

Escala Eudemon de bienestar personal: características psicométricas

Alfredo Fierro
Belén Rando
Universidad de Málaga

Se presentan las características psicométricas de la Escala Eudemon de Bienestar Personal (EBP), que consta de 33 ítems y trata de evaluar bienestar percibido, subjetivo. La Escala se aplicó a un total de 489 participantes. Se ha encontrado que los datos obtenidos en esta aplicación son susceptibles de análisis factorial y adecuados para ello. En un análisis de componentes principales, EBP ha mostrado contener dos componentes. El primero de ellos, que explica un 37.42 por ciento de la varianza total, se ha conceptualizado como "ausencia de bienestar". Un segundo componente, que correlaciona con el anterior y da razón de un 5.76 por ciento de la varianza restante, se conceptúa y denomina "bienestar positivo". El coeficiente Alfa de Cronbach es de .91 para el primer componente y de .79 para el segundo. El análisis de los ítems permite y aconseja la reducción de la versión original de 33 a 24 ítems, sin disminución de la consistencia interna.

Palabras clave: bienestar personal, escala, análisis de componentes principales, consistencia interna.

Eudemon Scale of personal well-being: psychometric characteristics

This study describes the psychometric characteristics of the Eudemon Scale of Personal Well-being (EBP) a 33-item scale that assesses perceived subjective well-being. The scale was administered to 489 subjects. The data obtained were submitted to factor analysis. Principal components analysis revealed two components for EBP. The first component, which explains 37.42% of the total variance, can be deemed as "absence of well-being"; the second component, which correlates with the first one and explains 5.76% of the rest of the variance, can be deemed as "positive well-being". The Cronbach's Alpha co-

efficients were .91 for the first component and .79 for the second. The item analysis shows that the original version of EBP can be reduced from 33 to 24 items without reducing the scale's internal consistency or reliability.

Key-words: subjective well-being, scale, principal components analysis, internal consistency reliability.

El bienestar personal, subjetivo o psicológico, junto con otros factores afines, tales como satisfacción vital, calidad de vida o también felicidad (Bradburn, 1969), está siendo objeto de estudio desde hace unos cuarenta años aproximadamente. La investigación empírica empieza a hacerse inabarcable, como ponen de manifiesto las revisiones con que ahora se cuenta (Diener, 1984, 1994; García, 2002). Para su evaluación y estudio se han elaborado y aplicado diferentes instrumentos, por lo general con fines de investigación. Los instrumentos se centran en constructos variados, pero próximos entre sí: Diener, Emmons, Larsen y Griffin (1985) han dirigido su atención al bienestar subjetivo en cuanto satisfacción con la vida; Ryff y Keyes (1995) y Cummins (1997) se han centrado en la calidad de vida; Mroczek y Kolarz (1998) en los afectos positivos y negativos. En relación con estas dos clases de afectos, la literatura y la investigación sobre bienestar coinciden mucho en resaltar el contenido dual del bienestar afectivo, que parece derivar del balance de dos elementos de experiencia emocional: respectivamente, el de afecciones positivas, placenteras, y el de ausencia de afecciones negativas, desagradables (Bryant y Veroff, 1982; Zevon y Tellegen, 1982). En tales investigaciones ambos elementos suelen aparecer como independientes. Sin embargo, en ocasiones han aparecido correlacionados (Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999; Watson, 1998).

El objeto de este trabajo es presentar un instrumento diseñado para evaluar e investigar en el ámbito de ese conglomerado de factores la Escala Eudemon de Bienestar Personal (en adelante, EBP), informando sobre sus características psicométricas.

EBP ha nacido en el curso de la búsqueda de descriptores e indicadores fiables de salud mental –comportamental o psicológica– por contraposición al trastorno psicopatológico. En tal búsqueda se ha asumido que el grado de bienestar personal percibido representa un indicador o acaso incluso un elemento constitutivo de la salud mental o psicológica. Ésta, a su vez, se ha entendido como algo más que mera ausencia de trastornos: como realidad positiva, una realidad susceptible de aprehenderse también bajo el constructo de personalidad “sana” o “saludable” (Jourard y Landsman, 1987). Este constructo, por otra parte, ha de entenderse de naturaleza dimensional y no dicotómica: no como categoría cerrada y contrapuesta a la de personalidad psicopatológica, sino como polo opuesto, sobre una misma dimensión –o sobre varias dimensiones– al polo del trastorno psicopatológico y/o de la personalidad (Fierro, 1984, 2004; Vázquez, 1990).

