

COMPARACIÓN DE MODELOS FACTORIALES ALTERNATIVOS PARA LA VERSIÓN ESPAÑOLA DEL INVENTARIO DE DEPRESIÓN DE BECK ¹

I. Ibáñez

M. González

W. Peñate

Dpto. de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos.
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA, Tenerife (España).

RESUMEN

La segunda versión del Inventario de Depresión de Beck (BDI, Beck, Rush, Shaw and Emery, 1979), ha sido objeto de muchos estudios. Bastantes de ellos han ofrecido apoyo a las propiedades tanto psicométricas como clínicas del BDI. En el estado español, sin embargo, los estudios de validación de la segunda versión del BDI (adaptada por Vázquez y Sanz en 1991), han sido escasos. Parece necesario proporcionar más datos sobre la validez de la versión española. El presente artículo trata de contribuir a este propósito, especialmente en lo relativo a la estructura factorial que subyace a los contenidos del BDI. Este inventario se administró a 356 estudiantes de psicología. Los resultados mostraron la existencia de dos estructuras diferentes obtenidas a través del análisis exploratorio. Estos dos modelos, conjuntamente con otros, extraídos de los estudios de validación del BDI (soluciones de uno, tres y cuatro factores), fueron puestos a prueba por medio del análisis factorial confirmatorio. Los distintos coeficientes obtenidos muestran unos niveles de ajuste similares a todos los modelos. Estos resultados son discutidos de acuerdo con los procedimientos de análisis empleados, el tipo de muestra y la labilidad del constructo depresivo.

Palabras clave: *INVENTARIO DE DEPRESIÓN DE BECK, ESTRUCTURA FACTORIAL, ANÁLISIS CONFIRMATORIO, ANÁLOGOS*

¹ Una primera versión de este trabajo fue presentado como comunicación en la II Conferencia Internacional de Psicología de la Salud, La Habana (Cuba), 16-18 de Octubre de 1.996

SUMMARY

The second version of Beck Depression Inventory (BDI, Beck, Rush, Shaw and Emery, 1979), has been object of several studies. Many of these studies have offered support to its both clinical and psychometric properties. In Spain, However, the validity studies about BDI-second version (adapted by Vázquez and Sanz in 1991), has been scanty. It seems necessary to provide some complement data to the validity of spanish version. The present article try to contribute to this aim, especially to the problem of the underlying factorial structure of the BDI. This inventory was administered to 356 psychology students. The results show two factorial structures, obtained by an exploratory analysis. These two models, together with another models extracted from the factorial studies of BDI (one-factor, three-factor, and four-factor solutions), were tested by confirmatory factor analysis. The different coefficients show a similar goodness of fit to all the models. These findings are discussed according to data analysis procedures, the type of sample, and according to the lability of depressive construct.

Key words: BECK DEPRESSION INVENTORY, FACTOR STRUCTURE, CONFIRMATORY ANALYSIS, ANALOGOUS.

INTRODUCCIÓN

La importancia del fenómeno depresivo es obvia, pero quizás no esté de más resaltar sólo dos datos: (i) Se estima que afecta en torno al 15% de población, y que en algún momento de la vida todos los humanos habrán sufrido un episodio depresivo (Sarason y Sarason, 1986); y (ii) en nuestro país, entre el 40% y el 80% de los pacientes que acuden a consulta psiquiátrica padecen procesos depresivos (Ballús, García y Moret, 1980). Si a esto añadimos el alto coste personal y social que la depresión supone no es extraño que, desgraciadamente, sea un tema de investigación siempre vigente. De ahí que el conocimiento detallado y preciso de los procedimientos de evaluación sea un prerrequisito para su estudio. Dentro de estos instrumentos de evaluación, el Inventario de Depresión de Beck (BDI) es uno de los instrumentos más empleados en contextos clínicos y de investigación. Este inventario es una recopilación de 21 síntomas, graduados en una escala de intensidad de 0 a 3 puntos con unas adecuadas propiedades psicométricas (Beck, Steer, y Garbin, 1988; Steer, Beck y Garrison, 1986). Sin embargo, la cuestión

de su estructura factorial, consideramos que no está adecuadamente resuelta. Así, Beck y Lester (1973) defienden una estructura trifactorial compuesta por "actitudes negativas hacia uno mismo", "problemas en la ejecución" y "sintomatología somática". Beck et al., (1988) en su revisión apoyan esta estructura. La situación, no obstante, no parece tan sencilla. En la revisión citada (i) existe un predominio de estudios que emplean el análisis factorial exploratorio (AFE), aislando soluciones cuyo número de factores oscila entre uno y siete. Esta diversidad de soluciones permanece en trabajos posteriores. Y (ii) se alude a tres trabajos con metodología confirmatoria, ambos según el enfoque LISREL: dos defienden un modelo unidimensional (Clark, Cavanaugh y Gibbons, 1983 y Clark, Gibbons, Fawcett y Aagesen y Sellers, 1985) y sólo uno postula una estructura trifactorial (Tanaka y Huba, 1984). Respecto a la solución monofactorial, el grupo de Clark sustenta esta postura en un trabajo llevado a cabo con alcohólicos (Clarck et al., 1983) y muestras mixtas de alcohólicos, pacientes psiquiátricos externos y sujetos sin patología (Clarck et al., 1985). A similares conclusiones llega Welch en trabajos posteriores, si bien recurre a un enfoque metodológico diferente: la búsqueda de invarianza/replicabilidad de una estructura en distintas muestras. Así, en 1990, Welch, Hall y Walkey consideran que esta estructura es adecuada independientemente para sujetos depresivos, pacientes con desordenes alimentarios y sujetos normales. En el trabajo de Welch y Ellis (1991), se comprueba dicha replicabilidad en dos muestras independientemente: una de depresivos con otros trastornos y una segunda muestra de sujetos con depresión mayor.

Estos trabajos, sin embargo, se limitan a seleccionar y someter a prueba una determinada solución, no aportando datos sobre el ajuste o replicabilidad -en su caso-, de soluciones alternativas a la contrastada y aceptada.

