrado la validez de criterio del instrumento original, al encontrar, tal como ya se ha expuesto previamente, que el EEN, medido a través del ASQ, puede predecir diferentes resultados negativos, como depresión (Alloy et al., 2006; Hankin y Abramson, 2002; Mongrain y Blackburn, 2005; Rueger y Malecki, 2011; Sweeney et al., 1986), ansiedad (Johnson y Miller, 1990; Kopecky et al., 2004; Reardon y Williams, 2007) o diferentes emociones negativas (Ahrens y Haaga, 1993; Boman et al., 2003; Chang y Sanna, 2007; Ciarrochi et al., 2007).

La fiabilidad de la versión española del ASQ o Cuestionario de Estilo Atribucional se ha abordado directamente en varios estudios previos (Sanjuán y Magallares, 2006a; 2008) y se ha corroborado en estudios posteriores que han empleado el cuestionario (Sanjuán y Magallares, 2006b, 2009; Sanjuán et al., 2011; Sanjuán et al., 2008a, 2008b), sin embargo, el estudio de su validez, estaba todavía pendiente, por ello, el principal objetivo del presente estudio fue obtener evidencias sobre la validez de constructo del Cuestionario de Estilo Atribucional para situaciones negativas. Para analizar la validez de constructo de la escala se realizará un análisis factorial confirmatorio con el que esperamos poder corroborar la estructura teórica hipotética de las tres dimensiones atribucionales propuestas (internalidad, estabilidad y globalidad) para las situaciones negativas. Adicionalmente también queríamos corroborar la validez de criterio, para lo cual se estudiarán las relaciones entre el EEN, así como las dimensiones atribucionales que lo componen, con medidas de depresión y afecto negativo y positivo. De acuerdo con todas las evidencias que se han presentado previamente esperamos que el EEN, y sus dimensiones, se relacionen de forma directa con afecto negativo y depresión, y de forma indirecta con afecto positivo.

## MÉTODO

### *Participantes*

La muestra estuvo compuesta por 815 personas (30,6% de varones y 69,4 % de mujeres) con edades comprendidas entre 17 y 63 años y una media de edad de 35,9 años (Desviación típica=10,34) que voluntariamente accedieron a participar en la investigación. En promedio, los participantes habían estudiado durante 13 años. En concreto, el 9% había terminado la educación básica obligatoria, el 51,8% el bachillerato y el 39,2% tenía un título universitario.

### *Instrumentos de evaluación y procedimiento*

El total de los 815 participantes fueron evaluados del EEN mediante el ASQ (Peterson et

al., 1982; Versión Española: Sanjuán y Magallares, 2006a) y del afecto negativo y positivo mediante la *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS; Watson, Clark, y Tellegen, 1988; Versión española: Sandín et al., 1999). Doscientos cuarenta y dos de estos participantes fueron evaluados también de los síntomas depresivos mediante la subescala correspondiente de la *Symptom Checklist* (SCL-90-R; Derogatis 1975; Versión española: González de Rivera et al., 1989).

El ASQ consta de 12 situaciones hipotéticas, 6 con un resultado positivo y 6 con resultado negativo. Ante cada una de estas situaciones, el sujeto tiene que señalar, mediante 3 diferentes escalas de tipo Likert de 7 puntos, el grado en que cree que la situación es debida a factores internos, estables y globales, siendo el «1» indicativo de que considera que la situación es totalmente debida a factores externos, inestables y específicos, y el «7» que piensa que la situación es producida por factores totalmente internos, estables y globales.

El cuestionario permite la obtención de diferentes puntuaciones para situaciones positivas y negativas separadamente. Así, se puede obtener una puntuación por cada una de las dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad, basadas en 6 ítems cada una, y una global, teniendo en cuenta las tres dimensiones conjuntamente, basada en 18 ítems, y que se correspondería con el estilo atribucional, ya sea para situaciones positivas o negativas. Dado que el EEN es la tendencia a explicar mediante causas internas, estables y globales las situaciones negativas, en el presente estudio sólo se evaluaron los 18 ítems correspondientes a las 6 situaciones negativas (que en el cuestionario son las situaciones números 2, 4, 5, 7, 8 y 11).

