

SOFTWARE, INSTRUMENTACIÓN Y METODOLOGÍA

Medición de constructos bipolares mediante escalas tipo Likert: ¿por qué aparecen factores monopulares?

Susana Lloret Segura y Vicente González Roma
Universidad de Valencia

La estructura de muchos constructos bipolares se estudia habitualmente mediante escalas contrabalanceadas tipo Likert. Las respuestas a estas escalas son sometidas a análisis factorial, pero con frecuencia, la estructura factorial descubierta no es bipolar, sino que cada dimensión supuestamente bipolar se descompone en dos factores monopulares. Esta evidencia ha generado un modelo monopolar del afecto. Recientemente, Van Schuur y colaboradores (1994, 1995) han recuperado una explicación ciertamente revolucionaria que argumenta que la emergencia de factores monopulares se debe a que estos datos se ajustan al modelo de desplegamiento y no al modelo del análisis factorial. En este artículo se propone y contrasta una nueva explicación: la reinterpretación del modelo bipolar bajo la «hipótesis de las dos mitades». Bajo esta hipótesis las dimensiones bipolares se desdoblan en dos factores monopulares porque los ítems de las escalas empleadas no miden el continuo bipolar pretendido sino una de sus mitades o polos, tal como muestra el análisis factorial. Desde esta perspectiva la aparición de factores monopulares débilmente relacionados no invalida la bipolaridad de la dimensión subyacente. Los resultados obtenidos en una muestra de 298 sujetos a la que se aplicaron las escalas de bienestar afectivo de Warr (1990) apoyan esta explicación.

Measuring bipolar constructs but finding monopolar factors. The structure of bipolar constructs is often studied using counterbalanced Likert-type scales. Answers obtained by means of these scales have been submitted to factor analysis, and contrary to expectations, the results frequently have shown that the obtained factor structure is not bipolar, but made up by two monopolar factors. Recently, Van Schuur and colleagues (1994, 1995) proposed an explanation for this phenomenon, arguing that the emergence of monopolar factors is due to the fact that this kind of data fits to the unfolding model, not to the factor analysis model. This paper presents and tests a new explanation: the reformulation of the bipolar model under the «two halves hypothesis». Under this hypothesis the bipolar dimensions split into two monopolar factors because the items of counterbalanced Likert-type scales do not measure the intended bipolar dimension. On the contrary, they only are indicators of one half of the dimension. From this point of view the emergence of monopolar factors barely related do not invalidate the bipolarity of the underlying dimension. The empirical evidence presented here has been obtained in a sample of 298 subjects who responded to the Warr's (1990) scales of affective well-being. This evidence supports the explanation offered in this paper.

Los años cincuenta y sesenta marcaron un giro en la investigación y conceptualización de algunos constructos de gran importancia en Psicología, como el afecto, la autoestima, etc. Este giro

se debió a lo que reveló la técnica de investigación más avanzada de la época: el análisis factorial. Hasta ese momento se pensaba que la estructura de estos constructos era bipolar, pero a partir de la aplicación de esta técnica comenzó a surgir todo un cuerpo de resultados empíricos que vino a contradecir esta conceptualización. Centrándonos en el afecto, los trabajos pioneros de Nowlis y Nowlis (1956) y Bradburn (1969) mostraron que allí donde se esperaba un factor bipolar lo que aparecía eran dos factores monopulares, que además, presentaban correlaciones sorprendentemente bajas entre sí. Estos resultados también fueron detectados en

Correspondencia: Susana Lloret Segura
Facultad de Psicología
Universidad de Valencia
46010 Valencia (Spain)
E-mail: susana.lloret@uv.es

otros estudios (Borgatta, 1961; McNair & Lorr, 1964; Thayer, 1967). A partir de ese momento comenzó una polémica que todavía hoy continúa (Russell y Carroll, 1999; Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999; Lloret, Van Schuur y González-Romá, 1997; Sandín, Chorot, Lostao, Joiner, Santed y Valiente, 1999).