Respecto al grupo de trabajos que defienden una solución trifactorial, Tanaka y Huba (1984) ponen a prueba la estructura planteada inicialmente por Beck y Lester (1973) en dos muestras de pacientes depresivos. Consideran adecuada esta solución para una muestra, pero no logran replicarla adecuadamente en una segunda muestra. Sin embargo, este trabajo adolece igualmente del problema de selección y comprobación de la bondad de una única solución factorial. Esta crítica es superada parcialmente por Startup, Rees y Barkham, quienes en 1992 contrastan dos soluciones trifactoriales: la ya comentada de Tanaka y Huba (1984) y una propuesta muy similar de Steer, Shaw, Beck, y Fine (1977). La muestra es sólo de depresivos, y sus resultados apoyan la solución de Steer et. al., (1977) y, por tanto, la considera-

ción tridimensional del inventario. A nuestro juicio, este trabajo adolece de haber probado sólo un tipo de soluciones -las trifactoriales- lo que supone una decantación previa por las mismas (a pesar de los argumentos teóricos y empíricos que hayan guiado esta decisión).

En general, los trabajos comentados hasta la fecha se limitan a contrastar una sola solución, o a lo sumo dos muy similares, con lo que se descartan soluciones distintas a las planteadas. Además, se recurre de forma más o menos independiente a la replicabilidad de las soluciones puestas a prueba o a criterios intrínsecos de la estructura factorial (índices de ajuste en el caso del enfoque LISREL). Otra importante característica de estos trabajos es el uso recurrente de muestras depresivas o mixtas (depresión y otros trastornos, u otros trastornos y normales, o depresión y normales). Predominan en estos los apoyos para las soluciones monofactoriales.

El cuerpo de trabajos más ambicioso y metodológicamente más adecuado es el llevado a cabo por el grupo de Byrne, y apoya la consideración tridimensional del inventario. Tres aspectos comunes en todos sus trabajos son: (i) recurrir a muestras no clínicas de adolescentes, (ii) emplear metodología confirmatoria (enfoque LISREL), y (iii) centrarse en soluciones trifactoriales (excluyendo por tanto la posibilidad de que la prueba sea monofactorial). En el primero de sus trabajos (Byrne y Baron, 1993a) comparan el ajuste de tres soluciones trifactoriales (incluida la de Tanaka y Huba, 1984). Se selecciona una de ellas atendiendo a sus índices de ajuste y a su replicabilidad en tres muestras independientes. Trabajos posteriores intentan ratificar la bondad de esta solución, pero no se recurre a la comparación de soluciones alternativas, sino a profundizar en la adecuación de esta a distintas muestras y a comprobar la invarianza de dicha solución en grupos criterios o muestras independientes (Byrne y Baron, 1993b, 1993c; Byrne, Baron, Larsson y Melin, 1995). Sus resultados confirman, al igual que el trabajo de Tanaka y Huba de 1984, la estructura defendida por Beck y Lester (1973). Sin embargo, antes de considerar como más adecuada una solución trifactorial, existe un aspecto crítico a resaltar: la solución apoyada por el grupo de Byrne no es equiparable a la defendida por Tanaka y Huba (1984) ni a la planteada por Beck y Lester (1973). Ello se debe a que mientras se defiende una concepción tridimensional de la prueba, las dimensiones específicas -o mejor dicho, los síntomas que definen esos elementos latentes- no son necesariamente las mismas en un estudio y otro. Es decir, la configuración concreta

de los factores de actitudes negativas hacia uno mismo”, “problemas en la ejecución” y “sintomatología somática” varía de un trabajo a otro, lo que no impide que se defiendan en todos los casos esta estructura factorial.

Por otro lado, Ibáñez, Peñate y González (en prensa) analizando con una muestra de estudiantes una versión de 19 ítems del BDI (Conde, Esteban y Useros, 1976) encuentran evidencias positivas tanto para las distintas soluciones trifactoriales como para una estructura de seis factores que finalmente apoyaron. Se ampararon para ello no en la lógica de la replicabilidad, sino en la propia labilidad del constructo de depresión y en la muestra. Es decir, la tesis que se mantuvo fue que el hecho depresivo estaría compuesto por una serie de ítems-síntomas que pueden manifestarse y covariar de manera distinta de una población a otra o en distintos momentos temporales. Se hipotetiza que a mayor normalidad en la muestra mayor dispersión en los ítems/síntomas; mientras que la mayor homogeneidad estructural se encontraría con pacientes depresivos crónicos. Todo ello no impediría que a nivel de segundo orden surgiese un factor general de depresión que diese cuenta del síndrome depresivo. De hecho todos los trabajos que emplean la metodología confirmatoria tipo LISREL, defienden finalmente un factor general de sintomatología depresiva.

Sin embargo este último trabajo es criticable por haberse llevado a cabo con una adaptación del inventario de sólo 19 ítems (Conde et al., 1979) - en tanto que se contrastan estructuras obtenidas con el inventario de 21 ítems, introduciendo una artefactualidad en los datos y un sesgo en los análisis y conclusiones.

La problemática respecto a la estructura factorial de la prueba se complica más aún ya que en nuestro país sólo recientemente se ha adaptado la versión del BDI de 1979 (Beck, Rush, Shaw y Emery, 1979). En dicho trabajo Vázquez y Sanz (1991) conservan los 21 ítems del inventario, pero informan de una solución de cuatro factores. Dado que trabajamos con esta adaptación y es el único estudio que conocemos sobre la estructura factorial del BDI con datos españoles, presentaremos con cierto detalle los resultados de interés. Los factores oblicuos fueron identificados como: *Cognitivo* (24% varianza) con saturaciones de sentimiento de fracaso, culpabilidad, autodecepción, autoacusación (entre otros). El segundo factor explica un 6,5% de la varianza, saturando síntomas como insatisfacción, desinterés social o por el sexo. Se denominó por ello *Anhedonia*. El tercer factor (5,8% de la varianza), *somático/anergia*, es un factor de corte fisiológico con saturacio-

nes de hipocondría, insomnio, e irritabilidad, al que se unen elementos relacionados con la falta de energía y el enlentecimiento psicomotor (fatiga, incapacidad laboral e indecisión). El último factor comprende los ítems de pérdida de apetito y peso, denominándolo *Peso* (varianza explicada, 5%).