El heurístico teórico que ha guiado la construcción de EBP y los estudios realizados con esta escala ha sido un modelo bidimensional de salud (comportamental y de personalidad, que postula dos dimensiones o rasgos relevantes en la caracterización de la salud mental: (1) un grado aceptable de bienestar

personal; y (2) una buena adaptación social. Es hipótesis bien fundada en distintos modelos tanto de personalidad como de psicopatología (Fierro, 2000; Wakefield, 1992a, 1992b). Bajo la guía del referido modelo, fueron construidas sendas Escalas, una de Bienestar Personal y otra de Adaptación social (EAS), de 33 y 34 ítems, respectivamente. Las escalas han sido ideadas para utilización en estudios sobre personalidad sana, pero también con potencial aplicación de evaluación en la práctica clínica.

EBP y EAS han sido elaboradas en una estrategia “top-down”, que procede de la teoría o modelo a los enunciados. Esta estrategia es coherente con modelos que consideran la felicidad como un rasgo de personalidad de nivel alto (Kozma, Stone y Stones, 1997); y ha sido adoptada de manera formal en la construcción de un instrumento para evaluar una variable afín: la inteligencia emocional, según ha hecho Epstein (1987; adaptación española TEA, 2001), en su *Inventario de pensamiento constructivo*. Así, pues, desde la perspectiva del referido modelo bidimensional se examinaron cuestionarios, inventarios, escalas clínicas y de personalidad, para extraer de ellos y adaptar ítems que recogieran de forma diferenciada la caracterización conceptual de una u otra dimensión: (1) la de bienestar frente a malestar psicológico; (2) la de adaptación frente a inadaptación social percibida. Tras la oportuna selección y traducción, en su caso, se formaron dos conjuntos diferenciados de ítems, relativos a los dos constructos por evaluar –bienestar y adaptación–, y se organizaron las correspondientes escalas. De acuerdo con el procedimiento de su construcción, estas escalas se presumían, en principio, ortogonales, como en efecto lo son desde el punto de vista conceptual: relativas a dimensiones diferentes.

Durante varios años, EBP y EAS se han aplicado en formato de respuesta sí/no. Se han administrado a adultos a lo largo de todas las edades; también a adolescentes: a éstos con las oportunas adaptaciones, en particular la de referir al colegio en ítems donde para los adultos se menciona el trabajo. A través de todos los estudios, un resultado firme ha sido que las Escalas correlacionan entre sí en alto grado, con valores de correlación en torno a .60 (Cardenal y Fierro, 2001; Fierro y Cardenal, 1996, 2001; Fierro, Jiménez y Ramírez, 1998). La de Bienestar Personal correlaciona negativamente con neuroticismo con valores en torno a .50, mientras que en la de Adaptación Social destacan otras correlaciones (Fierro y Fierro-Hernández, 2005; Fierro-Hernández, 2002). Y ambas, conjuntamente, sirven para discriminar fiablemente personas adictas y no adictas a drogas (Berrocal, Ortiz-Tallo, Fierro y Jiménez, 2001), así como estadios distintos en un proceso de rehabilitación de la drogadicción (Ortiz-Tallo y Fierro-Hernández, 2001).

En su versión primera, la utilizada hasta llegar al estudio del que aquí se informa, la Escala de Bienestar Personal (EBP) consta de 33 ítems, enunciados todos ellos en frases gramaticalmente positivas, sin negación gramatical. De los 33 ítems, 13 están formulados en la dirección de bienestar psicológico, por ejemplo: “Pasé muy bien mis últimas vacaciones”. Los otros 20 lo están en la dirección de ausencia de bienestar, tal como: “La vida ofrece pocas satisfacciones”. En estos dos ejemplos puede observarse, además, que EBP contiene ítems referidos a momentos o episodios bien determinados (por ejemplo,

unas vacaciones) y también, éstos más numerosos, a la vida, a la persona o a sus relaciones consideradas en su conjunto.