En el presente estudio, la consistencia interna de los ítems que evalúan el EEN, medida a través del coeficiente de Cronbach, fue de 0,77. Si se considera el EEN como compuesto sólo por las dimensiones de Estabilidad y Globalidad, tal y como lo entiende la teoría de la desesperanza, el coeficiente también alcanzó el 0,77. Teniendo en cuenta las dimensiones separadamente, los coeficientes fueron de 0,53, 0,71 y 0,72 para internalidad, estabilidad y globalidad respectivamente.

El *PANAS* consta de 20 ítems, 10 relativos a la dimensión de afecto positivo y otros 10 que miden afecto negativo. Los participantes contestaban mediante escalas de 5 puntos el grado en que experimentaban distintas emociones de manera habitual. Los coeficientes alcanzados en el presente estudio fueron de 0,85 y 0,89 para las subescalas de afecto positivo y negativo respectivamente.

La *Symptom Checklist* (SCL-90-R) consta de 90 ítems que recogen diferentes síntomas psicológicos agrupados en 9 dimensiones: somatización, obsesivo-compulsivo, sensibilidad interpersonal, depresión, ansiedad, hostilidad, ansiedad fóbica, ideación paranoide y psicoticismo. Los participantes valoran con escalas de 7 puntos como se sienten en el momento presente. En este estudio solo usamos los 13 ítems correspondientes a la sub-escala de depresión, que obtuvo un coeficiente de 0,91.

## RESULTADOS

Antes de iniciar el estudio de la validez de constructo se realizaron diferentes análisis de varianza para comprobar si existían diferencias en función del género en las variables de interés. Dado que varones y mujeres no se diferenciaron en ninguna de las dimensiones atribucionales, ni en el EEN (todas las  $p_s > 0,51$ ), en los análisis posteriores se empleó la muestra completa.

Para estudiar la validez de constructo, es decir, para poner a prueba si los ítems correspondientes a las situaciones negativas del Cuestionario de Estilo Atribucional se agrupaban formando tres factores, correspondientes a las tres dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad, se empleó la técnica del análisis factorial confirmatorio. Aunque el análisis factorial exploratorio es una herramienta útil en áreas en las que no se conoce la posible agrupación de los datos, cuando existen hipótesis plausibles sobre la estructura de un modelo, como es el caso (Reivich, 1995; Reivich y Gillham, 2003; Sanjuán y Magallares, 2008; Schulman et al., 1989), se aconseja el uso del análisis factorial confirmatorio (Bollen, 1989).

El tamaño muestral fue suficiente dado que la relación entre el número de sujetos y el nú-

mero de ítems fue mayor que 45:1 (Bentler y Chou, 1987; Bollen, 1989; Tanaka, 1987).

En concreto se pusieron a prueba cuatro modelos distintos, en el primero, se consideraron los tres factores, correspondientes a las tres dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad, como independientes. En el segundo se planteó que estos tres factores estaban relacionados entre sí, en el tercero, se consideró que estos tres factores se agrupaban formando un factor de orden superior y en el cuarto se planteó que serían las dimensiones de estabilidad y globalidad las que formarían el factor de orden superior, quedando la dimensión de internalidad independiente de las otras dos.

Para realizar estos análisis factoriales confirmatorios se empleó el programa AMOS (Arbuckle, 2011). Para el estudio de los ajustes de los modelos no se pudo emplear el test de  $\chi^2$ , dado que es muy sensible al tamaño de la muestra, no siendo aconsejable cuando el número de casos es mayor de 400, pues siempre resulta significativa. Por ello, entre la gran cantidad de índices de ajuste existentes, elegimos algunos que son bien conocidos y recomendados, como el RMSEA (residual mean squared error approximation Index) y el GFI (goodness of fit index). Los valores entre 0,05 y 0,07 o menores en el caso del RMSEA, y superiores a 0,9 en el caso del GFI indican un buen ajuste (Bollen y Long, 1993; Byrne, 2010; Kline, 2011).

Teniendo en cuenta estos índices, se puede decir que el modelo que mostró el mejor ajuste es el de los tres factores relacionados (RMSEA = 0,06 y GFI = 0,96), dado que los otros tres modelos o no alcanzaron los puntos de corte en ambos criterios, como es el caso del modelo de tres factores independientes (RMSEA = 0,10 y GFI = 0,62), o sólo alcanzaron el punto de corte en uno de los índices, como el modelo de un superfactor con las dimensiones de estabilidad y globalidad (RMSEA = 0,08 y GFI = 0,90), o aún alcanzado estos puntos de corte, obtenían peores índices, como el modelo de un superfactor con las tres dimensiones (RMSEA = 0,07 y GFI = 0,94). El modelo de tres factores relacionados, que es el que obtuvo un buen ajuste, con los coeficientes estandarizados, se muestra en la Figura 1.