Dos son los elementos que nos interesa destacar ahora de esta solución. Por un lado no se acomoda a los modelos trifactoriales al uso. Por otro, como manifiestan expresamente sus autores, la tristeza y el pesimismo, los ítems más definitorios del estado de ánimo, reparten sus saturaciones casi por igual entre los dos primeros factores.

En este trabajo consideramos que la estructura factorial del BDI no está suficientemente clara y definida. Esta insuficiencia se agrava, ante la falta de estudios, para la adaptación española del instrumento. Estos hechos son preocupantes ya que la metodología factorial se usa, en gran medida, para validar constructos. Un requisito fundamental en esta tarea de validación parece ser la replicabilidad. Bajo esta perspectiva se defiende que difícilmente un instrumento puede medir un atributo específico cuando evalúa distintos atributos en grupos diferentes. Nosotros por nuestra parte entendemos que este planteamiento es inadecuado, el énfasis en la replicabilidad puede ser perjudicial en el caso que nos ocupa. Defendimos (Ibáñez et al., en prensa) que la labilidad del cuadro depresivo así como el tipo de sujetos evaluados (clínicos o análogos) influye en la soluciones factoriales obtenidas y explicaría la inconsistencia de resultados.

Recurrimos al análisis factorial como metodología básica de análisis. Dado que hay una serie de estructuras con cierto apoyo empírico, empleamos el análisis factorial confirmatorio para estudiar el ajuste de los mismos. Ello no impedirá que sometamos a prueba diferentes estructuras obtenidas con nuestros propios datos.

MÉTODO

Sujetos

El número total de participantes fue de 357. Todos eran estudiantes de primer ciclo de psicología en la Universidad de La Laguna. Su edad media fue de 21 años, (d.t. = 0.22) existiendo entre ellos un claro predominio de las chicas (77%). Más del 90% tenían menos de 23 años y eran solteros.

Instrumentos

En el transcurso de unas prácticas de evaluación psicológica que tenían por objeto examinar las estrategias de depuración de los instrumentos de evaluación, se administró el Inventario de Depresión de Beck (Beck et al. 1979) -versión de Vázquez y Sanz (1991)- junto con una versión reducida del Cuestionario de Salud General (GHQ de Goldberg, 1972) y el inventario de Preocupación (PSWQ de Meyer, Miller, Metzger y Borkovec, 1990). En todos los casos, la cumplimentación era voluntaria. La puntuación media de los sujetos en las pruebas fue de 7,40 (BDI), 36 (GHQ-12) y 42,6 (PSWQ).

Procedimiento

Recurrimos al análisis factorial exploratorio para examinar la semejanza entre las soluciones propuestas en la literatura con la aislada en este estudio. Posteriormente se profundiza en esta cuestión a través del análisis factorial confirmatorio. Para ello se especificó qué ítems definían cada factor, el número de factores de cada solución, la relación existente entre ellos (se supone que las soluciones son oblicuas y que todos los factores están relacionados) y se asoció un error de medida a cada ítem (se especificó que los errores son independientes entre sí). Sin embargo, dado que vamos a analizar mediante la metodología confirmatoria la estructura hallada en el presente trabajo, plantaremos más adelante la definición concreta de todos los modelos que pondremos a prueba.

Para evaluar el ajuste de los diferentes modelos recurrimos a distintos índices de ajuste. En primer lugar tenemos χ^2 que informa del ajuste del modelo a los datos (probabilidades superiores a 0.05 indican un buen ajuste entre el modelo y los datos). Sin embargo este estadístico ha sido muy criticado, por lo que se recomienda emplear otros indicadores de ajuste. A continuación figura el *índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI)*, se trata de una medida de la variabilidad explicada por el modelo. Tiene la ventaja de ser menos sensible que χ^2 al tamaño de la muestra, a la vez que se penaliza a los modelos que obtienen mejor ajuste a expensas de un menor número de grados de libertad (menos parsimonia, más parámetros libres). Se consideran valores aceptables los superiores a 0.80, pero su distribución es desconocida, por lo que se aconseja la comparación de diferentes modelos entre sí. El *promedio de los residuales estandarizados (RMS)* nos informa de la discrepancia entre los datos y las matrices de covarianzas hipotetizadas

en el modelo. Valores superiores a 0.10 se consideran elevados. El *Comparative Fit Index* (CFI) de Bentler (1990) se obtiene de comparar la varianza explicada en relación a un modelo nulo, entendiendo por este el que supone que cada ítem define un factor. Con ello se pretende comparar la mejora en ajuste de cada modelo respecto al modelo nulo o base. Índices en torno a 0,90 o superiores son psicométricamente aceptables dado que indican que el modelo explica en torno a un 90% de la covariación de los datos.

Así mismo, para evaluar los diferentes modelos, se contempla el valor de los parámetros calculados para cada uno de ellos, determinándose tanto si se alcanzan valores posibles (por ejemplo, ausencia de varianzas negativas) como si estos parámetros son estadísticamente significativos.

Los análisis se realizaron con el programa LISREL VI (Jöreskog y Sörbom, 1983), empleando en todos los casos el método de estimación de máxima verosimilitud.

Se suprimieron de los análisis todos aquellos sujetos que estaban siguiendo una dieta para adelgazar ($n=19$).

RESULTADOS

ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO: Desde esta óptica optamos por proceder de dos formas distintas. Primero, de manera similar a como lo hicieron Vázquez y Sanz (1991), es decir, extraer mediante componentes principales todos los factores con valor propio superior a la unidad (seis en nuestro caso) y rotarlos mediante el procedimiento oblimin. Segundo, extrajimos tres, cuatro, cinco o seis factores tanto por el procedimiento de máxima verosimilitud, factor principal como mediante componentes principales (PCA). De esta forma extrajimos un máximo de seis factores que explicaban el 52% de la varianza². Tras la rotación pudimos apreciar que: (i) Las soluciones rotadas a partir de máxima verosimilitud y factor principal (comparación intermétodo), son prácticamente similares. Esta afirmación es válida con independencia del número de factores retenidos: la correlación media total entre todos los factores fue de 0,977 (rango 0,94 - 1,00). Dichas estructuras se caracterizaban por un primer factor cognitivo de cierta importancia (con

² Valores propios no rotados: 4,72, 1,62, 1,28, 1,14, 1,10 y 1,06 respectivamente. Atendiendo a otro criterio, el número de factores necesarios para obtener un valor no significativo de chi fue de seis ($\chi^2_{99} 121,78$; $p = 0,06$)

al menos cuatro ítems con saturaciones superiores a 0.30) y una alta dispersión de síntomas/ítems para los demás factores, dando la impresión de una falta de estructuración subyacente a la prueba. De hecho existe un elevado número de síntomas (entre tres y seis) que no forman parte de las soluciones.

