

Modelos factoriales del Inventario de Depresión de Beck-II. Validación con pacientes coronarios y una crítica al modelo de Ward

Antonio del Pino Pérez¹, Ignacio Ibáñez Fernández¹, Francisco Bosa Ojeda², Ruth Dorta González¹
y María Teresa Gaos Miezoso¹

¹ Universidad de La Laguna y ² Hospital Universitario de Canarias

El objetivo del estudio era validar en una muestra de 205 enfermos coronarios un modelo factorial para el BDI-II, especialmente un modelo que permitiera modelar los síntomas depresivos tras eliminar explícitamente el sesgo asociado a los síntomas somáticos que pueden confundirse con síntomas de la enfermedad. Se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para datos ordinales. Se analizaron un modelo monofactorial, seis modelos con dos factores correlacionados y, derivados de éstos, siete modelos con un factor general y dos factores no correlacionados. El análisis exploratorio aísla dos factores, somático-afectivo y cognitivo. En los análisis confirmatorios, el modelo monofactorial obtiene el peor ajuste. Los modelos bifactoriales son superados en bondad de ajuste por los modelos de factor general y de grupo. Entre éstos destaca el modelo General, Somático-afectivo y Cognitivo (G-Sa-C) de Beck con estudiantes. El peor el General, Somático, Cognitivo (G-S-C) reducido de Ward. Nuestro modelo supera los puntos de corte de todos los índices de ajuste. Se concluye que la inclusión de factores generales y de grupo en todos los modelos supera los resultados del modelo G-S-C y, por tanto, lo cuestiona. El modelo G-Sa-C resulta fortalecido.

Factor models of the Beck Depression Inventory-II. Validation with coronary patients and a critique of Ward's model. The objective of this study was to validate in a sample of 205 coronary patients a factor model for the BDI-II, especially a model that would allow for modeling of depressive symptoms after explicitly removing bias related to somatic symptoms of depression that would overlap those of heart disease. Exploratory and confirmatory factor analyses for ordinal data were conducted. A one-factor model, six correlated two-factor models and, derivatives thereof, seven models with a single General Depression factor and two uncorrelated factors, were analyzed. Exploratory analysis extracted two factors, Somatic-affective and Cognitive. Confirmatory factor analyses showed the worst fit for the one-factor model. Two-factor models were surpassed in goodness of fit by the models of general-factor and group factors. Among these, the General, Somatic-affective and Cognitive (G-Sa-C) model of Beck with students is noteworthy. The reduced General, Somatic and Cognitive (G-S-C) model of Ward showed the worst goodness of fit. Our model surpasses the cutoff criteria of all fit indexes. We conclude that the inclusion of a general-factor and group factors in all the models surpasses the results of G-S-C model and, therefore, questions it. The G-Sa-C model is strengthened.

Tras un infarto agudo de miocardio (IAM) los síntomas depresivos predicen las limitaciones funcionales (Ruo, Rumsfeld, Hlatky, Liu, Browner y Whooley, 2003), las conductas inadecuadas de autocuidado (Ziegelstein, Fauerbach, Stevens, Romanelli, Richter y Bush, 2000) y un incremento de la mortalidad y morbilidad cardiaca (Nicholson, Kuper y Hemingway, 2006).

La prevalencia de enfermos cardíacos (ECs) con depresión mayor tras un episodio cardíaco oscila entre el 15 y el 20% y la prevalencia de depresión menor o de síntomas depresivos está en torno al 20% (Carney y Freedland, 2008).

La prevalencia de la depresión entre enfermos ha cuestionado la validez de los métodos existentes para valorar los síntomas porque hay un solapamiento sustancial entre los síntomas somáticos de la depresión y los síntomas comunes a las enfermedades médicas (Koenig, George, Peterson y Pieper, 1997). En consecuencia, algunos autores han argumentado que los estudios que relacionan la depresión con la mortalidad tras un IAM no han controlado adecuadamente el sesgo potencial de medir indicadores en que se confunden síntomas somáticos de la depresión y síntomas propios de un IAM (Lane, Carroll y Lip, 2003; Sorensen, Friis-Hasche, Haghfelt y Bech, 2005). El National Heart, Lung, and Blood Institute (NHLBI) de los Estados Unidos, consciente de estos problemas en sus recomendaciones relativas a la evaluación y tratamiento de la depresión en pacientes cardíacos (Davidson et al., 2006), incluye investigar la aplicabilidad de los instrumentos de depresión utilizados en la población general a los pacientes cardíacos y muy especialmente el Beck Depression Inventory, second edition (BDI-II).