La versión primera de EBP, en formato de respuesta sí/no, ha sido objeto de un estudio psicométrico con un total de 2150 sujetos; de ellos, 1130 mujeres y 980 varones. En ese estudio EBP ha mostrado ser unidimensional, con un índice de .89 de unidimensionalidad (Rivas, Fierro, Jiménez y Berrocal, 1998).

Utilizando la versión primera de EBP, se han realizado y presentado estudios en los que de manera conjunta se exploraban factores relativamente estables de la personalidad, como extraversión y neuroticismo, otras dimensiones no tan estables, indicadoras de madurez personal y de salud mental, como autoestima, y algunas, en fin, descriptoras de trastornos psicopatológicos y presentes en muchos de ellos, como ansiedad y depresión. En tales estudios ha aparecido que: (1) a menudo son muy semejantes los instrumentos para evaluar un factor estable de personalidad (en concreto, el de neuroticismo frente a estabilidad emocional) y una alteración psicopatológica (respectivamente, la neurosis de ansiedad); (2) en los cuestionarios y escalas preexistentes se hallan mezcladas dimensiones distintas, que no deben confundirse: ansiedad, malestar psicológico, inadaptación social, falta de autoestima; (3) que los correlatos de bienestar personal (en EBP) y de la adaptación social percibida (en EAS) no son los mismos, destacando las correlaciones del bienestar con variables clínicas y las de adaptación con conductas sociales (Cardenal y Fierro, 2001; Fierro y Cardenal, 1996, 2001; Fierro *et al.*, 1998; Fierro-Hernández, 2002; Fierro-Hernández y Jiménez, 1999 y 2002).

En el curso de los referidos estudios sobre salud mental y sus indicadores, y como resultado tanto de los hallazgos obtenidos como del estudio de temas conexos, la línea de la investigación se ha reorientado en una dirección complementaria. En cierta autonomía respecto a lo que en su inicio era puesta a prueba del modelo bidimensional, se estudia ahora el bienestar personal no sólo como indicador de salud mental, sino también por sí mismo y en sí mismo. Puesto que las dos Escalas, EBP y EAS, aunque estrechamente relacionadas entre sí, presentan correlatos distintos, cabe focalizar los estudios en una o en otra escala de modo independiente.

Al reorientar la atención al bienestar personal como objeto de estudio por sí mismo, se ha continuado trabajando con EBP, con sus 33 ítems, pero en formato de cuatro respuestas posibles, en una gradación de: No, en absoluto/Más bien no/Más bien sí/Sí, desde luego. Se sigue manteniendo la hipótesis de su carácter unidimensional: sobre una dimensión donde unos ítems reflejan el lado de afecto positivo y otros el lado negativo. En cuanto a la naturaleza de la dimensión contemplada, el carácter unidimensional de EBP se corresponde con un género de bienestar que algunos autores han conceptualizado como “eudemónico” (de “eudaimonía”: en griego, felicidad), de realización personal, frente al “hedónico” (de “hedoné”: en griego, placer), de placer y hallarse a gusto momento a momento, en sucesivos estados de ánimo (Ryan y Deci, 2001). Se trata de “un bien-ser” más que de un “bien-estar”. Corresponde al inglés “well-being” (y al francés “bien-être” y al italiano “benessere”), que encuentra una traducción sólo parcial y equivoca en castellano al trasladarse como “bienestar”. La única forma de eliminar ese equívoco consiste en destacar que se trata también de “bien ser” y “buen vivir”.

Así, pues, el bienestar personal que se propone evaluar EBP es tanto o más un “bien ser” que un “bien estar”, relativo a la persona y percibido por ella: bienestar subjetivo o psicológico. Es cualidad o dimensión vital que se vive en sociedad, en las relaciones interpersonales. Pero no se conceptúa de manera directa como bienestar social, el cual se cifra en otros indicadores y, por tanto, habrá de recogerse en ítems de otro contenido.