Esta polémica se mantiene entre quienes sostienen que la estructura del afecto es bipolar, y que la falta de evidencia en favor de este modelo se debe a problemas metodológicos como el sesgo de aquiescencia, la asimetría de la escala de respuesta, la confusión entre frecuencia e intensidad, o el sentido de los ítems, que son los factores que oscurecen la bipolaridad que sin duda existe (Russell, 1979, 1980; Warr, 1987), y entre quienes sostienen lo contrario, es decir, que la estructura del afecto es monopolar, siendo el afecto positivo y el afecto negativo dos factores independientes (Watson & Tellegen, 1985; Watson, Clerk & Tellegen, 1988; Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999; Sandín, Chorot, Lostao, Joiner, Santed y Valiente, 1999).

Nótese que esta polémica hace referencia a la interpretación que debe darse a los resultados de la investigación acerca de la estructura del afecto y no al procedimiento de investigación empleado. El modo de realizar la contrastación empírica de los modelos monopolar y bipolar es el mismo: a través de escalas contrabalanceadas tipo Likert (ver ejemplo en la tabla 2) sometidas a análisis factorial.

La explicación desde el modelo de desplegamiento

Una nueva línea de investigación propone un cambio sustancial en la resolución de esta polémica. Nos referimos a la argumentación propuesta por Van Schuur y colaboradores (1994, 1995): la aparición de dos factores monopulares allí donde se espera un factor bipolar no se debe a problemas metodológicos como el sesgo de aquiescencia, o la asimetría de la escala de respuesta, sino a que los datos que se obtienen mediante escalas tipo Likert contrabalanceadas no se ajustan al modelo del análisis factorial, sino a un modelo de desplegamiento.

La diferencia entre estos dos modelos de medida puede ser fácilmente ilustrada acudiendo a sus formulaciones matemáticas. Simplificando, el modelo del análisis factorial propone la siguiente descomposición de las puntuaciones observadas:

$$x_{ij} = \sum_{f=1}^r b_{if} \theta_{jf} + \zeta_j$$

mientras que el modelo de desplegamiento propone que:

$$x_{ij} = \sum_{f=1}^r \left| \theta_{jf} - \delta_{if} \right|^2 + \zeta_j$$

En estas fórmulas, x_{ij} es la puntuación observada en el ítem i del sujeto j , θ_{jf} es la puntuación del sujeto j en la dimensión o factor f , δ_{if} es el valor del ítem i en el factor f , ζ_{ij} es el valor del sujeto j en el factor único o variable latente relacionada con la variable observada x_{ij} y b_{if} es la saturación del ítem i en el factor f . En resumen, el modelo del análisis factorial propone una relación lineal entre la puntuación en el factor o dimensión θ_{jf} y la puntuación observada x_{ij} , mientras que en el modelo de desplegamiento esa relación es cuadrática. Así, en el primer caso cuanto mayor sea la puntuación en el factor mayor será la puntuación observada, mientras que en el segundo, cuanto mayor sea la distancia entre la puntuación

en el factor del sujeto y la puntuación en el factor del ítem, mayor será la puntuación observada (aunque en la práctica se suele revertir esta relación de modo que mayor puntuación indique mayor proximidad entre sujeto e ítem).

Las razones por las que Van Schuur y colaboradores (1995) proponen este cambio de modelo de medida se encuentran en las advertencias realizadas por Coombs y Kao (1960), Ross y Cliff (1964), y Davison (1977) hace ya algunas décadas. Estos autores advirtieron que la identificación de dos factores allá donde se espera solo uno puede ser un artefacto causado por el uso del análisis factorial sobre conjuntos de datos que se ajustan mejor al modelo de desplegamiento unidimensional. El aspecto clave de esta explicación reside en que altera la secuencia lógica tradicional según la cual una dimensión bipolar debe manifestarse mediante un factor bipolar. El cambio de modelo explica por qué una dimensión bipolar puede conducir a dos factores monopulares independientes.