Aunque el propósito primero del BDI-II es medir el constructo global *depresión*, la cuestión de si se pueden extraer del inventario mediante análisis factorial grupos significativos de ítems ha sido y sigue siendo de interés porque los estudios sugieren que distintos subgrupos de la población ofrecen respuestas que se agrupan diferencialmente (Steer, Ball, Ranieri y Beck, 1999) y porque la investigación sobre los efectos de las intervenciones muestra con frecuencia que las subescalas unidimensionales son más sensibles al cambio que la puntuación global en la escala (Ruhé, Dekker, Peen, Holman y de Jonghe, 2005).

Beck, Steer y Brown (1996) inicialmente no fueron capaces de determinar una estructura única de los factores latentes. Por la denominación de los factores podemos saber que están compuestos por elementos cognitivos, afectivos y somáticos.

La estructura factorial de la versión española del BDI-II, realizada por Sanz, Navarro y Vázquez (2003a), ha sido analizada mediante análisis factorial exploratorio (AFE) en el citado estudio realizado con una muestra de estudiantes, y por Sanz, Perdígón y Vázquez (2003b) en una muestra de la población general. En ambos estudios optan por dos factores que denominan '*Cognitivo-afectivo*' y '*Somático-motivacional*'. Ibáñez, del Pino, Olmedo y Gaos (2010) con una muestra de la población general canaria realizan también un AFE seguido de un análisis factorial confirmatorio (AFC) aislando dos factores: *Cognitivo-afectivo* y *Somático-motivacional*. En los tres estudios los factores están altamente correlacionados y sugieren la existencia de una dimensión general que podría llamarse *depresión*.

Frente a estos modelos de primer orden, Ward (2006) presenta un modelo definido por un factor general, constituido por todos los ítems, y factores específicos o de grupo (cognitivo y somático en el caso del BDI-II). Este tipo de modelos especifican que todas las variables observadas (puntuaciones en los ítems) son un efecto directo de un factor general (G) y esas mismas variables observadas pueden ser también efecto directo de uno o más factores específicos que son ortogonales a G y entre sí. El modelo factor-grupo, por tanto, define un factor G que no está sesgado por los factores de grupo residuales (Becker, 1996), y los factores residuales producen una descomposición ortogonal de la comunalidad que no es atribuible a G. Ward, sin embargo, en el trabajo citado no contempla solo un factor general compatible con los factores somático y cognitivo, sino que considera dos factores de grupo más, anhedonia (ítems 4 y 5) y autocrítica-culpabilidad (ítems 7 y 8). Ward considera irrelevantes estos dos últimos factores porque reconoce su debilidad estadística (solo están compuestos de dos ítems) y porque para identificarlos necesita imponer que sus saturaciones son semejantes. Llama la atención que Ward compare diferentes modelos entre sí, pero que solo para uno de ellos calcule el factor general y los factores de grupo Somático y Cognitivo. Impide así que otros modelos competitivos gocen de las ventajas (en términos de ajustes y sustantivos) que supone añadir un factor adicional.

Vanheule, Desmet, Groenvynck, Rosseel y Fontaine (2008) consideran que el factor general no aporta nada y más bien introduce confusión. Pese a ello, Quilty, Zhang y Bagby (2010) comparan mediante AFC diez estructuras, pero solo para el modelo de Ward (que finalmente apoyan) recurren al factor general. Thombs, Ziegelstein, Beck y Pilote (2008) han realizado hasta ahora el único estudio sobre la estructura factorial del BDI-II en una muestra de pacientes hospitalizados por un IAM. Replican el estudio de Ward (2006) y obtienen con esa muestra resultados similares.

El objetivo de este trabajo es analizar la estructura factorial de la versión española del BDI-II con datos obtenidos en una muestra de pacientes hospitalizados por problemas de cardiopatía isquémica y analizar el ajuste de los datos a distintos modelos factoriales y, muy especialmente, al modelo de Ward (2006).