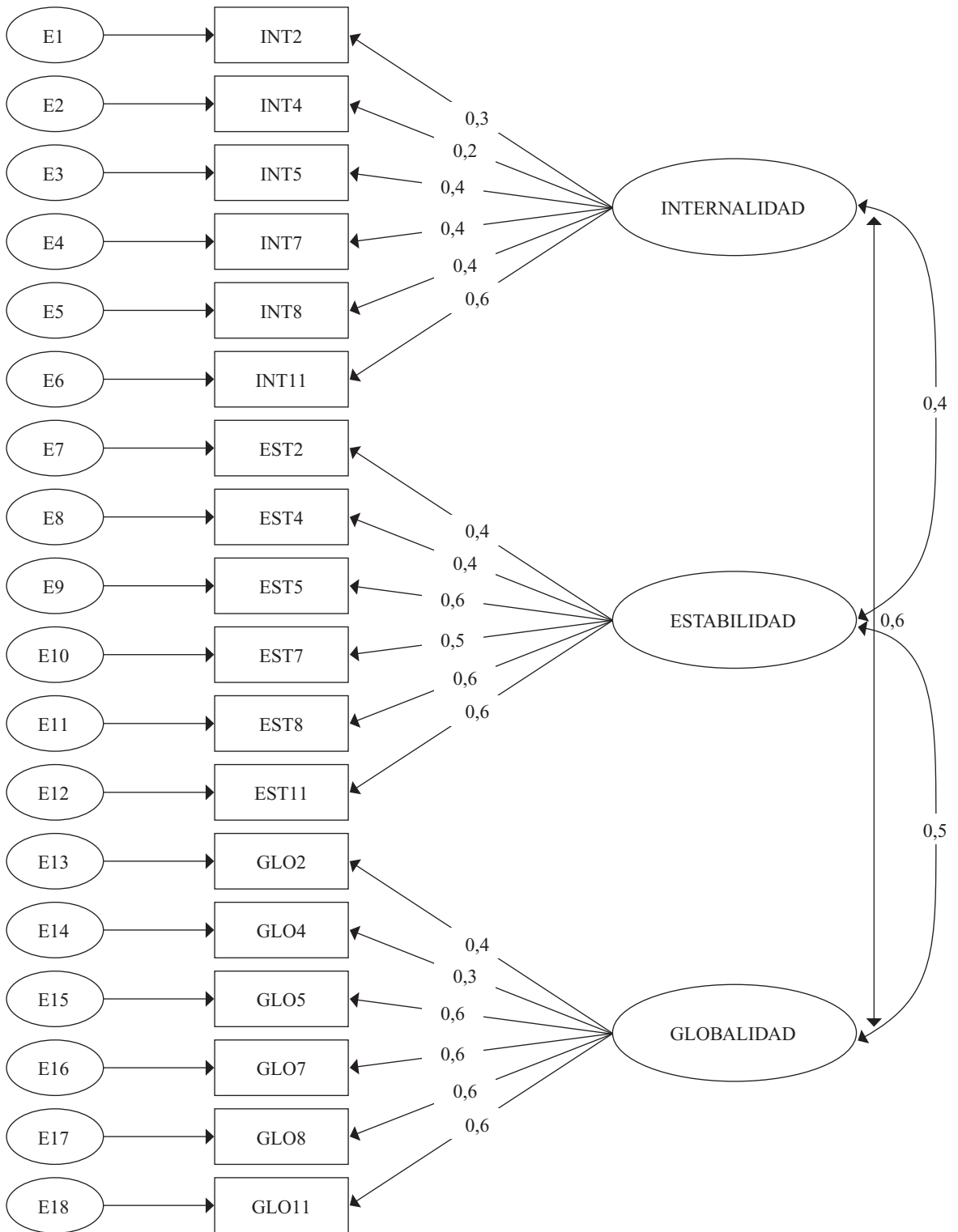


Figura 1. Modelo de tres facotres relacionados con los coeficientes estandarizados (β).  
 INT = Internalidad; EST = Estabilidad; GLO = Globalidad

