



Clínica y Salud

ISSN: 1130-5274

clin-salud@cop.es

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid
España

Amor, Pedro J.; Holgado-Tello, Francisco Pablo; Lasa-Aristu, Amaia; Domínguez-Sánchez, Francisco Javier; Delgado, Begoña
Estructura factorial de la Escala de Balance Afectivo en población normativa
Clínica y Salud, vol. 26, núm. 2, 2015, pp. 73-80
Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180641127002>

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



Estructura factorial de la Escala de Balance Afectivo en población normativa

Pedro J. Amor*, Francisco Pablo Holgado-Tello, Amaia Lasa-Aristu, Francisco Javier Domínguez-Sánchez y Begoña Delgado

Universidad Nacional de Educación a Distancia, Madrid, España

INFORMACIÓN ARTÍCULO

Manuscrito recibido: 06/10/2014
Aceptado: 09/03/2015

Palabras clave:

Escala de balance afectivo
Afecto positivo y negativo
Propiedades psicométricas
Estructura factorial
Evaluación

Keywords:

Affect balance scale
Positive & negative affect
Psychometric properties
Factorial structure
Assessment

RESUMEN

Se analiza la dimensionalidad y propiedades psicométricas de la Escala de Balance Afectivo (Warr, Barter y Brownbridge, 1983), comparando dos versiones (original vs. propuesta por Godoy-Izquierdo, Martínez y Godoy, 2008) y el posible efecto del método considerando el enunciado de algunos ítems. Participaron 600 personas de la población normativa (edades entre 18 y 58 años). Aunque las dos versiones presentaron índices de bondad de ajuste aceptables y similares, la versión propuesta mostró mayor fiabilidad y capacidad discriminativa. También se observó un buen ajuste para una estructura factorial de segundo orden (balance afectivo) con dos factores de primer orden (afecto positivo y negativo). Aunque solo se encontró efecto del método para los ítems de la dimensión de afecto positivo, se recomienda utilizar la versión propuesta eliminando el término "muy" del enunciado de los ítems que lo contienen.

© 2015 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Factorial Structure of the Affect Balance Scale in a normative population

ABSTRACT

This study analyses the dimensionality and psychometric properties of the Affective Balance Scale by comparing two versions, the original by Warr, Barter, and Brownbridge (1983) and the proposed by Godoy-Izquierdo, Martínez, and Godoy (2008), and examines the effect of some items' wording on the possible outcome. Six-hundred people between the ages of 18 and 58 from the normative population participated in the study. Even though the two versions of the scale present an acceptable and similar goodness of fit index (GFI), the proposed version demonstrated greater reliability and better mean discrimination. The research also found a good adjustment for the second order factor structure (affective balance) with two first order factors (negative and positive affect). Even though the findings only indicated an effect on the items with a positive affect dimension, it is our recommendation that users of the scale adopt the proposed version and refrain from using 'very' as item qualifier.

© 2015 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

En el ámbito de la psicología, el análisis sistemático del proceso emocional de la felicidad se ha llevado a cabo desde dos perspectivas distintas (Ryan y Deci, 2001). Por una parte, el enfoque eudaimónico, que entiende esta actitud emocional cognitiva como resultado del desarrollo de los valores y potencialidades del individuo y centra su estudio en el constructo de bienestar psicológico. Por otra, la orientación hedónica, que concibe la felicidad como producto del conjunto de experiencias placenteras y desagradables experimentadas por la persona, identificándola a efectos de análisis con el constructo de bienestar subjetivo.

Desde esta segunda orientación se concibe el bienestar subjetivo como una entidad teórica integrada por tres factores (Diener, 1984; Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999). Uno cognitivo, el grado de satisfacción con la vida, referido al criterio u opinión que la persona tiene sobre la totalidad de su existencia. Otros dos de índole emocional, el afecto positivo (AP) y el afecto negativo (AN), relacionados con la experiencia de sentimientos gratos o desagradables; ambos factores se integran en el *balance afectivo* o hedónico, una valoración del monto de AP y AN que experimenta la persona en respuesta a los eventos y situaciones vitales inmediatos.

De este modo, el nivel de felicidad o bienestar subjetivo quedará determinado tanto por el grado de satisfacción vital general como por el balance (positivo o negativo) de las experiencias afectivas puntuales. Estos componentes, cognitivos y afectivos, no convergen necesariamente, de forma que, por ejemplo, la persona puede mostrar un

*La correspondencia sobre este artículo debe enviarse a Pedro J. Amor. Departamento de Psicología de la Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológicos. Facultad de Psicología UNED. C/ Juan del Rosal, 10. 28040 Madrid. E-mail: pjamor@psi.uned.es

bajo nivel de satisfacción vital y, al mismo tiempo, experimentar puntualmente sentimientos positivos. Precisamente esta falta de convergencia es la que ha llevado a elaborar medidas independientes para cada uno de estos dos componentes. En concreto, la disponibilidad de una medida adecuada del balance afectivo resultaría útil tanto en la investigación básica de la estructura del constructo de bienestar subjetivo (Rodríguez-Fernández y Goñi-Grandmontagne, 2011) como en su estudio en diferentes ámbitos aplicados (Godoy-Izquierdo, Martínez y Godoy, 2008).

En este sentido, la Escala de Balance Afectivo (Bradburn, 1969), revisada por Warr, Barter y Brownbridge (1983) y adaptada al español por Godoy-Izquierdo et al. (2008), constituye un instrumento especialmente valioso. Proporciona una medida del estado afectivo positivo y negativo de la persona, sirviéndose para ello de 9 ítems para cada uno de estos dos factores. No obstante, Godoy-Izquierdo et al. (2008) recomiendan, al objeto de mejorar sus propiedades psicométricas, la sustitución de los ítems nº 5 (“¿se ha sentido contento por tener buenos amigos o amigas?”) y nº 11 (“¿se ha sentido tan inquieto que no podía permanecer sentado en una silla?”) de la escala de Warr et al. (1983) por los siguientes ítems: “¿se ha sentido contento por tener gente con la que contar o hacer algo?” (ítem nº 5bis) y “¿se ha sentido usted muy nervioso, agobiado o tenso?” (ítem nº 11bis).