Método

Participantes

Una muestra de 205 ECs incluidos en los códigos I20-I25, cardiopatía isquémica, de la Clasificación Internacional de Enfermedades-10.

Procedimiento

El desarrollo del estudio se ajustó a los principios éticos de la Declaración de Helsinki de 1975. Contó con la autorización de los jefes de los servicios y con la aceptación de los comités de ética e investigación correspondientes. La libre e informada participación de los pacientes se ratificó con la firma de un documento.

Los datos se recogieron mediante un procedimiento de heteroaplicación. Se invitó a participar en el estudio a todos los pacientes ingresados en tres centros hospitalarios en las fechas que van de enero a julio de 2010. Dieron su consentimiento el 87% de los pacientes a los que se propuso participar. El pase de pruebas, en más del 80% de los casos, se realizó en la primera semana de la estancia en la sala de cardiología. No se incluyeron en el estudio los pacientes que se consideró estaban muy débiles para completar el protocolo de la investigación ($n=14$) o que no comprendían el formulario de consentimiento informado ($n=21$).

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico, historia clínica y el BDI-II (Beck et al., 1996; adaptación de Sanz et al., 2003a). El BDI-II es un autoinforme de 21 ítems que intenta valorar la existencia y severidad de los síntomas depresivos recogidos en el DSM-IV. Cada uno de los 21 ítems corresponde a un síntoma de depresión. Las respuestas a cada ítem se recogen en una escala de cuatro puntos, 0 a 3 y la suma de las respuestas es la puntuación en el BDI-II.

Análisis de datos

El análisis factorial exploratorio (y el confirmatorio) se realizó con el programa MPlus (Muthén y Muthén, 1998). Se determina el número de factores a retener con el «test de mínima correlación parcial promediada» (*Minimum Average Partial*, MAP) de Velicer (1976) y el «análisis paralelo» (*Parallel analysis*, PA) de Horn (1969). La fiabilidad se calculó mediante el SPSS 18.0.

La solución aislada, junto con otras, se contrastó mediante AFC. Tanto en el AFE como en el AFC, dada la no normalidad de los datos y su carácter ordinal, se optó por factorizar la matriz de correlaciones policóricas mediante el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados robustos (*Weighted Least Squares Mean and Variance Adjusted*, WLSMV).

Los modelos contrastados han sido diferentes versiones del modelo bifactorial, habitual en el BDI-II. La diferencia entre estos modelos reside en la composición específica de los factores. Se incluyen todos los modelos aislados con datos de la población

general española y los modelos contrastados por Ward (2006). En nuestro estudio el contraste de los modelos bifactoriales va seguido en todos los casos de un segundo AFC con su correspondiente modelo de factor general y de grupo. Para ningún modelo se permiten errores de medida correlacionados, licencia que se permite Ward sin advertir que las correlaciones entre éstos son específicas del modelo analizado en cada caso y no de la prueba.

Resultados

La muestra está formada en un 74% por varones. La media de edad es de 61,8 años (rango 34-88). El porcentaje de enfermos en activo y jubilados es prácticamente idéntico, 45%. El 9% estaba en paro. El porcentaje de personas sin estudios formales es del 33% y el de personas con estudios medios o superiores del 43%. El 68% de los participantes vive en pareja. El factor de riesgo más generalizado es la hipertensión, 64,9%, seguido del colesterol, 54,6%, y el ser fumador actual, 36,1%. Sufren diabetes el 33,2% de los participantes. La mayor parte, el 62,9%, son debutantes en la cardiopatía isquémica manifestada, mayoritariamente, como angina, 43,4%, o IAM sin ondas Q, 32,2%. El 69,7% presenta obstrucción significativa de hasta dos vasos. Tienen puntuaciones ≥ 14 en el BDI-II el 22,9%. La puntuación media es 9,2 (7,6), aunque las mujeres puntúan más que los hombres, 12,5 (8,3) frente a 8,1 (7,0).

Análisis factorial exploratorio

La medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (0,83) como el test de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(df, 210)} = 1093,9; p < 0,0001$) indican la bondad de los datos para ser sometidos a análisis factorial.