El estudio del que se informa a continuación se circunscribe a las características psicométricas de EBP en su versión de 33 ítems en una aplicación a 489 personas adultas, utilizando un formato de respuesta Likert con una gradación de cuatro puntos. Se han estudiado esas características y se informa de ellas aquí en orden a una primera depuración de la Escala. Se ha mantenido la hipótesis de su naturaleza unidimensional; y se la ha puesto a prueba. No se ha ignorado, sin embargo, la posibilidad o la conveniencia de hallar en EBP factores que se ajusten específicamente a tipos distintos de bienestar, hedónico o eudemónico, o a los afectos, positivos y negativos, que lo integran.

Método

Participantes

Los participantes fueron 489 ciudadanos malagueños, de los que 278 son mujeres, 194 son varones, y otros 17 sujetos que no indicaron sexo. Las edades de los participantes se encuentran comprendidas entre los 32 y los 89 años ($M=49.53$ y $D.T.=12.75$).

Material

Se administró la Escala EBP, que consta de 33 ítems y proporciona una medida del grado de bienestar experimentado en la actualidad. Incluye ítems que informan de la satisfacción/insatisfacción vital, de emociones vividas, ya positivas, ya negativas. Los sujetos han de responder en una escala de respuesta tipo Likert de cuatro puntos. Las alternativas de respuesta son: “No, en absoluto”, “Más bien no”, “Más bien sí” y “Sí, desde luego”.

Procedimiento

La Escala fue aplicada por estudiantes de Psicología, que colaboraron de forma voluntaria, a los que se les había instruido acerca de la administración de la prueba. Se les dio la consigna de aplicarla a dos personas con más de 30 años, personas no de la propia familia y sin problemas psicopatológicos, a ser posible un varón y una mujer. Si el participante encontraba dificultades, fuese de comprensión de los ítems o para trasladar por sí mismo la respuesta al papel, el administrador se servía de EBP a manera de entrevista estructurada y marcaba las respuestas dadas por el sujeto.

Resultados

Se comprobó que dos participantes habían respondido sólo a unos pocos ítems, por lo que fueron eliminados. En el cálculo de la distancia de Mahalanobis se detectaron 34 casos outliers multivariados. Una vez identificados los ítems donde se producían las puntuaciones outliers, y tras el examen de las respuestas, se decidió eliminar 15 de estos casos, quedando reducido el conjunto original a 472 casos.

Tras el análisis de los ítems se observó que los ítems 5, 6, 10, 17 y 26 presentaban un índice de discriminación bajo y que el 23 aparecía con un índice pobre. Se les excluye, por ello, de los análisis posteriores. Por otro lado, los ítems 14, 18 y 32 poseían correlaciones muy bajas con gran parte de los ítems restantes, razón por la que se decidió no considerarlos en el análisis de la estructura factorial. De esta forma, la Escala original de 33 ítems quedó reducida a 24 ítems. Tras la reducción el coeficiente Alfa de Cronbach arroja un valor elevado ($\alpha = .92$), lo que indica existencia de una buena consistencia interna.

Análisis de la estructura factorial

Para conocer la estructura factorial de la Escala EBP, se ha llevado a cabo un análisis de componentes principales con rotación oblicua de la matriz de correlaciones, utilizando el criterio oblimin directo ($\delta=0$). Se ha seleccionado este tipo de rotación porque con ella se ha comprobado la existencia de correlación entre los componentes. La rotación, además, contribuye a mejorar la interpretabilidad de los componentes.

La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y la matriz anti-imagen de correlaciones indican que los datos son óptimos para el análisis factorial, con KMO= .95 y valores altos en la diagonal de la matriz anti-imagen. El valor más bajo en ésta es de .87, mientras que ninguna de las correlaciones entre los ítems fuera de la diagonal es próxima o superior a .30. Asimismo, la prueba de Bartlett resulta significativa [$\chi^2(276) = 4124.76$; $p < .001$].

La solución factorial definitiva se ha obtenido aplicando los siguientes criterios: *a)* se interpretan los componentes que tras la extracción presentan un autovalor $\lambda > 1$; *b)* se examina el gráfico de sedimentación tras la extracción para decidir el número de componentes a conservar; *c)* se acepta una solución teóricamente interpretable; *d)* se acepta la existencia de un componente dominante si la razón λ_1/λ_2 es mayor o igual a 5; *e)* el punto de corte para la interpretación de los coeficientes se establece en .35.