La explicación desde la hipótesis de las dos mitades

La hipótesis de las dos mitades también muestra cómo una dimensión bipolar puede conducir a la emergencia de dos factores monopulares independientes. Pero en este caso el razonamiento es todavía más sencillo que el aducido en el apartado anterior. Veámoslo.

El inicio del razonamiento que da lugar a la hipótesis de las dos mitades se sitúa en la siguiente cuestión: cuando se analiza una escala contrabalanceada tipo Likert diseñada para medir una dimensión bipolar, ¿por qué se espera que aparezca un factor bipolar? La respuesta es obvia: como se asume que todos los ítems miden la misma dimensión, se espera que las puntuaciones en los ítems representativos de un polo presenten correlaciones altas y de signo negativo con las puntuaciones en los ítems representativos del polo opuesto. Pero las relaciones lineales e inversas sobre las que se apoya la evidencia esperada, el factor bipolar, requieren una interpretación de las escalas de respuesta de los ítems implicados que no resulta tan obvia (ver figura 1a). En concreto, esta interpretación asume que ante un ítem explícitamente monopolar (recuérdese que estamos analizando lo que sucede con escalas contrabalanceadas) los sujetos utilizan la escala de respuesta como si sus anclajes fueran implícitamente bipolares, revirtiendo esos anclajes en función del sentido (positivo o negativo) del ítem de que se trate. Esta es la interpretación necesaria para que aparezca la correspondencia asumida entre las respuestas dadas a ítems formulados en sentidos opuestos, según la cual las puntuaciones bajas en los ítems positivos tienen el mismo significado¹ que las puntuaciones altas en los ítems negativos, las puntuaciones medias tienen el mismo significado independientemente del sentido en que esté formulado el ítem, y las puntuaciones altas en los ítems positivos tienen el mismo significado que las puntuaciones bajas en los ítems negativos. Una explicación más detallada puede encontrarse en Lloret, Van Schuur, y González-Romá (1997).

Ahora puede apreciarse que la emergencia de factores bipolares solo se dará cuando: 1) las dimensiones latentes sean bipolares; y 2) las escalas de respuesta explícitamente monopulares se interpreten y contesten como si sus anclajes fueran implícitamente bipolares, es decir, anclando las puntuaciones bajas en el extremo de uno de los polos y las puntuaciones altas en el extremo opuesto.

Lo que plantea la hipótesis de las dos mitades es lo siguiente: ¿Qué sucedería si las dimensiones fueran bipolares pero los sujetos simplemente utilizaran las escalas de respuesta de estos ítems explícitamente monopulares con anclajes también monopulares? Entonces cada ítem ubicaría a los sujetos únicamente en una mitad del continuo bipolar. Una puntuación baja a un ítem representativo de un polo solamente significaría que el sujeto no se identifica con la mitad o polo de la dimensión al que se refiere el ítem, pero eso ya no implicaría que, además, ese sujeto se identifica de forma inversamente proporcional con el polo o mitad opuesta (ver figura 1b). Bajo este supuesto se pueden deducir varias consecuencias entre las que cabe destacar que:

1. una escala contrabalanceada estaría formada por dos subescalas, cada una de las cuales ubicaría a los sujetos en un polo o mitad de la dimensión bipolar;
2. cada sujeto presentaría dos puntuaciones en la escala, una sobre cada subescala,
3. las dos puntuaciones de cada sujeto en la escala no estarían necesariamente linealmente relacionadas. Los sujetos que se ubicaran en el punto neutro de la dimensión presentarían puntuaciones bajas en ambas subescalas. En cambio los sujetos más polarizados, es decir, los que se ubicaran en uno de los dos extremos, presentarían puntuaciones altas en esa subescala y bajas en la subescala opuesta;
4. habría ciertas combinaciones de puntuaciones que no podrían aparecer, especialmente la combinación de puntuaciones al-