Existen 6 factores con valor propio superior a 1, pero el MAP y el PA recomiendan dos dimensiones. La congruencia (índice de Tucker) entre la solución varimax y promax fue superior a 0,97, por lo que, al ser la estructura factorial relativamente independiente del método de extracción, se optó por la solución oblicua. Todos los ítems, como puede verse en la tabla 1, saturan por encima de 0,35 en un factor y ningún ítem puede considerarse complejo (no satura $>0,35$ en dos factores).

Al primer factor lo llamamos *Somático/afectivo* (13 ítems) y al segundo *Cognitivo* (8 ítems). Los valores propios de los factores no rotados, el sumatorio de las saturaciones tras la rotación, el alfa de Cronbach y la correlación entre los factores se muestra en la tabla 1.

La consistencia interna de la escala total y la correlación entre los factores justificarían preguntarse por la existencia de una dimensión general, la *depresión*. Se realizó la transformación de Schmid y Leiman (1957) (S-L), un procedimiento que básicamente pretende extraer el máximo de varianza debida al factor general, considerando para ello los factores de primer orden como residuales e independientes. Puede verse en la tabla 1 que obtenemos un factor general en el que 17 ítems saturan $>0,35$. El factor general explica el 51% de la varianza y los dos factores el 49%.

Los índices de congruencia de la solución AFE con las informadas en otros estudios con muestras españolas de la población normal (Sanz et al., 2003a y 2003b; Ibáñez et al., 2010) se sitúan entre 0,76 y 0,82, considerados pobres por MacCallum, Widaman, Zhang y Hong (1999). El índice de congruencia entre los factores generales (transformación S-L) es excelente (0,98).

Análisis factorial confirmatorio

Se sometió a AFC la solución factorial elegida en el AFE previo. Junto a éste se contrasta (i) un modelo monofactorial, factor general de depresión de primer orden; (ii) modelos de dos factores correlacionados definidos a partir del estudio de Beck et al. (1996) con estudiantes, Somático-afectivo y Cognitivo (Sa-C) y de Whisman, Pérez y Ramel (2000), Somático y Cognitivo-afectivo (S-Ca); de Sanz et al. (2003a y 2003b) y de Ibáñez et al. (2010) que, aunque con estructuras ligeramente diferentes, llaman a los factores en los tres casos Cognitivo-afectivo y Somático-motivacional (Ca-Sm); (iii) modelos de dos factores correlacionados más un factor general: (iiiia) modelo de Ward (2006), General, Somático y Cognitivo (G-S-C); (iiiib) todos los modelos del grupo (ii) añadiendo un factor general (G) para hacerlos más comparables al modelo de Ward.

Los parámetros estandarizados para el modelo aislado en este trabajo (todos significativos con $p < 0,01$) se presentan en la figura 1 y los índices de ajuste en la tabla 2.

La bondad de los índices de ajuste se evalúa siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1999): $p > 0,95$ para el Índice de Ajuste Comparativo (CFI) y el Índice de Tucker Lewis (TLI), $p < 0,06$ para el error de aproximación a la raíz cuadrada media

Tabla 1
Resultados del análisis factorial exploratorio (promax sobre WLSMV), transformación Schmid-Leiman y fiabilidad de la solución aislada para el BDI-II