En el presente trabajo se analizan diversos aspectos de la escala con el fin de optimizar su efectividad como instrumento de medida. Así, se explora la dimensionalidad de la Escala de Balance Afectivo comparando sus dos versiones –la “original” (Warr et al., 1983) y la “propuesta” por Godoy-Izquierdo et al. (2008)–, comprobando si la estructura factorial de la escala se ajusta al modelo de componente afectivo del bienestar subjetivo, esto es, un factor de segundo orden (el balance afectivo) en el que se hallan incluidos dos factores de primer orden (AP y AN). Por otra parte, se analiza en una muestra amplia de población normativa un posible efecto del método (aspectos que contribuyen a la variabilidad de las respuestas de los participantes no relacionadas con las características que se están midiendo) en relación con aquellos ítems que incluyen dentro de su enunciado un cuantificador (el término “muy”), que podría sesgar la respuesta en un sentido determinado (Osterlind, 1998).

Método

Participantes

El estudio se desarrolló sobre una muestra integrada por 600 participantes españoles y pertenecientes a la población normativa –115 hombres (19.2%) y 485 mujeres (80.8%)–, con edades comprendidas entre 18 y 58 años ($M = 33.96$, $DT = 8.55$). La media de edad de los hombres (36 años, $DT = 8.42$) era significativamente superior a la de las mujeres ($M = 33.49$ años, $DT = 8.52$), $t(588) = 2.82$ ($p < .05$). La mayor parte de la muestra tenía formación universitaria (52.7%) y el resto formación profesional (25.7%), formación secundaria (19%) y, en menor medida, estudios primarios (0.8%) o ningún tipo de estudios (1.8%). Por otra parte, aproximadamente la mitad de la muestra (50.8%) tenía trabajo fijo, un 18.3% empleo temporal, un 15.3% estaba en paro y un 15.6% se encontraba estudiando pero sin trabajo remunerado o eran pensionistas.

Instrumentos

Escala de Balance Afectivo (EBA; Warr et al., 1983; adaptación española de Godoy-Izquierdo et al., 2008). Es una escala de 18 ítems que evalúa el balance afectivo que la persona ha experimentado en la última semana. Los ítems –medidos en una escala de tipo Likert con tres alternativas de respuesta (1 = *poco o nunca*, 2 = *a veces*, 3 = *mucho o generalmente*)– miden directamente tanto la experimentación del afecto positivo como del afecto negativo (9 ítems para evaluar cada tipo de afecto). Además se puede obtener un *índice de balance afecti-*

vo que deriva de la diferencia entre el AP y el AN (rango de -18 a +18 puntos, siendo 0 el punto de corte entre ambos tipos de afecto). La EBA posee una consistencia interna aceptable, con un alfa de Cronbach de .82 y .75 para el AP y AN, respectivamente y con una correlación entre los dos tipos de afecto de -.47 (Godoy-Izquierdo et al., 2008). También se obtuvieron elevadas correlaciones entre la puntuación total y las subescalas de AP ($r = .88$) y AN ($r = -.83$).

Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva (CERQ-S; Cognitive Emotion Regulation Questionnaire - Spanish; Garnefski, Kraaij y Spinhoven, 2001; adaptación española de Domínguez-Sánchez, Lasa-Aristu, Amor y Holgado-Tello, 2013). El CERQ-S es un cuestionario de 36 ítems que mide las estrategias cognitivas de regulación emocional que la persona utiliza en respuesta a un suceso vital estresante o amenazante. Consta de 9 escalas de 4 ítems cada una: auto-culpa, culpar a otros, aceptación, centrarse en la planificación, centrarse en lo positivo, rumiación, reevaluación positiva, puesta en perspectiva y catastrofismo. Cada ítem se evalúa mediante una escala tipo Likert de 5 puntos. Tanto el CERQ original (Garnefski, Kraaij y Spinhoven, 2002) como las adaptaciones realizadas a otros idiomas poseen buenas propiedades psicométricas y mantienen la misma estructura factorial.

Big Five Questionnaire (BFQ-30; Caprara, Barbaranelli y Borgogni, 1993; adaptación española de Bermúdez, 1995). Es un instrumento de 65 ítems que evalúa cinco dimensiones de personalidad: energía, afabilidad, tesón, estabilidad emocional y apertura a la experiencia; cada ítem se evalúa en una escala tipo Likert de 5 puntos. Se utilizó una versión reducida de 30 ítems (versión de investigación), con adecuadas propiedades psicométricas (Bermúdez, 1995).

Coping Orientations to Problems Experienced (COPE; Carver, Scheier y Weintraub, 1989; adaptación española de Crespo y Cruzado, 1997). Esta prueba evalúa diferentes formas globales de afrontamiento. Consta de 60 ítems que miden 15 estrategias de afrontamiento de primer orden y seis escalas de segundo orden (conductual, cognitivo, emocional, escape conductual, escape cognitivo y consumo de alcohol o drogas). Los ítems se responden en una escala tipo Likert de 4 puntos. Este cuestionario cuenta con unas adecuadas propiedades psicométricas (Crespo y Cruzado, 1997).

Procedimiento

La muestra fue obtenida mediante el envío de un correo electrónico personal dirigido a estudiantes matriculados en diferentes cursos impartidos en una universidad española y en un instituto madrileño. Antes de iniciar la evaluación, se informaba acerca de la tarea –consistente en cumplimentar una batería de cuestionarios alojados en una página de Internet, a la que se accedía mediante una clave de usuario y un alias– y de que la participación era voluntaria y anónima.

De las 612 personas que respondieron a los cuestionarios, 115 hombres (18.8%) y 485 mujeres (81.2%), se seleccionó exclusivamente a quienes cumplimentaron todos los ítems de la Escala de Balance Afectivo y del CERQ-S ($N = 600$). A su vez, de esta muestra, 450 participantes (75% de la muestra final) respondieron al BFQ-30 y otro subgrupo ($N = 355$, 59.2% de la muestra total) también respondió al COPE.

Se estudió la dimensionalidad de la Escala de Balance Afectivo mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) de la escala original (Warr et al., 1983) y de la versión propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008). También mediante esta técnica analítica confirmatoria se examinó, por una parte, la posible estructura factorial de segundo orden de la escala y, por otra, el posible efecto del método teniendo en cuenta la formulación de algunas preguntas que incluían el término “muy” y que podría representar un sesgo (Osterlind, 1998). También se estudió la fiabilidad de las escalas mediante el alfa de Cronbach y la validez de criterio de la escala de balance afectivo, utilizando el coeficiente de correlación bivariada de Pearson y el coeficiente de correlación parcial –para controlar el efecto de las restantes subesca-

las dentro de cada prueba-, entre las dimensiones de la EBA y las del CERQ-S, BFQ-30 y COPE. Los análisis se realizaron con los programas SPSS 15.0 y LISREL 8.71.