Realizado el análisis de componentes principales, se extrae un componente dominante con $\lambda = 8.98$, que explica el 37.42% de la varianza. Un segundo componente con autovalor $\lambda = 1.383$ y explica el 5.76% de la varianza restante. Y un tercer componente, con autovalor $\lambda = 1.12$, explica el 4.66% del resto de la varianza. La varianza total explicada tras la extracción es de 47.83%. En la solución proporcionada por la matriz de los componentes no rotados se observa que el primero es un componente bipolar en el que saturan

todos los ítems, con cargas superiores a .42. El segundo componente está configurado por 4 de los ítems que conforman el polo positivo del anterior, por lo que no aporta información nueva. En el último componente apenas saturan 3 ítems y no es interpretable.

Tras la rotación, los ítems se distribuyen más claramente entre los dos primeros componentes, generando una solución con dos componentes interpretables bien diferenciados, y un tercer componente que carece de sentido. En este último continúan saturando tres ítems, uno de ellos con carga factorial baja (.35). Además, el gráfico de sedimentación (ver figura 1) muestra que dicho componente se sitúa después del punto de inflexión. Dudando de su fiabilidad, se decide limitar la extracción a dos componentes. Este procedimiento se puede consultar en García, Gil y Rodríguez, (2000) y Tabachnick y Fidell (1996), entre otros.

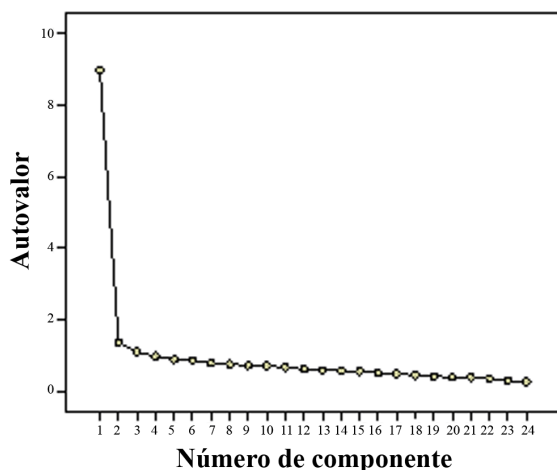


Figura 1. Gráfico de sedimentación.

De esta forma, la solución definitiva consta de dos componentes interpretables que explican el 43.18% de la varianza: el primero de ellos configurado por 17 ítems, que reflejan ausencia de bienestar personal, y el segundo, formado por siete ítems que reflejan la existencia de bienestar positivo. Entre ambos componentes se da una correlación negativa de $r = -.56$ (ver tabla 1).

En esta solución el porcentaje de residuales no redundantes con valores absolutos mayores que .05 se sitúa en un 36%. Este porcentaje indica que el modelo obtenido presenta cierto desajuste entre las variables observadas y los componentes latentes. Sin embargo, también en la solución con tres componentes existía un 38% de residuales. El desajuste, por tanto, es similar en ambos casos, pero se observa una tendencia a la disminución en el modelo de dos componentes.

Respecto a las comunales, o proporción de la varianza de cada ítem explicada por el conjunto de componentes extraídos, en general éstas son superiores a .40 y algunas a .50. El valor más bajo se sitúa en .27 y corresponde al ítem 30.

La tabla 1 muestra la matriz de configuración. En ella se reseñan los ítems con una breve etiqueta que describe su contenido; y aparecen los coeficientes correspondientes a cada ítem en cada componente. Estos coeficientes son una medida de la relación exclusiva entre el componente y la variable. Por ello, la interpretación se lleva a cabo a partir de esta matriz, ya que estos coeficientes no incluyen la influencia indirecta del otro componente, influencia que se debe a la correlación existente entre ambos componentes.

TABLA 1. MATRIZ DE CONFIGURACIÓN. COMPONENTES RESULTANTES Y SATURACIONES DE LOS ÍTEMS ($r = -.56$).