| | Análisis factorial exploratorio | | | | |
|------------------------------------|---------------------------------|-------------|------------------------------|-------------|-------------|
| | Promax | | Transformación Schmid-Leiman | | |
| | Somático afectivo | Cognitivo | Gral | FI | FII |
| 01. Tristeza | 0,53 | 0,13 | 0,46 | 0,38 | 0,09 |
| 02. Pesimismo | 0,60 | 0,34 | 0,66 | 0,43 | 0,24 |
| 03. Sentimientos de fracaso | 0,17 | 0,71 | 0,62 | 0,12 | 0,51 |
| 04. Pérdida de placer | 0,54 | 0,24 | 0,55 | 0,38 | 0,17 |
| 05. Sentimientos de culpa | 0,03 | 0,80 | 0,58 | 0,02 | 0,57 |
| 06. Sentimientos de castigo | -0,15 | 0,80 | 0,45 | -0,11 | 0,57 |
| 07. Insatisfacción con uno mismo | -0,03 | 0,93 | 0,63 | -0,02 | 0,66 |
| 08. Autoocríticas | -0,15 | 0,87 | 0,50 | -0,11 | 0,62 |
| 09. Pensamientos de suicidio | 0,11 | 0,54 | 0,45 | 0,08 | 0,39 |
| 10. Llanto | 0,42 | 0,27 | 0,48 | 0,30 | 0,19 |
| 11. Agitación | 0,17 | 0,46 | 0,44 | 0,12 | 0,33 |
| 12. Pérdida de interés | 0,19 | 0,36 | 0,39 | 0,14 | 0,26 |
| 13. Indecisión | 0,66 | -0,02 | 0,45 | 0,47 | -0,01 |
| 14. Inutilidad | 0,35 | 0,28 | 0,44 | 0,25 | 0,20 |
| 15. Pérdida de energía | 0,76 | -0,07 | 0,49 | 0,55 | -0,05 |
| 16. Cambios-patrón de sueño | 0,61 | 0,00 | 0,43 | 0,43 | 0,00 |
| 17. Irritabilidad | 0,79 | -0,32 | 0,33 | 0,56 | -0,23 |
| 18. Cambios en el apetito | 0,40 | 0,04 | 0,31 | 0,29 | 0,03 |
| 19. Dificultad de concentración | 0,35 | 0,13 | 0,34 | 0,25 | 0,09 |
| 20. Cansancio o fatiga | 0,39 | 0,15 | 0,38 | 0,28 | 0,11 |
| 21. Pérdida de interés en el sexo | 0,59 | -0,20 | 0,28 | 0,42 | -0,14 |
| Correlación entre factores | | ,52 | | | |
| Valor propio no rotado | 7,53 | 2,38 | | | |
| Σ saturaciones ² | 4,2 | 4,6 | | | |
| Alfa | 0,81 | 0,75 | | | |
| Correlación media ítem-factor | 0,45 | 0,45 | | | |

(RMSEA) y $p < 0,08$ para los residuales estandarizados (SRMR). Hay que hacer notar que los puntos de corte para los índices de ajuste no están establecidos de forma inequívoca.

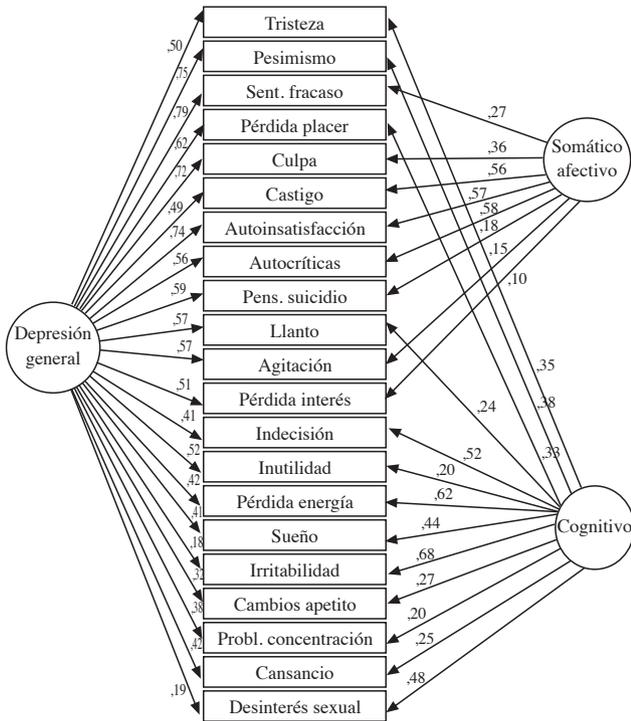


Figura 1. Saturaciones factoriales en el análisis factorial confirmatorio

Tabla 2
Índices de ajuste de los análisis factoriales confirmatorios para el BDI-II