Tabla 1.- Matriz de pesos factoriales (Oblimin sobre componentes principales N = 357) para el Inventario de Depresión de Beck (Versión de Vázquez y Sanz, 1991) a la izquierda solución de cuatro factores y a la derecha trifactorial

Nº ITEM	CONTENIDO	<u>CUATRO FACTORES</u>				<u>TRES FACTORES</u>		
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3
1	Estado de ánimo	,63	,28			,69		
2	Pesimismo	,68				,71		
3	Sent. de fracaso	,57				,58		
4	Insatisfacción	,46	,36			,52	,25	
5	Sent. de culpa	,25		,40		,26		,38
6	Sent. de castigo			,41				,39
7	Odio a sí mismo	,57				,59		
8	Inculpación			,61			-,29	,52
9	Impulsos suicidas	,56				,58		
10	Llanto	,33				,37		
11	Irritabilidad	,25		,26	,38	,26		
12	Aislamiento social			,50				,49
13	Indecisión	,29	,44			,34		
14	Imagen corporal	,27		,49		,29		,48
15	Capacidad laboral		,59	,37	-,25			,66
16	Insomnio	,30	,51	-,34	,29	,37	,58	
17	Cansancio		,63					,55
18	Pérdida de apetito		,32		,67		,76	
19	Pérdida de peso	-,11		,10	,80		,57	
20	Hipocondría	-,26		,48		-,25		,60
21	Lévido		,49				,25	,40

Nota: Sólo se presentan las saturaciones mayores o iguales a 0.25, si bien se seleccionan las mayores o iguales a 0.30. Se ha sustituido el cero y la coma decimal por una coma.

(ii) Sin embargo, las soluciones bajo componentes principales se caracterizaban por: (a) la semejanza entre estas estructuras y la obtenidas mediante los otros procedimientos de extracción (comparación intermétodo) es mínima; y (b) una mayor estructuración de estas soluciones (salvo para la solu-

ción de seis factores, con un predominio claro de factores de tan sólo dos ítems); (c) tras calcular la correlación entre las soluciones de distinto número de factores (comparaciones intramétodo) se aprecia cómo los mayores índices se dan para las soluciones de tres o cuatro factores, lo que según Everett (1983) indicaría retener este número de factores. Por ello presentamos en la *tabla número 1* la matriz de pesos factoriales de dichas soluciones.

(iii) Si nos ceñimos a las soluciones de tres y cuatro factores (extracción componentes principales) y seleccionamos los ítems con saturaciones iguales o superiores a 0.30, éstas guardan poca relación con la aislada por Vázquez y Sanz en 1991.

La fiabilidad de la prueba en su conjunto (alfa de Cronbach) fue de 0.82, situándose en los valores informados por Beck et al., (1988).

A modo de resumen, el número máximo de factores a extraer se sitúa en seis (regla de Kaiser y significatividad de 2). De estos se replican, modificando el procedimiento de extracción, las soluciones de uno a cuatro factores. En todos los casos, se obtienen un primer factor cognitivo robusto y factores endebles, con escaso número de ítems, indicando una desestructuración para los ítems/síntomas restantes.

En una segunda fase, recurrimos a la metodología del AFC, contrastando las soluciones de tres y cuatro factores aisladas mediante el método de componentes principales, así como algunas de las informadas previamente en la literatura.

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO: Dos son los grupos de modelos con cierto apoyo confirmatorio que hemos visto en la literatura: las soluciones monofactoriales y las de tres factores³. Un tercer grupo de modelos a contrastar son los hallados mediante el análisis exploratorio. Así contrastaremos la estructura defendida por Vázquez y Sanz (1991) y las obtenidos en el presente trabajo. En el anexo-1 se presenta la formulación específica de los modelos contrastados.

- *Modelos con apoyo confirmatorio:*

1) *Monofactorial* (Clark et al., 1983 y 1985, entre otros): Todos los ítems definen un sólo factor general de depresión. Aunque Beck considera que este sería un factor de orden superior, el grupo de Clark defiende su existencia ya a nivel de primer orden.

³ Omitiremos la contrastación del modelo de seis factores defendido en otro lugar (Ibáñez et al, en prensa) por los problemas planteados anteriormente.

2) El segundo grupo es el definido por los *modelos trifactoriales*: Todos ellos son acordes con la estructura defendida por Beck y Lester (1973), si bien varían según qué ítems definen cada factor. Los modelos contrastadas en este grupo son:

2.a) Modelo complejo de Tanaka y Huba (1984). Se trata de contrastar una solución factorial en la que se permiten que 9 ítems saturan en más de un factor.

2.b) Modelo complejo modificado de Tanaka y Huba (1984). Esta estructura es similar a la anterior, pero hemos asignado cada ítem al factor donde tenía un peso mayor.

2.c) Modelo simple de Tanaka y Huba (1984). Solución derivada igualmente a partir del modelo 2.a. Los autores llegan a este modelo al intentar validar en una muestra distinta la estructura compleja (2.a). Se trata de un modelo donde la asignación de los ítems al factor tiene una base empírica.

2.c) Modelo de Byrne et al. (1993a, 1993b, 1993c y 1995). Tenemos nuevamente una solución simple y, a nuestro juicio, cuenta con mayor apoyo que la estructuras anteriores.

- *Modelos con apoyo exploratorio en muestras españolas:*

3) Modelo de Vázquez y Sanz (1991). Estructura de cuatro factores: cognitivo, anhedonia, somático/anergia y peso. En esta estructura se da la circunstancia de que el ítem 14 (imagen corporal) no satura por encima de 0.30 en ningún factor (y en el trabajo original sólo se presentan las saturaciones superiores a 0.29. Desde un punto de vista procedimental esto supone un problema, dado que la metodología confirmatoria que vamos a emplear requiere una especificación precisa de qué ítems definen cada factor (en caso contrario todo la varianza de ese ítem se consideraría error). Ante esta circunstancia optamos por revisar el contenido de los factores de Vázquez y Sanz (1991) así como los modelos trifactoriales que contrastamos en este estudio. En los modelos trifactoriales al uso, este ítem forma parte del factor primero (con similitudes importantes con el factor denominado cognitivo) y/o al factor definido por apetito y pérdida de peso, aquí denominado peso. Por ello se asignó dicho ítem al primer factor, o al cuarto o a ambos.