Resultados

Correlaciones entre los ítems de la Escala de Balance Afectivo

Los ítems pertenecientes a la subescala de AP correlacionaron entre sí con un valor medio de .52 (rango de correlaciones comprendido entre .30 y .81) y los ítems de AN correlacionaron de media .46 (rango entre .21 y .70). En cambio, las correlaciones entre AP y AN fueron de media -.27 (rango entre -.01 y -.56) (tabla 1). Por otra parte, se observó una elevada correlación entre los ítems nº 12, 13 y 15, correspondientes al AP, con valores comprendidos entre .68 y .81 ($M = .75$).

Análisis factorial confirmatorio y fiabilidad de las dos versiones de la Escala de Balance Afectivo

Para comparar las dos versiones de la EBA –versión original (Warr et al., 1983) y versión propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008) en la que se modifica la redacción de los ítems nº 5 y 11– se realizaron dos AFC mediante el método de mínimos cuadrados no ponderados robusto, considerando la asimetría de los ítems (Morata & Holgado-Tello, 2013; Yang-Wallentin, Jöreskog y Luo, 2010). También se analizó la fiabilidad y discriminación media de las dos subescalas de balance afectivo en ambas versiones. En la tabla 2 se muestran las soluciones completamente estandarizadas para ambos modelos.

Como se puede observar en la tabla 3, los índices de bondad de ajuste fueron aceptables y similares en las dos versiones, aunque algo mejor en la versión original (*modelo 1*) que en la nueva (*modelo 2*). A partir de estos resultados no es posible rechazar la hipótesis nula

según la cual la estructura interna en esta muestra es igual a la versión original de Warr et al. (1983) y a la versión modificada propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008).

Por otra parte, como se puede observar en la tabla 2, tanto la fiabilidad como la discriminación media de las dos subescalas de la versión modificada de la EBA eran más elevadas que las de la versión original de Warr et al. (1983). Asimismo, si se eliminasen los dos ítems nuevos propuestos por Godoy-Izquierdo et al. (2008), la fiabilidad de las dos subescalas disminuiría a .82 y .85 para los ítems nº 5bis y 11bis, respectivamente. En cambio, la retirada de los ítems nº 5 y 11 de la versión original incrementaría ligeramente el alfa de Cronbach en la subescala de AP (.86) y no produciría variaciones en la subescala de AN. Finalmente, la subescala de AP presentó algo más de fiabilidad y de discriminación media que la de AN.

Análisis factorial confirmatorio de segundo orden de la nueva versión de la Escala de Balance Afectivo

Debido a consideraciones teóricas –posible dimensión bipolar del balance afectivo con un polo positivo y otro negativo– y de los resultados iniciales obtenidos en este trabajo (elevada correlación entre tres ítems relacionados con el AP y alta correlación entre el balance afectivo positivo y el negativo), se aplicó un AFC (*modelo 3*) para analizar la posible existencia de una estructura factorial de segundo orden con dos factores de primer orden (AP y AN) y uno más global denominado *balance afectivo*. En la figura 1 se representa este modelo con las soluciones factoriales completamente estandarizadas. Como se puede observar en la tabla 3, los índices globales de ajuste para este modelo son buenos y mejores que en los *modelos 1 y 2*, con un incremento en la chi-cuadrado para un grado de libertad de 63.15, y menores valores en el índice esperado de validación cruzada (ECVI; Expected Cross Validation Index) y en el criterio comparativo de información de Akaike (CAIC; Comparative Akaike Information Criterion).

Tabla 1

Matriz de correlaciones de los ítems de la EBA

	Eba1	Eba2	Eba4	Eba6	Eba8	Eba10	Eba11	Eba14	Eba17	Eba11b	Eba3	Eba5	Eba7	Eba9	Eba12	Eba13	Eba15	Eba16	Eba18
Eba2	.31	-																	
Eba4	.36	.52	-																
Eba6	.23	.50	.61	-															
Eba8	.28	.59	.61	.51	-														
Eba10	.30	.51	.52	.41	.54	-													
Eba11	.21	.34	.39	.36	.35	.32	-												
Eba14	.28	.55	.61	.55	.70	.49	.34	-											
Eba17	.24	.51	.38	.35	.44	.41	.32	.42	-										
Eba11b	.43	.56	.70	.60	.64	.64	.51	.63	.47	-									
Eba3	-.22	-.41	-.48	-.30	-.46	-.32	-.23	-.44	-.29	-.44	-								
Eba5	-.17	-.49	-.17	-.16	-.30	-.27	-.13	-.25	-.32	-.27	.30	-							
Eba7	-.12	-.34	-.19	-.14	-.33	-.29	-.03	-.31	-.24	-.20	.39	.38	-						
Eba9	-.17	-.39	-.38	-.29	-.48	-.43	-.01	-.37	-.35	-.37	.52	.41	.66	-					
Eba12	-.10	-.40	-.31	-.21	-.36	-.32	-.08	-.20	-.29	-.29	.42	.44	.46	.57	-				
Eba13	-.09	-.45	-.37	-.22	-.44	-.31	-.11	-.29	-.29	-.27	.52	.42	.52	.66	.81	-			
Eba15	-.06	-.30	-.20	-.12	-.27	-.19	-.09	-.14	-.21	-.14	.41	.35	.42	.57	.68	.75	-		
Eba16	-.18	-.40	-.50	-.47	-.49	-.32	-.20	-.46	-.34	-.44	.52	.31	.44	.58	.43	.49	.38	-	
Eba18	-.17	-.27	-.26	-.13	-.32	-.22	-.06	-.25	-.25	-.19	.50	.41	.62	.65	.54	.64	.51	.53	-
Eba5b	-.18	-.56	-.25	-.13	-.35	-.31	-.15	-.26	-.39	-.23	.46	.73	.53	.62	.55	.60	.50	.43	.62

Nota. EBA = Escala de Balance Afectivo.