Para estudiar la validez de criterio concurrente se obtuvieron los coeficientes de correlación de Pearson entre el EEN, así como de cada una de las dimensiones que lo componen, y las medidas de depresión y de afecto negativo y positivo. Puesto que varones y mujeres, además de no diferir en el EEN y sus dimensiones, tampoco diferían en depresión y afecto positivo y negativo (todas las  $ps > 0,20$ ), estas correlaciones se calcularon con todos los participantes conjuntamente. Tal como se muestra en la Tabla

1, las correlaciones que mantienen el EEN y sus dimensiones con afecto negativo y síntomas depresivos son todas directas o positivas, tal y como se había predicho. A excepción de la correlación entre la dimensión de internalidad y síntomas depresivos que no alcanzó la significación, todas las demás son estadísticamente significativas. En relación con las correlaciones con afecto positivo todas van en la dirección predicha y son todas significativas menos la que se mantiene con la dimensión de estabilidad.

Tabla 1. Correlaciones del Estilo Explicativo Negativo y las dimensiones atribucionales con medidas de depresión y afecto positivo y negativo

	Afecto Positivo(a)	Afecto Negativo(a)	Síntomas Depresivos(b)
Internalidad	-0,14**	0,19**	0,07
Estabilidad	-0,07	0,14**	0,12*
Globalidad	-0,13**	0,29**	0,23**
EEN (I+E+G)	-0,15**	0,29**	0,23**
EEN (E+G)	-0,12**	0,27**	0,19*

Nota: EEN (I+E+G)=Estilo Explicativo Negativo basado en las dimensiones de Internalidad, Estabilidad y Globalidad; EEN (E+G)=Estilo Explicativo Negativo basado en las dimensiones de Estabilidad y Globalidad. (a)= datos basados en  $n=815$ ; (b)= datos basados en  $n=242$ . \* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,001$ .

## DISCUSIÓN

El principal objetivo del presente estudio fue analizar la validez, tanto de constructo como de criterio, de la versión española del ASQ, o Cuestionario de Estilo Atribucional. De acuerdo con los resultados de los análisis factoriales confirmatorios realizados, se puede decir que los items relativos a las situaciones negativas de dicho cuestionario se agrupan en tres factores, que se corresponden con las tres dimensiones atribucionales propuestas, de internalidad, estabilidad y globalidad, y que estos tres factores o dimensiones atribucionales están relacionados entre sí.

Con estos resultados, dado que confirman la agrupación de los items en tres factores, que se corresponden con las tres dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad, se puede afirmar que esta adaptación española del Cuestionario de Estilo Atribucional para situaciones negativas es un instrumento válido, o lo que es lo mismo, que mide lo que realmente dice que mide, es decir, es un instru-

mento adecuado para la medida de las dimensiones atribucionales de las causas que las personas emplean para explicar las situaciones negativas.

El modelo que logra un mejor ajuste es el de tres factores relacionados entre sí, es decir, el que considera que las tres dimensiones atribucionales de internalidad, estabilidad y globalidad están interrelacionadas. No obstante, hay que señalar también que el modelo que propone un superfactor formado por estas tres dimensiones, también obtiene índices, que aunque peores que estos otros, muestran también un adecuado ajuste. Por ello, se puede sugerir que está justificado el empleo tanto de las tres puntuaciones correspondientes a las dimensiones atribucionales por separado, como aquella global que se corresponde con el EEN.

Nuestros resultados también corroboran la validez de criterio del cuestionario, puesto que, tanto el EEN como las dimensiones que lo componen, correlacionan positivamente con la medida de afecto negativo, tal como otros estudios ya habían mostrado previamente (Ahrens y

Haaga, 1993; Boman et al., 2003; Chang y Sanna, 2007; Ciarrochi et al., 2007; Sanjuán et al., 2008a, 2008b). Por otra parte, a excepción de internalidad, que no se asoció significativamente con los síntomas depresivos, las demás dimensiones, ya sea por separado o agrupadas, mantenían correlaciones positivas y significativas con estos síntomas. En su conjunto, estos datos, además de ser prueba de la validez de criterio del cuestionario, ponen de manifiesto que el EEN constituye un estilo cognitivo desadaptativo con consecuencias negativas en el dominio psicológico.