Respecto a la complejidad de los ítems de tristeza y pesimismo, con saturaciones repartidas entre los dos primeros factores, optamos por mantener dichos ítems como complejos.

Es decir, contamos en realidad con tres modelos derivados del trabajo de Vázquez y Sanz (1991):

3.a) Vázquez y Sanz-14: El ítem de la imagen corporal forma parte de los factores primero y cuarto.

3.b) Vázquez y Sanz-1: Dicho ítem forma parte sólo del primer factor; y

3.c) Vázquez y Sanz-4: Se adscribe la imagen corporal al factor cuarto.

Por último, se contrastan dos de las soluciones obtenidas en el presente estudio (se seleccionaron los ítems con saturaciones mayores a 0.30 de la tabla uno):

4.a) Solución de Ibáñez, González y Peñate - 4. Se trata de una solución de cuatro factores en la que el ítem de insatisfacción satura en los dos primeros.

4.b) Solución de Ibáñez, González y Peñate - 3. Solución de tres factores en la que el ítem de insomnio forma parte de los dos primeros.

Tabla 2.- Índices de ajuste de los modelos contrastados para el Inventario de Depresión de Beck (Versión de Vázquez y Sanz, 1991, N= 357)

	GL	CHI	AGFI	RMSR	CFI	PGFI
NULO	210	1378,59	---	---	---	---
MONO	189	436,06	,868	,061	,789	,803
Trifactoriales:						
BYRNE	186	380,50	,885	,058	,834	,803
TH-C	176	315,45	,897	,049	,881	,772
TH-CM	186	371,99	,888	,059	,841	,806
TH-S	186	396,71	,878	,059	,820	,799
Exploratorios:						
VAZQ-14	180	331,12	,894	,052	,871	,767
VAZQ-1	181	332,26	,894	,052	,871	,790
VAZQ-4	181	383,09	,878	,078	,827	,780
IGP-4	181	340,09	,897	,062	,864	,792
IGP-3	185	328,46	,899	,052	,877	,810

Nota: MONO = modelo monofactorial, TH-C = modelo complejo de Tanaka y Huba; TH-CM = modelo complejo modificado de Tanaka y Huba; TH-S = modelo simple de Tanaka y Huba; Byrne = modelo de Byrne; VAZQ-14 = modelo de cuatro factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en los factores 1 y 4); VAZQ-1 = modelo de cuatros factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en el factor 1); VAZQ-4 = modelo de cuatros factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en el factor 4); IGP-4: modelo de cuatro factores de Ibáñez, González y Peñate ; IGP-3: modelo de tres factores de Ibáñez, González y Peñate.

Centrándonos en los resultados de estos análisis (ver *tabla 2*) habría que comentar primero que el modelo monofactorial parece mejorable, mientras que para los modelos de tres factores con apoyo confirmatorio la situación es más variada. El modelo de Tanaka y Huba simple tiene parámetros imposibles (correlaciones del factor tres con los restantes mayores a uno). El modelo de Tanaka y Huba complejo, aunque alcanza el mayor ajuste de los trifactoriales, presenta cinco parámetros no significativos y el peor de los índices de parsimonia. La simplificación de este modelo (Tanaka y Huba complejo modificado), obtiene índices aceptables y ligeramente superiores al modelo de Byrne. El valor de los parámetros correspondientes a estos modelos se presenta en el anexo-2, no se presenta sin embargo la significatividad de los mismos.

Respecto al modelo de Vázquez y Sanz y/o sus modificaciones, en todos los casos existe algún elemento que hace difícil su interpretación. Concretamente la saturación para el ítem 18 (pérdida de apetito) tiene, en casi todos los modelos, valores imposibles (saturación superior a uno) lo que conlleva que su error de medida sea negativo (un valor nuevamente imposible)⁴. Cuando esta circunstancia no está presente (tan sólo en el modelo Vázquez y Sanz-14) encontramos problemas en la matriz de correlaciones entre los factores: valores superiores a uno para el cuarto factor (el valor de los parámetros para estos modelos puede verse en el anexo-3).

Es decir, los modelos de Vázquez y Sanz no parecen poder contrastarse de forma adecuada con la metodología empleada.

La situación es distinta en los dos modelos diseñados a partir de nuestro AFE: Todos los parámetros muestran valores posibles y saturaciones significativas. De estas, la solución de tres factores parece la más ajustada⁵ (el valor de los parámetros para estos modelos puede verse en el anexo-3).

⁴ Es posible que esta circunstancia se deba a que este ítem forma parte siempre de factores endebles (de sólo dos o tres indicadores). Aunque Long (1983) considera que hacen falta al menos dos indicadores por factor, Mulaik (1982) amplía este número hasta un mínimo de cuatro para identificar correctamente el modelo de medida.

⁵ Dado que según nuestras tesis no sería de extrañar la dispersión de síntomas, probamos también las soluciones de cinco y seis factores (extracción componentes). Sin embargo se repiten los problemas para el ítem 18 en la solución de seis factores y las correlaciones imposibles para la solución de cinco factores.

Hemos omitido la presentación más detallada de estos modelos por los problemas que finalmente muestran y para hacer más ágil la lectura del trabajo.

En resumen, los resultados de los análisis exploratorios apoyan claramente la posibilidad de estructuras factoriales alternativas a las mono y trifactoriales al uso, mostrando las primeras cierta replicabilidad. Además, junto a un primer factor de índole cognitiva se aprecia una falta de estructuración de las soluciones aquí aisladas. Esta desestructuración va disminuyendo conforme reducimos el número de factores a retener. Pese a ello, las soluciones de tres o cuatro factores aisladas en este estudio distan mucho de equipararse a las informadas en la bibliografía. El uso de una metodología confirmatoria no hace sino apoyar la posibilidad de diversas soluciones alternativas, si bien se decanta por soluciones de al menos tres factores.

DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo es aportar datos sobre la estructura factorial del BDI. Más concretamente, sobre la adaptación española de la prueba. Sin embargo, no se pretende defender las virtudes de una solución factorial determinada, sino la tesis de que la labilidad del constructo depresivo puede dar lugar a soluciones distintas en número de factores o composición de los mismos, teniendo estas distintas soluciones propiedades estructurales muy similares. Se recurre para ello tanto a metodología exploratoria como confirmatoria.

La revisión bibliográfica presentada deja claro una consideración mono o trifactorial de la prueba, defendiendo el propio Beck una solución de tres factores (Beck y Lester, 1973; Beck et al., 1988, entre otros). Estos han sido identificados como “actitudes negativas hacia uno mismo”, “problemas en la ejecución” y “sintomatología somática”.

Nuestros resultados exploratorios apoyan claramente dos posiciones contradictorias: (i) las soluciones más replicables se sitúan en aquellas que retienen entre uno y cuatro factores, y (ii) es posible retener hasta seis factores con un cierto menoscabo de la replicabilidad, dándose a mayor número de factores una menor estructuración de los ítems/síntomas.

Los resultados de la metodología confirmatoria son más restrictivos -dado que se limitan contrastar soluciones de uno a cuatro factores-. Así, si nos ceñimos a los modelos que no muestran parámetros imposibles o no significativos (el monofactorial, el de Byrne, la simplificación del modelo complejo de Tanaka y Huba y los modelos de tres y cuatro factores obtenidos a partir de nuestros AFE) observamos que el mayor de los ajustes se da para el modelo

trifactorial obtenido mediante AFE de nuestros datos. No obstante, consideramos más importante destacar la enorme similitud de los indicadores de ajuste para todas y cada una de las soluciones contrastadas -especialmente si excluimos la monofactorial, que es la más desajustada de las presentadas-

Si, llegados a este extremo, tuviéramos que recomendar una de las soluciones, nos inclinamos provisionalmente por el modelo trifactorial de Byrne. Consideramos que es el que más apoyos cuenta en la bibliografía (si bien este se limita casi a los trabajos de esta autora y su grupo). Por otro lado, no parece correcto diseñar y proceder a la confirmación de un modelo con una sola muestra. Y eso precisamente hemos hecho con los modelos procedentes de nuestro AFE.

Sin embargo no queremos acabar este trabajo dando la impresión de que la estructura factorial del BDI está perfectamente definida (con independencia de cuál sea el modelo más apropiado), entre otras cosas porque el ajuste de todos los modelos es mejorable. Nuestra opinión va más bien en la línea contraria: Nuestro punto de partida era negar la "necesaria" replicabilidad de resultados para determinar la estructura de este inventario. Más concretamente, defendíamos que la labilidad de la depresión y el tipo de muestra (clínica o no) justificarían una estructura aparentemente inconsistente y variable. Es decir, no hay consenso sobre cuáles son los síntomas definitorios de la depresión (Costello, 1993; Rehm, 1988); los síntomas que generalmente se consideran -o los que mide el BDI- pueden ser en realidad trastornos independientes uno del otro (autoestima, hipocondría, trastornos del sueño ...); si pese a ello entendemos la depresión como una covariación de síntomas, esta sería más frecuente en sujetos deprimidos (de hecho todos los trabajos que apoyan la solución monofactorial incluyen muestras clínicas). La propia inconsistencia en la definición específica de los distintos modelos trifactoriales, así como sus ajustes casi intercambiables, apoyaría la diversidad de soluciones. Todo ello explica que Beck et al. (1988) informen que al menos un tercio de los trabajos aislaron soluciones con seis o siete factores. En esta línea, cuando comparamos el ajuste de soluciones mono, trifactoriales y una estructura de seis factores para la versión de 19 ítems del inventario (Ibáñez et al., en prensa), esta última fue la que obtuvo un mayor ajuste⁶.

⁶ Frente a estas posibilidades para determinar el número de factores de primer orden, a nivel de segundo orden la situación es muy clara. Tanto los distintos modelos de tres factores como la solución de seis factores convergen en una solución monofactorial de orden superior, dando cuenta así del fenómeno depresivo (Ibáñez et al., en prensa).

La tesis que defendemos no se ha negado a lo largo del trabajo: los resultados de los análisis factoriales “tradicionales” -que no exploratorios, dado que los usamos con un enfoque confirmatorio de hipótesis- los apoyarían claramente: La semejanza entre las soluciones obtenidas por distintos métodos de extracción, el alto número de factores y, en mayor o menor grado, una alta dispersión de síntomas, son datos que corroborarían nuestros planteamientos. El hecho de que en este estudio concreto la metodología “confirmatorio” (LISREL en nuestro caso) tenga problemas en verificar directamente nuestras hipótesis hablaría de sus limitaciones y de las precauciones que su uso requiere (especialmente del sometimiento de sus resultados a consideraciones teóricas), pero no de la inadecuación de nuestras ideas sobre la estructura cambiante de la prueba.

BIBLIOGRAFÍA

- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-IV*. Washington: APA.
- Ballús, García, P. y Moret L. (1980). *Las depresiones en la clínica cotidiana*. Publicación del Comité para la Prevención y el Tratamiento de las Depresiones. (PTD).
- Beck, A.T. y Lester, D. (1973). Components of depression in attempted suicides. *Journal of Psychology*, 85, 257-260.
- Beck, A. T., Rush, A.J., Shaw, B.F. y Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. Nueva York: Guilford Press.
- Beck, A.T. Steer, R.A. y Garbin, M.G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychological Review*, 8, 77-100.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246
- Byrne, B.M. y Baron, P. (1993a). The Beck Depression Inventory: Testing and cross-validating a hierarchical factor structure for nonclinical adolescents. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 26(3), 164-178
- Byrne, B.M. y Baron, P. (1993b). Measuring adolescent depression: Factorial validity and invariance of the Beck Depression Inventory across gender. *Journal of Research on Adolescence*, 3(2), 127-143
- Byrne, B.M. y Baron, P. (1993c). Measuring adolescent depression: test of equivalent factorial structure for English and French versions of the Beck Depression Inventory. *Applied Psychology: An International Review*, 42, 33-47.