ÍTEMS Y ETIQUETA DESCRIPTIVA	COMPONENTE	
	1	2
1. Levantarse relajado		.516
2. Estar contento los días sin trabajo		.718
3. Insatisfacción con la vida	.621	
4. Incumplimiento de expectativas de felicidad	.578	
7. Poner humor a la vida		.688
8. Disfrutar de las vacaciones		.671
9. Deseo de huir	.490	
11. Tener mala suerte	.696	
12. La vida es triste	.695	
13. Deseo de cambiarse por otra persona	.493	
15. Poca suerte con amistades	.606	
16. Estar a gusto con la casa		.519
19. Situaciones familiares desagradables	.498	
20. Tristeza por no ser niño	.625	
21. Algunas personas me quieren mal	.605	
22. Ver el futuro negro	.574	
24. Disfrutar con las cosas diarias		.607
25. Estar contento con el trabajo		.389
27. Más alegrías que penas en la vida	-.403	
28. Pesaroso/a por conductas del pasado	.661	
29. Deseo de cambio de vida	.736	
30. Llorar de tristeza	.525	
31. Salir mal muchas cosas	.759	
33. Pasar por penas	.737	

La mayoría de los ítems, en la tabla 1, saturan en el primer componente con valores por encima de .60, siendo el ítem 27 el que presenta el coeficiente

más bajo (-.40). De forma similar, la mayoría de las cargas factoriales son superiores a .50 en el segundo componente y es el ítem 25 el que presenta el peso más bajo (.39).

Siguiendo a Comrey (1985) y Comrey y Lee (1992), el cuadrado de los pesos factoriales ayuda a interpretar en qué medida los componentes obtenidos son puros, teniendo en cuenta el número de variables con pesos factoriales elevados. En este caso, cinco de las variables que saturan en el componente “ausencia de bienestar personal” poseen en torno a un 50% de su varianza en común con el componente, lo que se considera excelente. Otras siete poseen un tercio o más de su varianza en común con éste, lo que se interpreta como bueno o bastante bueno. La varianza compartida de las cuatro restantes es algo menor, pero todavía aceptable. La más baja corresponde al ítem 27, de un 16.2%, que, sin embargo, no llega a ser pobre. En cuanto al componente “bienestar positivo”, el solapamiento de las varianzas propias entre tres de las variables y el componente se sitúa en torno al 50%, otra de las variables posee un 37% de la varianza en común con el mismo, dos de ellas poseen un 27%, mientras que la varianza compartida con el factor del ítem 25 es apenas de un 15%.

La figura 2 muestra el gráfico de los componentes rotados, donde se puede observar que la mayor parte de los ítems se concentra en torno al eje del componente en el que saturan.

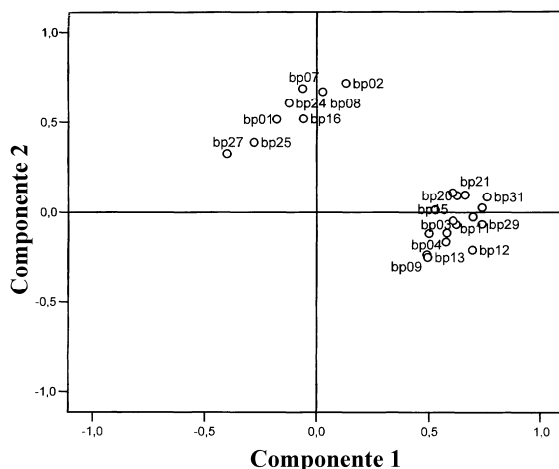


Figura 2. Gráfico de los componentes en el espacio rotado.

Fiabilidad

Se ha analizado la consistencia interna de los componentes obtenidos a través del cálculo del coeficiente Alfa de Cronbach para el conjunto de ítems que satura en cada uno de ellos. Los resultados indican un Alfa de Cronbach $\alpha = .91$ para el componente “ausencia de bienestar” y $\alpha = .79$ para el componente

“bienestar positivo”. Asimismo, se ha calculado el índice de homogeneidad corregido para cada ítem, resultando que las correlaciones de cada ítem con el resto son superiores a .46 en el conjunto con carga factorial en “ausencia de bienestar” y a .42 en el conjunto con carga factorial en “bienestar positivo”.