Tabla 2

Solución completamente estandarizada de los modelos 1 y 2

Modelo 1			Modelo 2		
Ítem	Afecto negativo	Afecto positivo	Ítem	Afecto negativo	Afecto positivo
Eba1	.38	---	Eba1	.40	---
Eba2	.80	---	Eba2	.79	---
Eba4	.77	---	Eba4	.78	---
Eba6	.63	---	Eba6	.63	---
Eba8	.84	---	Eba8	.83	---
Eba10	.68	---	Eba10	.69	---
Eba11	.39	---	Eba11b	.79	---
Eba14	.75	---	Eba14	.75	---
Eba17	.61	---	Eba17	.60	---
Eba3	---	.70	Eba3	---	.71
Eba5	---	.55	Eba5b	---	.73
Eba7	---	.66	Eba7	---	.66
Eba9	---	.86	Eba9	---	.85
Eba12	---	.74	Eba12	---	.74
Eba13	---	.84	Eba13	---	.83
Eba15	---	.64	Eba15	---	.65
Eba16	---	.74	Eba16	---	.74
Eba18	---	.72	Eba18	---	.72
Afecto positivo	-.60	---	Afecto positivo	-.58	---
Alfa de Cronbach	.820	.855	alfa de Cronbach	.851	.868
Discriminación media	.52	.58	Discriminación media	.57	.60

Nota. EBA = Escala de Balance Afectivo. 'Modelo 1' = versión original de la EBA (Warr et al., 1983). 'Modelo 2' = versión propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008), en la que se sustituyen los ítems 5 y 11 de la versión original por los ítems 5bis (Eba5b) y 11bis (Eba11b).

Tabla 3

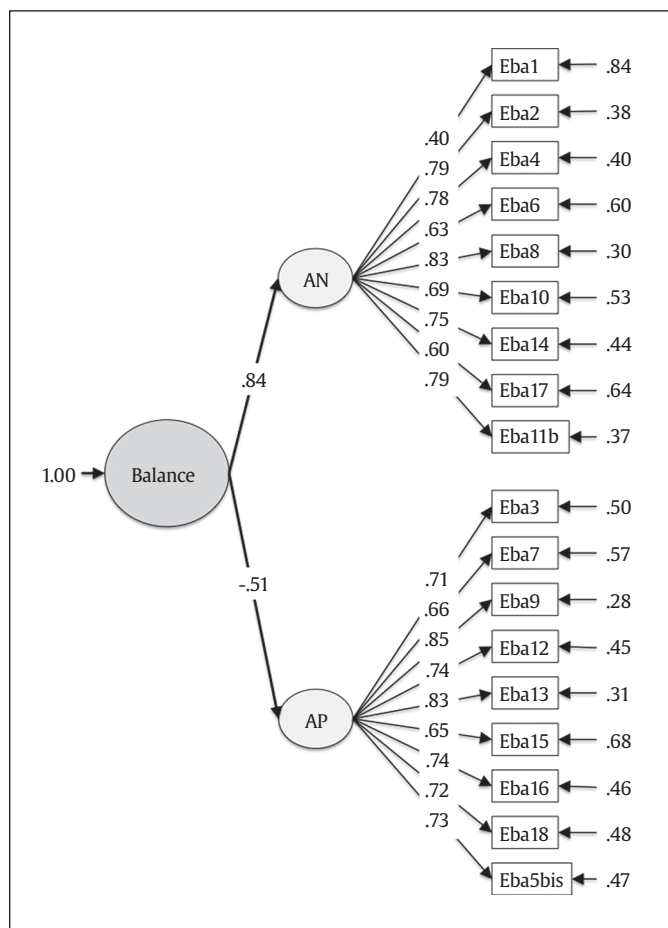
Bondad de ajuste de una estructura factorial de segundo orden para la EBA

Modelo	RMSEA	GFI	AGFI	ECVI	CAIC	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δgl
1	.070	.97	.96	1.01	806.10	532.42	134		
2	.074	.97	.97	1.09	852.07	578.39	134	45.97	0
3	.065	.97	.97	0.91	750.35	469.27	133	63.15	1
4	.072	.98	.97	1.03	848.92	530.85	128	1.57	6
5	.058	.98	.97	0.79	690.31	394.45	131	137.97	3

Nota. EBA = Escala de Balance Afectivo. 'Modelo 1' = versión original de la EBA (Warr et al., 1983). 'Modelo 2' = versión propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008). 'Modelo 3' = estructura factorial de segundo orden. 'Modelo 4' = análisis de los efectos del método de los ítems de la subescala de afecto negativo. 'Modelo 5' = análisis de los efectos del método de los ítems de la subescala de afecto positivo. RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; GFI = Goodness of Fit Index; AGFI = Adjusted GFI; ECVI = Expected Cross Validation Index; CAIC = Comparative Akaike Information Criterion; gl = grados de libertad.

Efecto del método respecto al enunciado de los ítems

De forma análoga a lo realizado en otras investigaciones (véase, Alessandri et al., 2010), se estudió la posible influencia del método teniendo en cuenta el enunciado de algunos de los ítems de la EBA. Específicamente, cinco ítems de la subescala de AN (ítems nº 2, 4, 8, 10 y 11bis) y dos ítems de la subescala de AP (ítems nº 13 y 15) están formulados incluyendo el término "muy", cuando los ítems deben responderse teniendo en cuenta la siguiente escala tipo Likert: 1 = poco o nunca, 2 = a veces, 3 = mucho o generalmente. Al analizar por separado los ítems de la subescala de AN (modelo 4) y de AP (modelo 5)

**Figura 1.** Solución completamente estandarizada del modelo 3 (estructura factorial de segundo orden).

Nota. AN = afecto negativo, AP = afecto positivo.

mediante la aplicación del AFC, se observó que no existía efecto del método con respecto a los cinco ítems correspondientes al AN (ver tabla 3 y figura 2), pero sí en cuanto a la formulación de los dos ítems pertenecientes a la subescala de AP (figura 3).

Validez de criterio de la nueva versión de la Escala de Balance Afectivo

Se encontró una correlación linealmente positiva entre el balance afectivo total y el AP con cuatro de las nueve estrategias de primer orden del CERQ-S –reevaluación positiva, centrarse en lo positivo, centrarse en la planificación y puesta en perspectiva– y con la dimensión de segundo orden denominada *estrategias adaptativas* (véase tabla 4). Sin embargo, una vez que se controló la influencia de las restantes subescalas del CERQ-S, disminuyeron estas correlaciones o incluso dejaron de ser estadísticamente significativas, como en el caso de la "puesta en perspectiva", salvo en la relación con el factor de segundo orden (estrategias adaptativas) cuya magnitud se incrementó de baja a moderada. De forma similar, las relaciones bivariadas significativas que se encontraron entre el AN y las dimensiones de primer orden del CERQ-S –catastrofismo, rumiación y autoinculpación– disminuyeron al calcular las correlaciones parciales, a diferencia de la relación con la dimensión de segundo orden *estrategias menos adaptativas*, que de ser aparentemente inexistente pasó a ser estadísticamente significativa, mostrando un tamaño del efecto moderado.