| MODELO | χ^2 | gl | CFI | TLI | RMSEA | SRMR |
|---------------------------------------|----------|-----|-------------|-------|-------|-------|
| Monofactorial | 116,677 | 49 | 0,887 | 0,912 | 0,082 | 0,116 |
| Bifactorial | | | | | | |
| Sa-C (Beck et al., 1996) | 103,632 | 49 | 0,909 | 0,929 | 0,074 | 0,108 |
| S-Ca (Whisman et al., 2000) | 114,247 | 49 | 0,891 | 0,915 | 0,081 | 0,114 |
| <i>Estudios españoles</i> | | | | | | |
| Ca-Sm (Sanz et al., 2003a) | 115,599 | 49 | 0,889 | 0,914 | 0,081 | 0,114 |
| Ca-Sm (Sanz et al., 2003b) & | 108,842 | 46 | 0,895 | 0,918 | 0,082 | 0,113 |
| Ca-Sm (Ibáñez et al., 2010) | 110,926 | 49 | 0,897 | 0,920 | 0,079 | 0,112 |
| Este estudio | 80,491 | 49 | 0,947 | 0,959 | 0,056 | 0,096 |
| Bifactorial más factor general | | | | | | |
| G-S-C reducido * (Ward, 2006) | 83,092 | 48 | 0,941 | 0,954 | 0,060 | 0,093 |
| G-Sa-C (Beck-1996) | 66,950 | 50* | 0,972 | 0,978 | 0,041 | 0,075 |
| G-S-Ca:W (Whisman-2000) | 76,272 | 49 | 0,954 | 0,965 | 0,052 | 0,086 |
| <i>Estudios españoles</i> | | | | | | |
| G-Ca-Sm (Sanz et al., 2003a) | | | No converge | | | |
| G-Ca-Sm (Sanz et al., 2003b) &* | 67,556 | 50* | 0,971 | 0,978 | 0,041 | 0,075 |
| G-Ca-Sm (Ibáñez et al., 2010) | 73,375 | 46 | 0,954 | 0,962 | 0,054 | 0,089 |
| Este estudio | 68,605 | 50* | 0,969 | 0,976 | 0,043 | 0,079 |

* Los factores específicos no pueden definirse como independientes tal y como requiere realmente el modelo: no convergen los datos. &= sin el ítem 18 en los factores de primer orden
 (#) probabilidad asociada 0.055
 (+) probabilidad asociada <0.05

El modelo General, Somático y Cognitivo (G-S-C) con dos factores más, que el mismo Ward (2006) considera irrelevantes, se ha descartado por dar problemas de convergencia. Nos hemos quedado con el que denominamos modelo G-S-C reducido. El modelo monofactorial resulta inadecuado. De los modelos de dos factores solo el modelo extraído de los datos de este estudio supera la mayoría de los puntos de corte. Todos los modelos con factor general y de grupo (específicos) superan la mayoría de los puntos de corte, salvo en el de Sanz et al. (2003a) con estudiantes (que no converge). El modelo General, Somático-afectivo y Cognitivo (G-Sa-C) de Beck et al. (1996) reúne los mejores índices de ajuste.

Discusión y conclusiones

La edad, los estadísticos descriptivos y la prevalencia de los síntomas depresivos de nuestra muestra son prácticamente idénticos a los de Thombs et al. (2008), de modo que nuestra muestra puede considerarse representativa de los ECs ingresados tras un episodio coronario y de los síntomas depresivos que muestran.

Los AFE aíslan dos factores, la transformación SL un tercer factor general. Los AFC ratifican esta solución. Como es previsible, los peores índices de ajuste se producen con el modelo monofactorial y seguidamente con los modelos de dos factores. Los modelos que incluyen un factor general y dos de grupo alcanzan los mejores índices de ajuste. El modelo G-Sa-C de Beck et al. (1996) con estudiantes obtiene los índices mejores y el G-S-C reducido de Ward (2006) los peores. Estos resultados podrían estar penalizando la eliminación por parte de Ward de la anhedonia y la autculpa-autocrítica por considerarlos síntomas menores e inespecíficos y solo relevantes a nivel de factor general y no de grupo.

Los resultados y la revisión bibliográfica presentada indicarían que el BDI-II no mide un constructo unidimensional y que los modelos de dos factores correlacionados no se ajustan a los datos. El modelo de dos factores solo presenta un ajuste aceptable cuando se define a partir de los resultados del AFE de este estudio, práctica cuestionable. La investigación psicométrica, pues, debe plantearse modelos más complejos capaces de adecuarse al constructo 'depresión', o aceptar la relativa variabilidad de la estructura del BDI-II como una característica propia de los distintos grupos que sufren depresión. La alta congruencia factorial a nivel de AFE entre los factores generales tras la transformación de S-L y la menor congruencia entre los factores específicos permiten sugerir que las dimensiones concretas de primer orden son relativamente variables y fluctúan según las muestras, mientras que la estabilidad-replicabilidad es más propia del factor general. La mayor capacidad explicativa de los modelos definidos por un factor general y de grupo reforzaría la conveniencia de contemplar este factor general.