Discusión

Los análisis preliminares de los datos recogidos permiten afirmar que la mayoría de los ítems que componen EBP posee índices de discriminación adecuados. Tan sólo seis poseen índices bajos, lo que ha motivado su exclusión de los análisis posteriores. Otros tres han sido excluidos por su baja correlación con los demás. Estos análisis, por tanto, se han realizado con 24 ítems de la escala original, los cuales mantienen una alta consistencia interna. Por otro lado, los datos son suficientes e idóneos para un análisis factorial, puesto que los diferentes indicadores estadísticos calculados señalan la conveniencia de la factorización.

Se ha optado por un análisis de componentes principales. En la solución rotada y definitiva, mediante rotación oblimin directa, emergen dos componentes que explican el 43.18% de la varianza, que correlacionan negativamente entre sí ($r = -.56$) y que son plenamente interpretables dentro de los modelos más aceptados en el estudio del bienestar psicológico. El componente etiquetado como “ausencia de bienestar” (componente 1) aparece como general o dominante: explica la mayor parte de la varianza y en él saturan 17 ítems. A título ilustrativo, uno de los ítems que lo definen declara: “Estoy siendo menos feliz de lo que esperaba cuando era más joven”. En un segundo componente, interpretable como “bienestar positivo” (componente 2), saturan los siete ítems restantes de la escala. Así, pues, en la segunda versión de EBP, resultante del presente análisis, de los 24 ítems, siete señalan bienestar positivo y los otros 17 carencia de bienestar.

La aparición en el análisis factorial de dos componentes distintos, aunque con una correlación de $-.56$, es coherente con lo que han encontrado otros investigadores. El bienestar consta de dos elementos diferentes. No son, respectivamente, polo positivo y negativo de una sola y misma dimensión, sino que se extienden en dimensiones distintas, la de afición y experiencias positivas y la de afición y experiencias negativas. El bienestar resulta de la presencia de las primeras y la ausencia de las últimas. Esas dimensiones, por otra parte, aparecen relacionadas en estudios recientes (Diener *et al.*, 1999; Watson, 1998).

En el presente estudio, los participantes obtienen puntuaciones altas en bienestar, como resultado de puntuar bajo en los 17 ítems que informan de malestar o ausencia de bienestar, y puntuar alto en los siete ítems que informan de bienestar positivo. Atendiendo a las puntuaciones bajas en afecto negativo, cabe preguntarse si en el bienestar personal cuenta más la ausencia de experiencias y afectos negativos que la presencia de experiencias y afectos positivos, pero ésta es una conjetura que no puede resolverse en la presente investigación y que habrá de ser sometida a prueba en ulteriores estudios.

En cuanto al análisis psicométrico, la próxima meta de investigación será examinar si la Escala Eudemon EBP-2, de 24 ítems, sin perder la ventaja de su mayor brevedad, mide lo mismo que la versión primera, en particular: (a) si se muestra, como ella, capaz de diferenciar entre personas con y sin problemas psicopatológicos; y (b) si se mantienen en grado significativo las correlaciones con otras medidas de bienestar subjetivo y con dimensiones personales, tales como autoestima, ansiedad y depresión o también factores básicos de la personalidad.