Por otra parte, se encontró una relación lineal positiva entre el AP con las cinco dimensiones del BFQ-30 e inversa entre el AN y la esta-

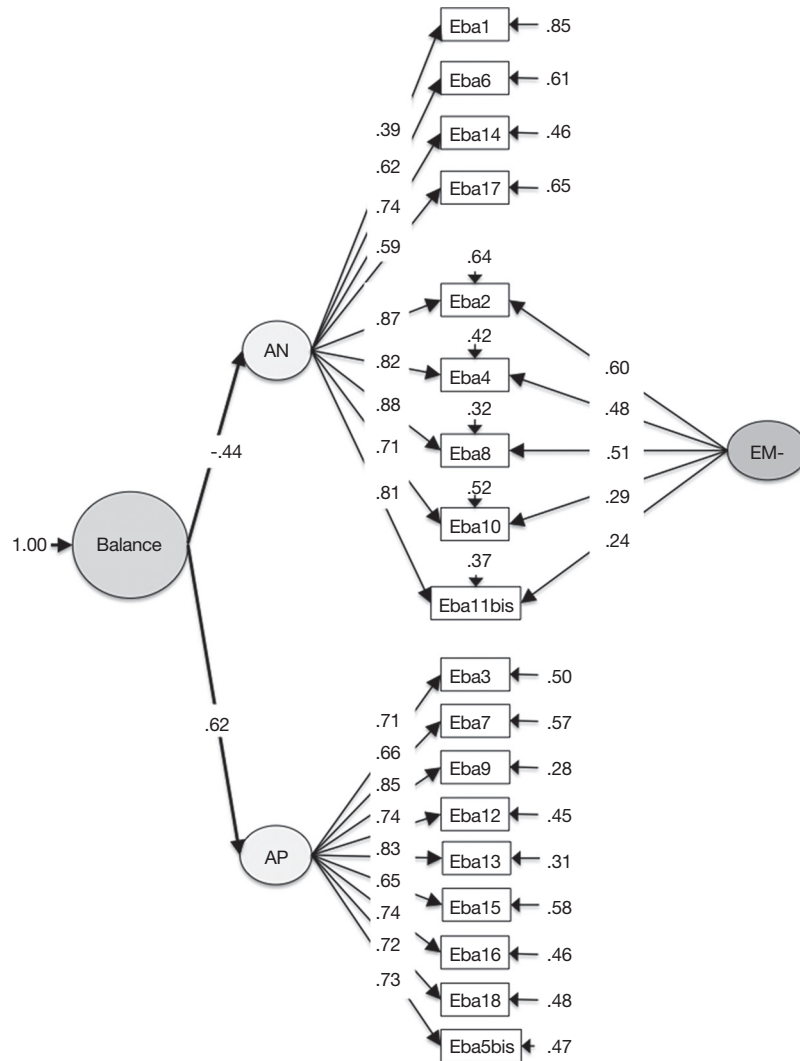


Figura 2. Solución completamente estandarizada del modelo 4.

Nota. AN = afecto negativo, AP = afecto positivo, EM- = efecto del método para los ítems de afecto negativo que incluyen el término “muy” en su enunciado.

bilidad emocional (véase tabla 4), aunque con tamaños del efecto bajos. Al calcular las correlaciones parciales controlando las restantes dimensiones del BFQ-30, disminuyeron las relaciones entre el AP y las dimensiones de energía y tesón, con tamaños del efecto pequeños, dejando de ser significativas al nivel del .05 las relaciones entre el AP con estabilidad emocional, afabilidad y apertura mental. En cambio, se mantuvo la relación lineal inversa entre AN y estabilidad emocional, aunque era de magnitud pequeña.

Al analizar las relaciones entre la EBA y los factores de segundo orden del COPE (véase tabla 5), se observó, por una parte, que aunque el AP estaba directamente relacionado con el *afrontamiento cognitivo* y *conductual*, al calcular las correlaciones parciales solo se mantuvo como significativa la correlación con el *afrontamiento cognitivo* (con un tamaño del efecto moderado); por otra parte, a pesar de que se encontró una relación lineal directa entre el AN con las estrategias de *afrontamiento emocional* y de *escape* tanto cognitivo como conductual, al analizar las correlaciones parciales se mantuvo esta relación para las estrategias de *escape cognitivo* y *conductual* (con una magnitud pequeña) pero dejó de ser significativa la relación entre AN y *afrontamiento emocional*. Finalmente, cuando se consideraron las correlaciones parciales, las estrategias de primer orden del COPE relacionadas significativamente con el AP fueron la reinterpretación

positiva, la búsqueda de apoyo social y el abandono de esfuerzos de afrontamiento (en este caso en sentido inverso), aunque con una magnitud pequeña; en cambio, las estrategias que se relacionaron significativamente con el AN fueron las siguientes: reinterpretación positiva y búsqueda de apoyo social (ambas en sentido inverso y con una magnitud moderada y pequeña, respectivamente), actividades distractoras, centrarse en emociones y desahogarse, evasión y aceptación, con tamaño del efecto bajo. También se obtuvo una relación significativa, aunque de magnitud pequeña, entre AN y crecimiento personal, pasando de ser inversa a directa al calcular las correlaciones parciales.

Discusión

En este trabajo se ha estudiado la dimensionalidad de la Escala de Balance Afectivo comparando las versiones de Warr et al., 1983 y de Godoy-Izquierdo et al., 2008, analizándose la posible estructura factorial de segundo orden con dos factores de primer orden (AP y AN) y uno de segundo orden (*balance afectivo*) y además se ha estudiado el posible efecto del método –en relación con aquellos ítems que incluían en su enunciado el término “muy”– en una muestra amplia de población normativa.