Nuestro estudio ha avalado en el BDI-II una estructura definida por un factor general y dos de grupo. Estos últimos explican más varianza que en el estudio de Thombs et al. (2008). Nuestro Factor 1, Somático-afectivo, de contenido más complejo y robusto que el factor S de Thombs et al., coincide con éste en que gran parte de la varianza de este factor viene explicada por la Pérdida de energía, e Irritabilidad. La varianza del factor C, coincidente prácticamente en su totalidad con el factor C de Thombs et al., viene explicada por ítems con contenido de autoinculpación. La autoinculpación según las teorías cognitivas de la depresión estaría asociada con un ajuste pobre, mientras que la autoinculpación o atribución interna de las consecuencias de la enfermedad podría estar relacionada con un afrontamiento positivo de la misma. En consecuencia, separar

la varianza de los ítems somático-afectivos y cognitivos permitiría precisar la valoración de la depresión en el primer caso y pronosticar la implicación de los ECs y los pacientes médicos en general en los programas de rehabilitación cardiaca.

El enfoque analítico de Ward (2006) frente a modelos de dos factores correlacionados tiene ventajas claras, pues entre factores correlacionados y más entre factores altamente correlacionados, como resulta en Thombs et al. (2008), existen problemas de multicolinealidad, no pudiendo usarse simultáneamente para predecir resultados. El modelo bifactorial no sería, por tanto, compatible con la necesidad de aislar en personas enfermas el efecto de los ítems de contenido somático sobre la puntuación en depresión, mientras que sí lo serían los modelos de factor general y factores de grupo que, por definición, son independientes entre sí.

Para algunos investigadores (por ejemplo, Vanheule et al., 2008) la interpretación del factor general de depresión es difícil. ¿Mide afecto negativo, distrés general, neuroticismo o tendencia a quejarse? En consecuencia, un uso razonable del BDI-II acorde con los datos es utilizar la escala total para valorar la severidad depresiva y las dimensiones específicas para estudiar, por ejemplo, la evolución de la enfermedad o sus correlatos tomando las puntuaciones en el BDI como variable independiente.

En otro orden de cosas, puede plantearse si es mejor recurrir a modelos de orden superior (segundo orden) o a modelos que incluyen un factor general y factores de grupo. La solución a este debate

no puede resolverse con la estadística. La estructura jerárquica de segundo orden solo explica, en el mejor de los casos, el 100% de la covariación entre los factores de orden inferior. Nunca supera la varianza explicada por éstos. Desde otro punto de vista, ambos enfoques pueden considerarse conceptualmente muy cercanos cuando no similares. Desde la perspectiva del AFC la diferencia entre ambos modelos se centra en poder conocer o no los efectos directos entre el factor general y los ítems. Desde nuestro punto de vista, los modelos de factor general, entendidos como una versión confirmatoria de la transformación SL, permiten descomponer mejor la varianza de los ítems, explicándola mejor y redistribuyéndola. Por tanto, su utilidad principal estaría en conocer la importancia que los síntomas tienen en la depresión, independientemente de su contribución y peso en otras dimensiones existentes en la prueba. Los mejores índices de ajuste no se traducen siempre en un mejor conocimiento del problema que estudiamos.

Concluimos que nuestro estudio contribuye a validar la versión española de Sanz et al. (2003a) y a justificar el uso de la escala total con ECs y el uso de las dimensiones Sa y C como variables independientes en investigación. Nuestro estudio, al haber conseguido con modelos alternativos un mejor ajuste de los resultados que el modelo G-S-C de Ward, aporta también rigor y cordura en la desmedida valoración del modelo de Ward con el que tanto él como sus seguidores parecen dar por descartados modelos/hipótesis alternativas sin haber informado que hayan sido objeto de contraste.