- Byrne, B.M. y Baron, P. (1994). Measuring adolescent depression: Tests of equivalent factorial structure for English and French versions of the Beck Depression Inventory. *Applied Psychology: An International Review*, 43(1), 33-47
- Byrne, B.M., Baron, P. Larsson B. y Melin, L. (1995). The Beck Depression Inventory: Testing and cross-validating a second-order factorial structure for swedish nonclinical adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 33, 345-356.
- Clark, D.C., Cavanaugh, S.V. y Gibbons, R.D (1983). The core symptoms of depression in medical and psychiatric patients. *Journal of Nervous and Mental Diseases*, 171, 582-713.
- Clark, D.C., Gibbons, R.D., Fawcett, J., Aagesen, C.A. y Sellers D. (1985). Unbiased criteria for severity of depression in alcoholic inpatients. *Journal of Nervous and Mental Diseases*, 173, 482-287.
- Conde, V., Esteban, T. y Useros, E. (1976). Revisión crítica de la adaptación castellana del Cuestionario de Beck. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 31, 469-497.
- Costello, A. (Ed.) (1993). *Symptoms of depression*. Nueva York: Wiley.
- Everett, J.E. (1983). Factor comparability as a means of determining the number of factors and their rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 197-218.
- Goldberg, D. (1972). *The Detection of Psychiatric Illness by Questionnaire*. Winfsor. National Foundation for Educational Research.
- Ibáñez, I., Peñate, W. y Gonzalez, M. (en prensa). La estructura factorial del Inventario de Depresión de Beck. *Psicología Conductual*.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1983). *LISREL VI. Analysis of Linear Structural Relations by the Methods of Maximum Likelihood*. Uppsula, Suecia: University of Uppsula.
- Long, J.S. (1983). *Covariance structure models. A introduction to LISREL*. Beverly Hills. Sage Publications.
- Meyer, T.J., Miller, M.L., Metzger, R.L. y Borkovec, T.D. (1990). Developmet and validation of the Penn State Worry Questionary. *Behavior Research and Therapy*, 28, 487-495.
- Mulaik, S. (1982). *How should we overidentify structural equation models?* Paper presentated al the meeting of the Society for Multivariate Experimental Psychology, Atlanta GA, U.S.A.
- Rehm, L. (1988). Assessment of depression. En A. Bellack y M. Hersen (Eds.) *Behavioral Assessment. A practical handbook* (pp. 343-395). Nueva York. Pergamon. (Trad. D.D.B.)
- Sarason I.G. y Sarason, B.G. (1986). *Psicología anormal. Los problemas de la conducta desadaptada*. México. Trillas.
- Startup, M., Rees, A. y Barkham, B. (1992). Components of major depression examined via the Beck Depression Inventory. *Journal of Affective Disorders*, 26(4), 251-259.

- Steer, R.A. Beck, A.T. y Garrison B. (1986). Applications of the Beck Depression Inventory. En N. Sartorius y T.A. Ban (Eds.), *Assessment of depression* (pp. 121-142). Geneva, Switzerland. World Health Organization.
- Steer, R. A., Shaw, B.F., Beck, A. T. y Fine, E.W. (1977). Structure of depression in black alcoholic men. *Psychological Report*, 41, 1235-1241.
- Tanaka, J.S. y Huba, G.J. (1984). Confirmatory hierarchical factor analysis of psychological distress measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 621-635.
- Vázquez, C. y Sanz, J. (1991). Fiabilidad y validez factorial de la versión española del Inventariod e Depresión de Beck. Comunicación presentada en el *III Congreso de Evaluación Psicológica*, Barcelona, 25-28 de septiembre de 1991.
- Welch, W. y Ellis, M. (1991). FACTOREP: A new tool for explore the dimensions of depression. *Journal of Affective Disorders*, 21(2), 101-108.
- Welch, W., Hall, A. y Walkey, F. (1990). The replicable dimensions of the Beck Depression Inventory. *Journal of Clinical Psychology*, 46(6), 817-827.

ANEXO 1.- MODELOS DEL INVENTARIO DE DEPRESIÓN DE BECK (VERSION DE VÁZQUEZ Y SANZ, 1991) CONTRASTADOS MEDIANTE EL ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

	MONO	BYRNE	TH-C	TH-CM	TH-S	VAZ-14	VAZQ-1	VAZQ-4	IGP-4	IGP-3
1 Estado de ánimo	X	X	X X	X	X	X X	X X	X X	X	X
2 Pesimismo	X	X	X X	X	X	X X	X X	X X	X	X
3 Sent. de fracaso	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
4 Insatisfacción	X	X	X X	X	X	X	X	X	X	X
5 Sent. de culpa	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
6 Sent. de castigo	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
7 Odio a sí mismo	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
8 Autoacusación	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
9 Impulsos suicidas	X	X	X X	X	X	X	X	X	X	X
10 Ljanto	X	X	X X	X	X	X	X	X	X	X
11 Irritabilidad	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
12 Aislamiento social	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
13 Indecisión	X	X	X X	X	X	X	X	X	X	X
14 Imagen corporal	X	X	X X	X	X	X X	X X	X X	X	X
15 Capac. laboral	X	X	X X	X	X	X	X X	X X	X	X
16 Insomnio	X	X	X X	X	X	X	X	X X	X	X
17 Cansancio	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
18 Pérdida de apetito	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
19 Pérdida de peso	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
20 Hipocondría	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
21 Lfbrido	X	X	X X	X	X	X	X	X	X	X

Nota: Se indica con una "X" que el ítem satura en el factor. Todos los modelos se han definido como dependientes. MONO = modelo monofactorial, TH-C = modelo complejo de Tanaka y Huba; TH-CM = modelo complejo modificado de Tanaka y Huba; TH-S = modelo simple de Tanaka y Huba; Byrne = modelo de Byrne; VAZQ-14 = modelo de cuatro factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en los factores 1 y 4); VAZQ-1 = modelo de cuatro factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en el factor 1); VAZQ-4 = modelo de cuatro factores de Vázquez y Sanz (imagen corporal en el factor 4); IGP-4: modelo de cuatro factores de Ibáñez, González y Peñate; IGP-3: modelo de tres factores de Ibáñez, González y Peñate.