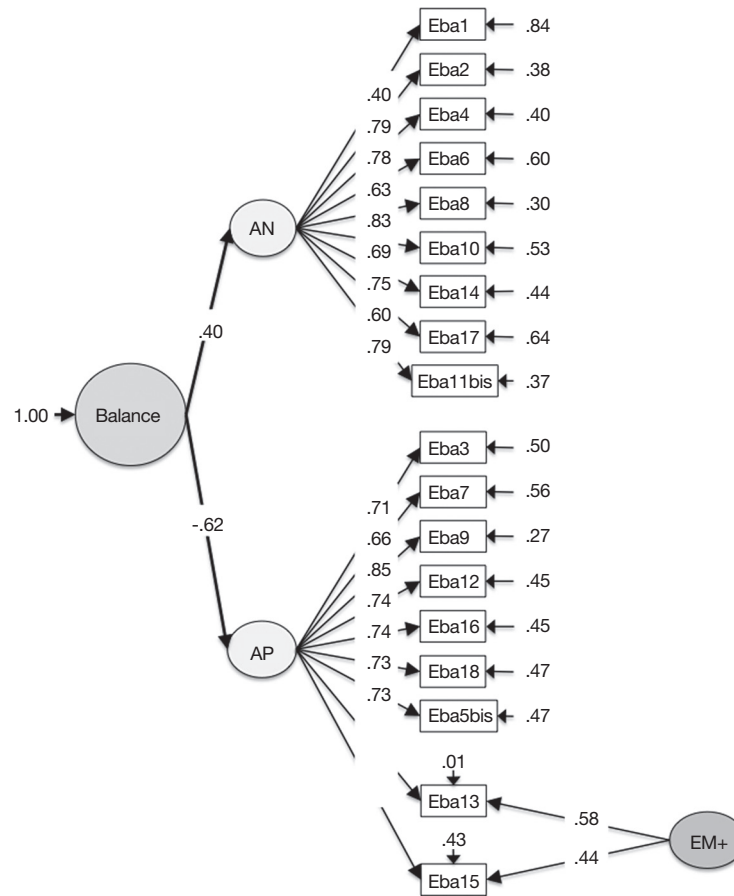


Figura 3. Solución completamente estandarizada del modelo 5.

Nota. AN = afecto negativo, AP = afecto positivo, EM+ = efecto del método para los ítems de afecto positivo que incluyen el término “muy” en su enunciado.

Dentro de esta investigación, las dos versiones de la EBA presentan unos índices de bondad de ajuste aceptables y similares. A pesar de que la versión de Warr et al. (1983) mostró un ajuste ligeramente superior a la versión propuesta por Godoy-Izquierdo et al. (2008), se recomienda utilizar la versión de Godoy-Izquierdo et al. (2008), dado que, por una parte, la fiabilidad y la discriminación media de las dos subescalas de la versión propuesta (AP y AN) fueron más elevadas que las de la versión de Warr et al. (1983); por otra, el contenido de los dos nuevos ítems es más adecuado para nuestro contexto cultural. Además, la versión desarrollada por Godoy-Izquierdo et al. (2008) presenta una mayor consistencia interna para las dimensiones de AP y AN que la versión original de Warr et al. (1983). Asimismo, se observó un buen ajuste, comparativamente mejor que en los modelos previos, de una estructura factorial con un factor de segundo orden (*balance afectivo*) que engloba a dos factores de primer orden (AP y AN). Es decir, el instrumento asegura una medida acorde al modelo de componente afectivo del bienestar subjetivo.

Por otra parte, al estudiar la influencia que pudiera derivarse de la formulación de algunos ítems que incluían en su enunciado el término “muy” –ítems nº 2, 4, 8, 10 y 11bis para el AN e ítems nº 13 y 15 para el AP–, se observó que existía efecto del método para los ítems correspondientes al AP pero no para los de AN. Este aspecto sugiere que es necesario realizar modificaciones en el enunciado de algunos de los ítems que contienen este término, eliminando el término de cuantificación o modificándolo por otro más adecuado.

Con respecto a la validez de criterio se observa coherencia tanto en la dirección como en la magnitud de las relaciones existentes entre

las dos dimensiones de balance afectivo con las diferentes estrategias de afrontamiento y rasgos de personalidad. Específicamente, el AP se relacionó moderadamente con el uso de las *estrategias adaptativas* del CERQ-S y el *afrontamiento cognitivo* del COPE y también con las dimensiones de personalidad *energía* y *tesón* (tamaño del efecto pequeño). A su vez, el AN mostró también una relación moderada con el uso de las *estrategias menos adaptativas* del CERQ-S y el *escape conductual* y *cognitivo* del COPE, y además inversamente relacionado y con una magnitud pequeña con *estabilidad emocional* del BFQ-30. Es decir, el *balance afectivo* estaría más próximo a las estrategias de afrontamiento y algo más alejado de los rasgos de personalidad (más estables que aquéllas), resultado por otra parte acorde con el hecho de que el *balance afectivo* recoge e integra los efectos emocionales asociados al despliegue puntual de las distintas estrategias de afrontamiento.

Por último, resulta especialmente llamativa la relación que se encuentra entre el factor general de *balance afectivo* con las *estrategias de afrontamiento*. La correlación con las *estrategias adaptativas* es positiva, y negativa con las *menos adaptativas*, siendo elevada esta asociación en ambos casos. Desde un punto de vista estrictamente técnico y de acuerdo a las medidas aportadas por la EBA, el *balance afectivo* podría estar “sesgado” hacia el polo positivo de la escala. Es decir, a la hora de responder a esta escala, en los participantes pesa más el polo positivo que el negativo. Este dato, puede verse apoyado por el efecto del método que se ha encontrado en los ítems del AP. No obstante, aunque parcialmente esté explicado por el sesgo inducido por los términos “muy”, también puede estar relacionado con el hu-

Tabla 4

Correlaciones de Pearson (*r*) y correlaciones parciales (*pr*) entre las subescalas de la EBA con el CERQ-S (*N* = 600) y con el BFQ-30 (*N* = 450)

	Afecto negativo		Afecto positivo		Balance Afectivo Total	
	<i>r</i>	<i>pr</i>	<i>r</i>	<i>pr</i>	<i>r</i>	<i>pr</i>
CERQ-S						
Aceptación	.04	.03	.02	-.10	-.01	-.07
Centrarse en lo positivo	-.22**	-.04	.35**	.13**	.33**	.10*
Centrarse en la planificación	-.20**	-.16**	.30**	.11*	.29**	.16**
Reevaluación positiva	-.28**	-.07	.36**	.14**	.37**	.12**
Puesta en perspectiva	-.14**	.01	.28**	.06	.25**	.03
Autoinculpación	.25**	.12**	-.13**	-.09*	-.22**	-.12**
Rumiación	.30**	.15**	-.08	.00	-.22**	-.09*
Catastrofismo	.38**	.18**	-.21**	-.08	-.35**	-.15**
Culpar a otros	.15**	.05	.03	.10*	-.07	.03
Estrategias adaptativas (II)	-.19**	-.42**	.09*	.29**	.16**	.41**
Estrategias menos adaptativas (II)	.02	.38**	-.04	-.28**	-.04	-.38**
BFQ-30						
Energía (II)	-.03	-.00	.25**	.16**	.16**	.09
Tesón (II)	-.09	-.06	.26**	.16**	.20**	.12*
Estabilidad emocional (II)		-.12*	.14**	.04	.17**	.09
		-.15**				
Afabilidad (II)	-.08	-.02	.18**	.08	.15**	.06
Apertura mental (II)	-.05	-.02	.19**	.03	.15**	.03

Nota. EBA = Escala de Balance Afectivo (Balance Afectivo Total = afecto positivo - afecto negativo [rango +/- 18 puntos]). CERQ-S = Cognitive and Emotional Regulation Questionnaire-Spanish version (Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva). BFQ-30 = Big Five Questionnaire (Cuestionario de los Cinco Grandes-30 ítems). AN = afecto negativo. AP = afecto positivo. BAT = Balance Afectivo Total. II = Factor de segundo orden. **p* < .05, ***p* < .01.

mor basal de los participantes al responder. De hecho, diversos estudios sugieren que en ausencia de contingencias negativas, las personas tienden a experimentar un humor positivo moderado y no neutral como cabría suponer (Diener, 2014). Es decir, quedaría por determinar si el sesgo hacia el afecto positivo de las medidas de la EBA se debe a la desviación de la respuesta inducida por la cuantificación del enunciado o si refleja la forma en que los evaluados perciben los hechos por los que pregunta la escala.