Referencias

- Beck, A.T., Steer, R.A., y Brown, G.K. (1996). *BDI-II. Beck Depression Inventory* Second Edition. Manual. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Becker, G. (1996). The meta-analysis of factor analyses: An illustration based on the cumulation of correlation matrices. *Psychological Methods*, 1, 341-353.
- Carney, R., y Freedland, K. (2008). Depression in patients with coronary heart disease *The American Journal of Medicine*, 121, S20-S27.
- Davidson, K.W., Kupfer, D.J., Bigger, J.T., Califf, R.M., Carney, R.M., Coyne, J.C., et al. (2006). Assessment and treatment of depression in patients with cardiovascular disease: National Heart, Lung, and Blood Institute working group report. *Annals of Behavioral Medicine*, 32, 121-126.
- Horn, J.L. (1969). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hu, L., y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Ibáñez, I., del Pino, A., Olmedo, E., y Gaos, M.T. (2010). Fiabilidad y validez de una versión española del Inventario de Depresión de Beck-II en una muestra de la población general canaria. *Psicología Conductual*, 18, 35-56.
- Koenig, H.G., George, L.K., Peterson, B.L., y Pieper, C.F. (1997). Depression in medically ill hospitalized older adults: Prevalence, characteristics, and course of symptoms according to six diagnostic schemes. *American Journal of Psychiatry*, 154, 1376-1383.
- Lane, D., Carroll, D., y Lip, G.Y. (2003). Anxiety, depression, and prognosis after myocardial infarction: Is there a causal association? *Journal of the American College of Cardiology*, 42, 1808-1810.
- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Zhang, S., y Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- Muthen, L.K., y Muthen, B.O. (1998). *Mplus User's Guide*. Los Angeles: Muthen and Muthen.
- Nicholson, A., Kuper, H., y Hemingway, H. (2006). Depression as an aetiological and prognostic factor in coronary heart disease. *European Heart Journal*, 27, 2763-2774.
- Quilty, L.C., Zhang, K.A., y Bagby, R.M. (2010). The latent symptom structure of the Beck Depression Inventory-II in outpatients with major depression. *Psychological Assessment*, 22, 603-608.
- Ruhé, H.G., Dekker, J.J., Peen, J., Holman, R., y de Jonghe, F. (2005). Clinical use of the Hamilton Depression Rating Scale: Is increased efficiency possible? A post hoc comparison of Hamilton Depression Rating Scale, Maier and Beck subscales, Clinical Global Impression, and Symptom Checklist-90 scores. *Comprehensive Psychiatry*, 46, 417-427.
- Ruo, B., Rumsfeld, J.S., Hlatky, M.A., Liu, H., Browner, W.S., y Whooley, M.A. (2003). Depressive symptoms and health-related quality of life: The Heart and Soul Study. *JAMA*, 290, 215-221.
- Sanz, J., Navarro, M.E., y Vázquez, C. (2003a). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Sanz, J., Perdígón, A.L., y Vázquez, C. (2003b). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clínica y Salud*, 14, 249-280.
- Schmid, J., y Leiman, J.N. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61.
- Sorensen, C., Friis-Hasche, E., Haghfelt, T., y Bech, P. (2005). Postmyocardial infarction mortality in relation to depression: A systematic critical review. *Psychotherapy Psychosomatic*, 74, 69-80.
- Steer, R.A., Ball, R., Ranieri, W.F., y Beck, A.T. (1999). Dimensions of the Beck Depression Inventory-II in clinically depressed outpatients. *Journal of Clinical Psychology*, 55, 117-128.
- Thombs, B., Ziegelstein, R., Beck, C., y Pilote, L. (2008). A general factor model for the Beck Depression Inventory-II: Validation in a sample of patients hospitalized with acute myocardial infarction. *Journal of Psychosomatic Research*, 65, 115-121.
- Vanheule, S., Desmet, M., Groenvynck, H., Rosseel, Y., y Fontaine J. (2008). The Factor Structure of the Beck Depression Inventory-II. *Assessment*, 15, 177-187.
- Velicer, W.F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327.

- Ward, L.Ch. (2006). Comparison of Factor Structure Models for the Beck Depression Inventory-II. *Psychological Assessment*, 18, 81-88.
- Whisman, M.A., Perez, J.E., y Ramel, W. (2000). Factor structure of the Beck Depression Inventory - Second Edition (BDI-II) in a student sample. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 545-551.
- Ziegelstein, R.C., Fauerbach, J.A., Stevens, S.S., Romanelli, J., Richter, D.P., y Bush, D.E. (2000). Patients with depression are less likely to follow recommendations to reduce cardiac risk during recovery from a myocardial infarction. *Archives of Internal Medicine*, 160, 1818-1823.