ANEXO 2.- PARÁMETROS ESTANDARIZADOS PARA LOS MODELOS CON APOYO CONFIRMATORIO EN LA BIBLIOGRAFÍA

	MONO			BYRNE			TANAKA Y HUBA COMPLEJO			TANAKA Y HUBA PLEJO MODIFICADO			TANAKA Y HUBA COM-SIMPLE			
	F-1		F-2	F-3		F-3	F-1		F-2	F-3		F-1		F-2	F-3	
BDI1	.61	-	-	-.38	.30	-	.62	-	-	.62	-	-	-	-	-	
BDI2	.52	.54	-	-.54	-	-.01	.54	-	-	.53	-	-	-	-	-	
BDI3	.37	.39	-	-.39	-	-	.38	-	-	.38	-	-	-	-	-	
BDI4	.60	.58	-	-.25	.39	-	.55	-	-	.55	-	-	-	-	-	
BDI4	.47	.48	-	-.47	-	-	.47	-	-	.47	-	-	-	-	-	
BDI6	.38	.39	-	-.38	-	-	.38	-	-	.39	-	-	-	-	-	
BDI7	.53	.58	-	-.58	-	-	.56	-	-	.56	-	-	-	-	-	
BDI8	.41	.44	-	-.46	-	-	.43	-	-	.42	-	-	-	-	-	
BDI9	.51	.54	-	-.54	-	.01	.54	-	-	.54	-	-	-	-	-	
BDI10	.49	.48	-	-.47	-	-.10	.49	-	-	.49	-	-	-	-	-	
BDI11	.30	.32	-	-.31	-	-	.31	-	-	.31	-	-	-	-	-	
BDI12	.42	.42	-	-.44	-	-	.43	-	-	.42	-	-	-	-	-	
BDI13	.40	.43	-	-.18	.28	-	.40	-	-	.45	-	-	-	-	-	
BDI14	.53	.54	-	-.57	-	-.06	.53	-	-	.19	-	-	-	-	-	
BDI15	.49	.51	-	-.24	.31	-	.66	-	-	.60	-	-	-	-	-	
BDI16	.38	.38	-	-.58	-	.42	.17	-	-	.59	-	-	.42	-	-	
BDI17	.44	.44	-	-.54	-	-	.63	-	-	.55	-	-	-	-	-	
BDI18	.22	.22	-	-.48	-	.92	-	-	-	.50	-	-	.08	-	-	
BDI19	.08	.08	-	-.27	-	.36	-	-	-	.28	-	-	.01	-	-	
BDI20	.24	.26	-	-.26	-	-	.28	-	-	.29	-	-	-	-	-	
BDI21	.34	.34	-	-.39	-	.44	-.05	-	-	.36	-	-	.37	-	-	
F-1	F-1	F-1	F-2	F-3	F-1	F-2	F-3	F-1	F-2	F-3	F-1	F-2	F-3	F-1	F-2	F-3
1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
.87	.87	1.00	-.66	1.00	.66	1.00	.75	1.00	.75	1.00	.75	1.00	.75	1.00	.75	1.00
.46	.46	.71	1.0	-.12	.40	1.00	.52	.50	1.00	2.74	2.59	1.00	2.74	2.59	1.00	1.00

ANEXO 3.- PARÁMETROS ESTANDARIZADOS PARA LOS MODELOS CON APOYO EXPLORATORIO EN MUESTRAS ESPAÑOLAS

	IGP-3			IGP-4			VAZ-14			VAZ-1			VAZ-4		
	F-1	F-2	F-3	F-1	F-2	F-3	F-4	F-1	F-2	F-3	F-4	F-1	F-2	F-3	F-4
BDI1	.65	-	-	.65	-	-.17	.48	-	-.16	.49	-	-.30	.35	-	-
BDI2	.55	-	-	.56	-	-.38	.17	-	-.37	.17	-	-.39	.16	-	-
BDI3	.39	-	-	.39	-	-.40	-	-	-.40	-	-	-.39	-	-	-
BDI4	.58	-	-	.34	.30	-	.59	-	-	.59	-	-	.59	-	-
BDI4	-	.50	-	.53	-	-.49	-	-	-.48	-	-	-.49	-	-	-
BDI6	-	.40	-	.39	-	-.39	-	-	-.39	-	-	-.40	-	-	-
BDI7	.55	-	-	.58	-	-.61	-	-	-.61	-	-	-.61	-	-	-
BDI8	-	.47	-	.50	-	-.46	-	-	-.47	-	-	-.44	-	-	-
BDI9	.54	-	-	.55	-	-.54	-	-	-.54	-	-	-.54	-	-	-
BDI10	.50	-	-	.49	-	-	.51	-	-	.51	-	-	.51	-	-
BDI11	.30	-	-	-	.12	-	.30	-	.30	-	.30	-	.31	-	-
BDI12	-	.46	-	.46	-	.43	-	.43	-	.43	-	.44	-	.44	-
BDI13	.41	-	-	.43	-	-	.45	-	.45	-	.45	-	.44	-	-
BDI14	-	.57	-	.60	-	-.57	-	-.05	-.57	-	-	-	-	.19	-
BDI15	-	.56	-	.27	.34	-	.55	-	.55	-	.55	-	.58	-	-
BDI16	.34	.25	-	.50	-	-	.47	-	.47	-	.47	-	.44	-	-
BDI17	-	.48	-	.54	-	-	.55	-	.55	-	.55	-	.54	-	-
BDI18	.99	-	-	-	.85	-	-	1.01	-	1.00	-	1.00	-	.08	-
BDI19	.34	-	-	.39	-	-	.33	-	.33	-	.33	-	.01	-	-
BDI20	-	.29	-	.27	-	-	.27	-	.27	-	.27	-	.29	-	-
BDI21	-	.35	-	.40	-	-	.37	-	.37	-	.37	-	.38	-	-
F-1	1.00	-	-	1.00	-	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	1.00	-	-
F-2	.20	1.00	-	.67	1.00	-	-.82	1.00	-.82	1.00	-	-.81	1.00	-	-
F-3	.79	.17	1.00	.76	.65	1.00	-.69	.84	1.00	-.68	.84	1.00	-.66	.84	1.00
F-4	.20	.47	.11	1.00	-.10	.27	.34	1.00	-.08	.27	.34	1.00	-.27	.34	1.00