En resumen, se recomienda utilizar la versión propuesta de Godoy-Izquierdo et al. (2008) para evaluar el balance afectivo, eliminando del enunciado de los ítems nº 2, 4, 8, 10, 13, 15 y 20 el término “muy” para que no represente un sesgo en la evaluación de este constructo ni interfiera con la escala de medida de cada ítem.

Por último, este trabajo presenta algunas limitaciones concernientes fundamentalmente a los participantes –un menor porcentaje de hombres que de mujeres, una mayor representatividad de personas con formación universitaria en detrimento de otros niveles de formación académica, así como una disminución del tamaño muestral al correlacionar dimensiones de diferentes instrumentos de evaluación para calcular la validez de criterio– que sería conveniente subsanar en otras investigaciones.

Extended Summary

The Affective Balance Scale (ABS; by Warr, Barter, & Brownbridge, 1983; Spanish adaptation by Godoy-Izquierdo, Martínez, & Godoy, 2008) is a test that serves to evaluate the affective balance experienced by a participant over the week prior to the survey. It consists of 18 items that measure positive affect (PA) and negative affect (NA) directly. Even though this scale possesses some adequate psycho-

Tabla 5

Correlaciones de Pearson (*r*) y correlaciones parciales (*pr*) entre las subescalas de la EBA con el COPE (*N* = 355)

	Afecto negativo		Afecto positivo		Balance Afectivo Total	
	<i>r</i>	<i>pr</i>	<i>r</i>	<i>pr</i>	<i>r</i>	<i>pr</i>
Búsqueda de apoyo social	-.04	-.14*	.24**	.20**	.16**	.20**
Religión	.02	-.03	.06	.06	.02	.05
Humor	-.05	-.06	.20**	.10	.14**	.10
Consumo de alcohol/drogas	.16**	-.00	-.13	-.03	-.16**	-.02
Planificación y afrontamiento activo	-.19**	-.01	.33**	.07	.30**	.05
Abandono esfuerzos de afrontamiento	.29**	.06	-.28**	-.18**	-.33**	-.14*
Centrarse en emociones y desahogarse	.32**	.21**	-.14	-.09	-.26**	-.18**
Aceptación	.02	.12*	.11*	-.04	.05	-.10
Negación	.19**	-.01	-.09	.01	-.16**	-.01
Refrenar el afrontamiento	.07	.06	.03	-.04	-.01	-.06
Esfuerzos para solucionar la situación	-.02	-.01	.14**	-.04	.10	-.01
Crecimiento personal	-.12*	.12*	.23**	-.07	.21**	-.11
Reinterpretación positiva	-.28**	-.29**	.39**	.22**	.38**	.30**
Actividades distractoras	.31**	.22**	-.10	-.11	-.24**	-.20**
Evasión	.34**	.17**	-.18	-.01	-.30**	-.11
Afrontamiento conductual (II)	-.01	-.01	.15**	-.00	.09	.00
Afrontamiento cognitivo (II)	-.10	-.18**	.27**	.27**	.22**	.25**
Escape cognitivo (II)	.24**	.17**	-.07	-.09	-.18**	-.15**
Afrontamiento emocional (II)	.17**	.07	.05	.08	-.07	.00
Escape conductual (II)	.24**	.15**	-.06	-.11*	-.17**	-.15**

Nota. EBA = Escala de Balance Afectivo (Balance Afectivo Total = afecto positivo - afecto negativo [rango +/- 18 puntos]). COPE = Coping Orientations to Problems Experienced (orientaciones de afrontamiento para los problemas experimentados). AN = afecto negativo. AP = afecto positivo. BAT = Balance Afectivo Total. II = Factor de segundo orden. **p* < .05, ***p* < .01.

metric properties, it has been the subject of numerous debates, including those on its dimensionality, the adequacy of the content of items number 5 and 11 to our cultural context, the possible effect of the method considering the phrasing of some items, and the psychometric properties of the new version proposed by Godoy-Izquierdo et al. (2008). The purpose of this study was to explore the dimensionality of the ABS in a broad normative sample, comparing two versions, the original by Warr et al., (1983) and the proposed by Godoy-Izquierdo et al. (2008), as well as to analyse the possible factorial structure of the second order (affective balance as a factor of the second order) in conjunction with two factors of the first order (PA and NA). This study also sought to investigate the possible effect of the method as a whole in relation to those items using ‘very’ as a qualifier.

Method

The sample was made up of 600 Spanish non-clinical participants (18-58 years old, *M* = 33.96, *SD* = 8.52), 115 men (19.2%) and 485 women (80.8%). Half of the sample had a permanent job and 52.7% had at least some college education. The following instruments were used for the evaluation: (1) Affective Balance Scale (Warr et al., 1983; Spanish adaptation by Godoy-Izquierdo et al., 2008); (2) Cognitive Emotion Regulation Questionnaire-Spanish version (CERQ-S) (Domínguez-Sánchez, Lasa-Aristu, Amor, & Holgado-Tello, 2013; Garnesfski, Kraaij, & Spinhoven, 2001); (3) Big Five Questionnaire (BFQ-30) (Ber-

múdez, 1995; Caprara, Barbaranelli, & Borgogni, 1993); and (4) Coping Orientations to Problems Experienced (COPE) (Carver, Scheier, & Weintraub, 1989). Only those participants who completed the ABS and the CERQ-S were included in the study.