En relación con la asociación entre el EEN y sus diferentes dimensiones con la medida de afecto positivo, hay que destacar que, aunque las correlaciones son inversas o negativas, tal como se esperaba, y a pesar de que son estadísticamente significativas, a excepción de la dimensión de estabilidad, tienen una magnitud baja, de mucha menor intensidad que las mantenidas con la medida de afecto negativo o de síntomas depresivos. Es necesario considerar la posibilidad de que hayan alcanzado la significación estadística por el elevado número de la muestra, y, por lo tanto, también habría que dudar de su relevancia psicológica. Aunque estudios posteriores deberían corroborar esta tendencia en relación con el afecto positivo, los resultados actuales parecen indicar que el EEN tiene mucho más poder predictivo cuando se consideran las emociones negativas que cuando se tienen en cuenta las positivas.

Nuestros resultados no concuerdan con otros anteriores en los que se había encontrado que los ítems correspondientes a las dimensiones de estabilidad y globalidad se incluían en un mismo factor, mientras que los relativos a la dimensión de internalidad saturaban en otro factor diferente e independiente (Corr y Gray, 1996; Joiner y Rudd, 1996). Sin embargo, sí son consistentes con los resultados obtenidos en otros trabajos que han empleado versiones del ASQ con más ítems, en los que sí se encuentran las tres dimensiones atribucionales (Joiner y Metalsky, 1999; Rodríguez-Naranjo y Caño, 2010). Estos resultados inconsistentes en relación con la dimensión de internalidad, junto con su más baja fiabilidad, cuando se entiende como consistencia interna, que además no sólo se encuen-

tra en la versión original del ASQ y su adaptación, sino también en otros cuestionarios, incluso con diferentes formatos, han hecho que algunos autores sugieran que esta circunstancia no se debe a problemas de medida de los cuestionarios, sino que se puede deber a que las atribuciones de internalidad pueden ser inconsistentes de por sí (Joiner y Metalsky, 1999; Rodríguez-Naranjo y Caño, 2010).

Por otra parte, aunque muchos estudios que han incluido la dimensión de internalidad en el EEN han encontrado asociación con síntomas depresivos (Alloy et al., 1997; Alloy y Clements, 1998; Hankin et al., 2001; Sweeney et al., 1986), algunos de los pocos estudios que han analizado las dimensiones separadamente han encontrado que la dimensión de internalidad no se asociaba con síntomas depresivos (Bennett y Elliot, 2005; Rodríguez-Naranjo y Caño, 2010; Sanjuán, Arranz y Castro, 2012), tal y como nosotros hemos encontrado en el presente estudio.

En su conjunto, todos los datos relativos a la dimensión de internalidad parecen indicar una falta de coherencia en su funcionamiento, que creemos puede ser debida a su relación con la dimensión de controlabilidad. Algunos resultados sugieren que el EEN sólo se asociaría con síntomas depresivos cuando se acompaña de percepción de incontrolabilidad (Bruch y Belkin, 2001; Janoff-Bulman, 1979; Sanjuán y Magallares, 2009). Así, los resultados relativos tanto a su baja consistencia interna como a las inconsistencias en su patrón de relación con los síntomas depresivos pueden deberse a que algunas atribuciones de internalidad se asocian con controlabilidad, mientras que otras se asociarían con incontrolabilidad.

La controlabilidad de la situación fue el tema clave en la propuesta teórica original (Abramson et al., 1978), sin embargo se sustituyó por el de situación negativa, cuando la realidad es que las situaciones negativas pueden ser consideradas tanto como controlables como incontrolables. Se necesitan futuros estudios que recuperen y midan también la dimensión de controlabilidad, y que puedan corroborar esta propuesta, además de comprobar si la controlabilidad se asocia diferencialmente a las distintas dimensiones atribucionales, y si su relación con la dimensión de internalidad es de mayor magnitud.



No obstante, también hay que señalar que aunque la dimensión de internalidad tiene una consistencia interna más baja, con un promedio de 0,60, no se puede considerar un problema severo. Si bien no es una circunstancia ideal, puede ser aceptable cuando se emplee para propósitos de investigación (Joiner y Metalsky, 1999; Nunnally, 1978).