REFERENCIAS

- Bradburn, N.M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Berrocal, C., Ortiz-Tallo, M., Fierro, A. & Jiménez, J.A. (2001). Variables clínicas y de personalidad en adictos a heroína. *Anuario de Psicología*, 32(1), 67-87.
- Bryant, F.B. & Veroff, J. (1982). The structure of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 653-673.
- Cardenal, V. & Fierro, A. (2001). Sexo y edad en estilos de personalidad, bienestar personal y adaptación social. *Psicothema*, 13, 118-126.
- Comrey, A.L. (1985). *Manual de análisis factorial*. Madrid: Cátedra.
- Comrey, A.L. & Lee, H.B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd Ed.). New Jersey: Erlbaum.
- Cummins, R.A. (1997). *Comprehensive Quality of Life Scale: Adult*. Melbourne: Deakin University.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E. (1994). El bienestar subjetivo. *Intervención Psicosocial*, 3(8), 67-113.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Diener, E., Suh, E.M., Lucas, R.E. & Smith, H.L. (1999). Subjective well-being: three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-372.
- Epstein, S. (1987). *Constructive Thinking Inventory* (trad. y adapt. cast. Departamento I+D. Madrid: TEA, 2001).
- Fierro, A. (1984). Dimensiones de la personalidad sana. *Revista de Psiquiatría y Psicología Médica*, 6, 373-391.
- Fierro, A. (2000). El cuidado de sí mismo y la personalidad sana. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 20(76), 35-47.
- Fierro, A. (2004). Salud mental, personalidad sana y madurez personal. *Revista UCSD*, 4(7), 87-107.
- Fierro, A. & Cardenal, V. (1996). Dimensiones de personalidad y satisfacción personal. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 49(1), 65-82.
- Fierro, A. & Cardenal, V. (2001). Pertinencia de estilos de personalidad y variables cognitivas a indicadores de salud mental. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 54(2), 207-226.
- Fierro, A. & Fierro-Hernández, C. (2005). Inteligencia emocional, bienestar, adaptación y factores de personalidad en adolescentes. En Jiménez (Ed.), *Comportamiento y palabra: estudios 2005*. Málaga: Facultad de Psicología.
- Fierro, A., Jiménez, J.A. & Ramírez, C. (1998). Los "cinco grandes" y la personalidad sana. En M.P. Sánchez-López & M.A. Quiroga (Eds.), *Perspectivas actuales en la investigación psicológica de las diferencias individuales*. Madrid: Ramón Areces.
- Fierro-Hernández, C. (2002). Patrón de rasgos personales y comportamiento escolar en jóvenes. *Revista de Educación*, 332, 291-304.
- Fierro-Hernández, C. y Jiménez, J.A. (1999). Bienestar y consecuencias de afrontar un evento impactante en jóvenes. *Estudios de Psicología*, 62, 39-54.
- Fierro-Hernández, C. & Jiménez, J.A. (2002). Bienestar, variables personales y afrontamiento en jóvenes universitarios. *Escritos de Psicología*, 6, 85-91.
- García, M.A. (2002). El bienestar subjetivo. *Escritos de Psicología*, 6, 18-39.
- García, E., Gil, J. & Rodríguez, G. (2000). *Análisis factorial*. Colección Cuadernos de Estadística. Madrid: La Muralla.
- Jourard, S.M. & Landsman, T. (1987). *Healthy personality*. México: MacMillan.
- Kozma, A., Stone, S. & Stones, M.J. (1997). Los enfoques de top-down y bottom-up del bienestar subjetivo. *Intervención Psicosocial*, 6(1), 77-90.
- Mroczek, D.K. & Kolarz, C.M. (1998). The effect of age on positive and negative affect: A developmental perspective on happiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(5), 1333-1349.

- Ortiz-Tallo, M. & Fierro-Hernández, C. (2001). Evolución de dimensiones personales en un proceso de rehabilitación de la drogadicción. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 54(1), 103-112.
- Rivas, T., Fierro, A., Jiménez, J. A. & Berrocal, C. (1998). *Estudio de la estructura unidimensional de las Escalas de Bienestar personal y adaptación social*. Trabajo presentado en el VII Congreso Europeo de Evaluación Psicológica. Benalmádena.
- Ryan, R.M. & Deci, E.L. (2001). On happiness and human potential: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-166.
- Ryff, C.D. & Keyes, C.L.M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727.
- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (1996). *Using multivariate statistics* (3rd edition). New York: Harper Collins.
- Vázquez, C. (1990). El concepto de conducta anormal. En F. Fuentenebro & C.Vázquez (Eds.), *Psicología médica, Psicopatología y Psiquiatría*. Madrid: Interamericana.
- Wakefield, J.C. (1992a). The concept of mental disorder: on the boundary between biological facts and social values. *American Psychologist*, 47, 373-388.
- Wakefield, J.C. (1992b). Disorder as harmful dysfunction: A conceptual critique of DSM-III-R's definition of mental disorder. *Psychological Review*, 99, 232-247.
- Watson, D. (1998). Intraindividual and interindividual analyses of positive and negative affect: Their relation to health complaints, perceived stress, and daily activities. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1020-1030.
- Zevon, M.A. & Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 111-122.