To obtain the sample, an email was sent to students registered in various courses taught at a Spanish university and at a high school in Madrid. Additional cases were also gathered through 'snowball' sampling. The questionnaires were completed online and participation was both voluntary and anonymous. Various statistical analyses were carried out with the help of the SPSS 15.0 and LISREL 8.71 programs. (1) Confirmatory factor analysis was used to analyse the dimensionality of the two versions of the ABS, these being the original (Warr et al., 1983) and the proposed (Godoy-Izquierdo et al., 2008), and the possible factorial structure of the second order on the method's effect related to the articulation of certain scale items; (2) Cronbach's alpha was employed to calculate the reliability of the scales of the two versions of the ABS (PA and NA); and (3) Pearson bivariate and partial correlation coefficients between the ABS scales and the dimensions of the CERQ-S, BFQ-30, and COPE were calculated.

Results

Even though the levels of goodness of fit were acceptable and similar for a factor structure of the first order in both versions of the ABS (slightly better in the original version), the reliability of the mean discrimination of the proposed version was higher. Furthermore, the findings reflected a better adjustment for a factorial structure of the second order (affective balance as a factor of the second order) with two factors of the first order (PA and NA), with lower values obtained for the expected cross validation index (ECVI) and comparative Akaike information criterion (CAIC). However, while investigating the possible influence of the method with respect to some items' phrasing, including the term 'very'—items 2, 4, 8, 10, and 20 of the NA subscale and items 13 and 15 of the PA subscale—it was observed that the five items corresponding to NA did not show an effect of the method while the two items on the PA subscale did. Finally, regarding the criterion validity of the ABS, a positive linear correlation was found in both cases between total affective balance and PA with the use of adaptive strategies (dimension of the second order of the CERQ-S), and a negative linear correlation between NA and the use of less adaptive strategies (dimension of the second order of CERQ-S). Relationships of a small magnitude were found between PA and the dimensions of energy and perseverance on the BFQ-30 and between NA and emotional stability (inverse relationship). Lastly, relationships of moderate magnitude were found between PA and the use of strategies of cognitive coping on the COPE, and relationships of small magnitude were identified between NA and behavioural and cognitive escape.

Discussion

In this study, the dimensionality of the ABS has been explored through the use of two versions, the original and the proposed. An analysis was conducted on the possible factor structure of the second order and the possible effect of the method in sentence items using "very" as a qualifier. Even though the two versions of the ABS presented acceptable and similar goodness of fit indexes, our findings recommend the use of the version proposed by Godoy-Izquierdo et al. (2008) due to its subscales possessing greater reliability and better mean discrimination than the original as well as containing two new items that are better adapted to the Spanish cultural context. Also, the proposed version offers a good adjustment for a factor structure of the second order (affective balance) with PA and NA factors of the

first order. The adjustment of the factor structure of the second order was comparatively better than the models of the first order analysed previously. However, due to the effect of the method identified on the subscale of PA, it is advisable to use the proposed scale without including the use of 'very' in any of the sentence items. Finally, regarding the criterion validity, significant relationships of moderate magnitude were found between PA and the dimensions of the second order on both CERQ-S and COPE, referred to as adaptive strategies and cognitive coping strategies of past events, respectively. Finally, significant relationships were found between NA and less adaptive coping strategies (moderate magnitude) and between NA and behavioural and cognitive escape (small magnitude).

Conflicto de intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Alessandri, G., Vecchione, M., Fagnani, C., Bentler, P. M., Barbaranelli, C., Medda, E., ... Caprara, G. (2010). Much more than model fitting? Evidence for the heritability of method effect associated with positively worded items of the Life Orientation Test Revised. *Structural Equation Modeling*, 17, 642–653. doi: 10.1080/10705511.2010.510064
- Bermúdez, J. (1995). *Manual del Cuestionario "Big Five" (BFQ)*. Madrid: TEA.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Caprara, G. V., Barbaranelli, C. y Borgogni, L. (1993). *BFQ: Big Five Questionnaire Manuale*. Firenze, Italy: Organizzazione Speciali (adaptación española de Bermúdez, J. (1995). Madrid, Spain: TEA).
- Carver, C. S., Scheier, M. F. y Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 267–283. doi: 10.1037/0022-3514.56.2.267
- Crespo, M. y Cruzado, J. A. (1997). La evaluación del afrontamiento: Adaptación Española del Cuestionario COPE con una muestra de estudiantes universitarios [Assessment of coping: Adaptation and validation of the COPE-dispositional questionnaire with a sample of university students]. *Análisis y Modificación de Conducta*, 23, 797–830.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542–575.
- Diener, E., Kanazawa, S., Suh, E. M. y Oishi, S. (2014). Why people are in a generally good mood. *Personality and Social Psychology Review*. Published online 24 September 2014. doi: 10.1177/1088868314544467
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E. y Smith, H. L. (1999). Subjective well-being. Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125, 276–302.
- Dominguez-Sánchez, F. J., Lasa-Aristu, A., Amor, P. J. y Holgado-Tello, F. P. (2013). Psychometric properties of the Spanish version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. *Assessment*, 20, 253–261. doi: 10.1177/1073191110397274
- Garnefski, N. N., Kraaij, V. V. y Spinhoven, P. P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30, 1311–1327. doi: 10.1016/S0191-8869(00)00113-6
- Garnefski, N., Kraaij, V. y Spinhoven, Ph. (2002). *Manual for the use of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*. Leiderdorp, The Netherlands: DATEC.
- Godoy-Izquierdo, D. D., Martínez, A. A. y Godoy, J. F. (2008). La 'Escala de Balance Afectivo'. Propiedades psicométricas de un instrumento para la medida del afecto positivo y negativo en población española [The 'Affect Balance Scale': Its psychometric properties as a tool for measuring positive and negative affect in the Spanish population]. *Clínica y Salud*, 19, 157–189.
- Morata, M. A. y Holgado-Tello, F. P. (2013). Construct validity of Likert scales through Confirmatory Factor Analysis: A Simulation study comparing different methods of estimation based on Pearson and polychoric correlations. *International Journal of Social Science Studies*, 1, 54–61. <http://dx.doi.org/10.1114/ijss.v1i1.27>
- Osterlind, S. J. (1998). *Constructing test items: Multiple choice, constructed-response, performance and other formats*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Rodríguez-Fernández, A y Goñi-Grandmontagne, A. (2011). La estructura tridimensional del bienestar subjetivo. *Anales de psicología*, 27, 327–332.
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141–166.
- Warr, P. B., Barter, J. y Brownbridge, G. (1983). On the independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 644–651. doi: 10.1037/0022-3514.44.3.644
- Yang-Wallentin, F., Jöreskog, K. y Luo, H. (2010). Confirmatory factor analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17, 392–423. <http://www.dx.doi.org/10.1080/10705511.2010.489003>