Por último, es necesario señalar que, dado que las emociones negativas, como la depresión, aunque sea con manifestaciones subclínicas, inciden de manera adversa en la calidad de vida de las personas (Martin et al., 2010), sería importante poner en marcha programas de intervención que pudieran, ya sea prevenir su aparición, incidiendo en las variables que los diferentes estudios han mostrado ser antecedentes de su inicio, como el EEN, o a través de su tratamiento directo en el caso de que ya hayan aparecido (Miró et al., 2011).

El presente trabajo muestra algunas limitaciones que es necesario mencionar. Por una parte, el carácter transversal del estudio no nos ha permitido comprobar si el EEN y sus diferentes dimensiones son capaces de predecir los síntomas depresivos y el afecto negativo a medio y largo plazo. Sólo los estudios longitudinales que controlen las diferentes medidas en las distintas ocasiones pueden establecer más claramente las relaciones causales entre las variables. Por otra parte, en futuros estudios no sólo debería abordarse el análisis de la validez de constructo de los ítems que evalúan el estilo explicativo presentado ante las situaciones positivas, sino también la posibilidad de que su asociación con medidas de afecto positivo sea más robusta que la que mantiene el estilo explicativo para las situaciones negativas con estas medidas, dado que los resultados obtenidos en algunos estudios sugieren que la tendencia a explicar las situaciones positivas mediante causas internas, estables y globales tiene un rol protector sobre el bienestar psicológico (Cheng y Furnham, 2001; 2003).

A pesar de estas limitaciones, el presente estudio muestra claramente que el Cuestionario de Estilo Atribucional para situaciones negativas es una herramienta válida y adecuada para la medida de las dimensiones atribucionales de las causas que las personas emplean para explicar las situaciones negativas.

## REFERENCIAS

- Abela, J. (2001). The hopelessness theory of depression: A test of the diathesis-stress and causal mediation components in third and seventh grade children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 29, 241-254.
- Abramson, L.Y., Metalsky, G.I., y Alloy, L.B. (1989). Hopelessness depression: A theory-based subtype of depression. *Psychological Review*, 96, 358-372.
- Abramson, L.Y., Seligman, M.E., y Teasdale, J.D. (1978). Learned helplessness in humans: critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology*, 87, 49-74.
- Ahrens, A., y Haaga, D. (1993). The specificity of attributional style and expectations to positive and negative affectivity, depression, and anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 17, 83-98.
- Alloy, L., Abramson, L.Y., Whitehouse, W., Hogan, M., Panzarella, C., y Rose, D. (2006). Prospective incidence of first onsets and recurrences of depression in individuals at high and low cognitive risk for depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 115, 145-156.
- Alloy, L., y Clements, C.M. (1998). Hopelessness theory of depression: Tests of the symptom component. *Cognitive Therapy and Research*, 22, 303-335.
- Alloy, L., Just, N., y Panzarella, C. (1997). Attributional style, daily life events, and hopelessness depression: Subtype validation by prospective variability and specificity of symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 21, 321-344.
- Arbuckle, J.L. (2011). *AMOS: A Structural Equations Modeling Program* (Versión 20.0)[Programa]. Chicago: SPSS.
- Bennett, K., y Elliot, M. (2005). Pessimistic explanatory style and cardiac health: What is the relation and the mechanism that links them? *Basic and Applied Social Psychology*, 27, 39-248.
- Bentler, P., y Chou, C. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods y Research*, 16, 78-117.
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Bollen, K., y Long, J. (1993). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Boman, P., Smith, D., y Curtis, D. (2003). Effects of pessimism and explanatory style on development of anger in children. *School Psychology International*, 24, 80-94.
- Bruch, M., y Belkin, D. (2001). Attributional style in shyness and depression: Shared and specific maladaptive patterns. *Cognitive Therapy and Research*, 25, 247-259.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Taylor y Francis Group.
- Campbell, K., y Sedikies, C. (1999). Self-threat magnifies the self-serving bias: A meta-analytic integration. *Review of General Psychology*, 3, 23-43.

- Chandler, T., y Spies, C.J. (1996). Semantic differential comparison of attributions and dimensions among respondents from seven nations. *Psychological Reports*, 79, 747-758.
- Chang, E., y Sanna, L. (2007). Affectivity and psychological adjustment across adult generations: Does pessimistic explanatory style still matter? *Personality and Individual Differences*, 43, 1149-1159.
- Cheng, H., y Furnham, A. (2001). Attributional style and personality as predictors of happiness and mental health. *Journal of Happiness Studies*, 2, 307-327.
- Cheng, H., y Furnham, A. (2003). Attributional style and self-esteem as predictors of psychological well-being. *Counselling Psychology Quarterly*, 16, 121-130.
- Ciarrochi, J., Heaven, P., y Davies, F. (2007). The impact of hope, self-esteem, and attributional style on adolescents' school grades and emotional well-being: A longitudinal study. *Journal of Research in Personality*, 41, 1161-1178.
- Corr, P., y Gray, J. (1996). Structure and validity of the Attributional Style Questionnaire: A cross-sample comparison. *Journal of Psychology*, 130, 645-657.
- Fresco, D.M., Alloy, L.B., y Reilly-Harrington, N. (2006). Association of attributional style for negative and positive events and the occurrence of life events with depression and anxiety. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 25, 1140-1159.
- Haefffel, G., Abramson, L., Voelz, Z., Metalsky, G., Halberstadt, L., y Dykema, B. (2003). Cognitive vulnerability to depression and lifetime history or axis I psychopathology: A comparison of negative cognitive styles and dysfunctional attitudes. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 17, 3-22.
- Hankin, B., y Abramson, L. (2002). Measuring cognitive vulnerability in adolescence: Reliability, validity and gender differences. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31, 491-504.
- Hankin, B., Abramson, L., y Siler, M. (2001). A prospective test of the hopelessness theory of depression in adolescence. *Cognitive Therapy and Research*, 25, 607-632.
- Ihardi, S., y Craighead, W. (1999). The relationship between personality pathology and dysfunctional cognitions in previously depressed adults. *Journal of Abnormal Psychology*, 108, 51-57.
- Joiner, T., y Metalsky, G. (1999). Factorial construct validity of the Extended Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 23, 105-113.
- Joiner, T., y Rudd, M. (1996). Toward a categorization of depression-related psychological construct. *Cognitive Therapy and Research*, 20, 51-68.
- Janoff-Bulman, R. (1979). Characterological versus behavioral self-blame: Inquiries into depression and rape. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1798-1809.
- Johnson, J., y Miller, S. (1990). Attributional, life events, and affective predictors of onset of depression, anxiety, and negative attributional style. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 417-430.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Kopecky, C., Sawyer, C., y Behnke, R. (2004). Sensitivity to punishment and explanatory style as predictors of public speaking state anxiety. *Communication Education*, 53, 281-285.
- Martín, A., Vicente, P., Vicente, E., Sánchez, E.M., Galindo, P., y Martín, M. (2010). Depresión y calidad de vida relacionada con la salud en pacientes con artrosis: Diferencias de género. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 15, 125-132.
- Metalsky, G., y Joiner, T. (1997). The Hopelessness Depression Symptom Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 21, 359-384.
- Mezulis, A., Abramson, L., Hyde, J., y Hankin, B. (2004). Is there a universal positivity bias in attributions? A meta-analytic review of individual, developmental, and cultural differences in the self-serving attributional bias. *Psychological Bulletin*, 130, 711-747.
- Miró, T., Perestelo-Pérez, L., Pérez, J., Rivero, A., González, M., de la Fuente, J., y Serrano, P. (2011). Eficacia de los tratamientos psicológicos basados en mindfulness para los trastornos de ansiedad y depresión: una revisión sistemática. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 16, 1-14.
- Mongrain, M., y Blackburn, S. (2005). Cognitive vulnerability, lifetime risk, and the recurrence of major depression in graduate students. *Cognitive Therapy and Research*, 29, 747-768.
- Moore, R., Blackwood, N., Corcoran, R., Rowse, G., Kinderman, P., Bentall, R., y Howard, R. (2006). Misunderstanding the intention of others: An exploratory study of the cognitive etiology of persecutory delusions in very late onset schizophrenia-like psychosis. *American Journal of Geriatric Psychiatry*, 14, 410-418.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Pérez García, A., y Sanjuán, P. (1999). Procesos atributivos: Análisis dimensional de los factores causales. *Boletín de Psicología*, 62, 91-101.
- Peterson, C., Semmel, A., Baeyer, C., Abramson, L.Y., Metalsky, G., y Seligman, M. (1982). The Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 287-300.
- Reardon, J., y Williams, N. (2007). The specificity of cognitive vulnerability to emotional disorders: Anxiety sensitivity, looming vulnerability and explanatory style. *Journal of Anxiety Disorders*, 21, 625-643.
- Reivich, K. (1995). The measurement of explanatory style. En G.M. Buchanan y M.E.P. Seligman (Eds.), *Explanatory style* (pp. 21-47). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

- Reivich, K., y Gillham, J. (2003). Learned optimism: The measurement of explanatory style. En S. Lopez y C. Snyder (Eds.), *Positive psychological assessment* (pp. 57-74). Washington: APA.
- Reilly, S., Geers, A., Lindsay, D., Dereonde, L., y Dember, W. (2005). Convergence and predictive validity in measures of optimism and pessimism: Sequential studies. *Current Psychology*, *24*, 43-59.
- Rodríguez-Naranjo, C., y Caño, A. (2010). Development and validation of an Attributional Style Questionnaire for adolescents. *Psychological Assessment*, *22*, 837-851.
- Rueger, S., y Malecki, C. (2011). Effects of stress, attributional style and perceived parental support on depressive symptoms in early adolescence: A prospective analysis. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, *40*, 347-359.
- Sanjuán, P., Arranz, H., y Castro, A. (2012). Pessimistic attributions and coping strategies as predictors of depressive symptoms in people with coronary heart disease. *Journal of Health Psychology*, *17*, 887-896.
- Sanjuán, P., Fraguas, D., Magallares, A., y Merchán-Naranjo, J. (2009). Depressive symptomatology and attributional style in patients with schizophrenia. *Clinical Schizophrenia and Related Psychoses*, *3*, 31-38.
- Sanjuán, P., y Magallares, A. (2006a). La relación entre optimismo disposicional y estilo atribucional y su capacidad predictiva en un diseño longitudinal. *Revista de Psicología General y Aplicada*, *59*, 71-89.
- Sanjuán, P., y Magallares, A. (2006b). Estilo atributivo negativo, sucesos vitales y sintomatología depresiva. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *11*, 91-98.
- Sanjuán, P., y Magallares, A. (2008, Julio). *Reliability and factorial validity of Attributional Style Questionnaire in a Spanish sample*. Trabajo presentado en el III European Congress of Methodology. Oviedo, España
- Sanjuán, P., y Magallares, A. (2009). A longitudinal study of the negative explanatory style and attributions of uncontrollability as predictors of depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, *46*, 714-718.
- Sanjuán, P., Magallares, A., y Gordillo, R. (2011). Self-serving attributional bias and hedonic and eudaimonic aspects of well-being. En I. Brdar (Ed.), *The human pursuit of well-being: A cross cultural approach*, (pp. 15-26). London: Springer.
- Sanjuán, P., Pérez-García, A., Rueda, B., y Ruiz, M.A. (2008a). Interactive effects of attributional styles for positive and negative events on psychological distress. *Personality and Individual Differences*, *45*, 187-190.
- Sanjuán, P., Pérez-García, A., Rueda, B., y Ruiz, M.A. (2008b). Estilos explicativos y afecto negativo. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, *13*, 45-52.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T., Santed, M., y Valiente, R. (1999). Escalas de Afecto Positivo y Negativo (PANAS): Validez factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, *11*, 37-51.
- Schulman, P., Castellon, C., y Seligman, M. (1989). Assessing explanatory style: The content analysis of verbatim explanations and the Attributional Style Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, *27*, 505-512.
- Sweeney, P., Anderson, K., y Bailey, S. (1986). Attributional style in depression: A meta-analytic review. *Journal of Personality and Social Psychology*, *50*, 974-991.
- Tanaka, J. (1987). «How big is big enough?»: Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. *Child Development*, *58*, 134-146.
- Voelz, Z., Haefffel, G., Joiner, T., y Wagner, K. (2003). Reducing hopelessness: The interaction of enhancing and depressogenic attributional styles for positive and negative life events among youth psychiatric inpatients. *Behaviour Research and Therapy*, *41*, 1183-1198.
- Watson, D., Clark, L.A., y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect. The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, *54*, 1063-1070.
- Weiner, B. (1991). Metaphors in motivation and attribution. *American Psychologist*, *46*, 921-930.
- Weiner, B., y Graham, S. (1999). Attribution in personality psychology. En L.A. Pervin y O.P. John (eds.), *Handbook of personality. Theory and research* (pp.: 605-628). New York: Guilford Press.