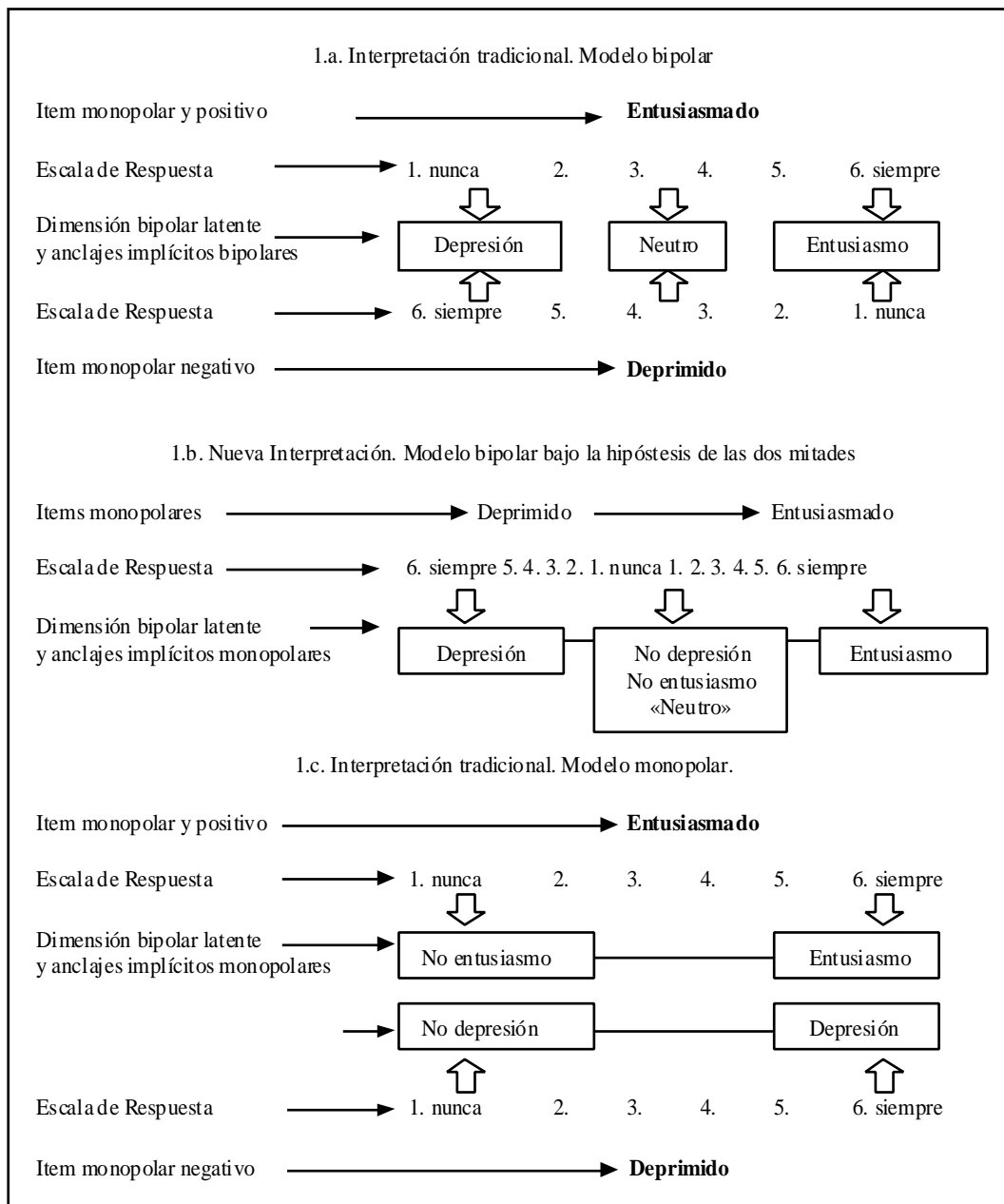


Figura 1. Interpretación y uso de la escala de respuesta en escalas contrabalanceadas

tas en las dos subescalas, y habría ciertas combinaciones que ahora tendrían un nuevo significado, como la combinación de puntuaciones bajas en las dos subescalas;

5. el análisis factorial de esta escala identificaría dos factores monopulares y débilmente² correlacionados, a pesar de que la dimensión fuera efectivamente bipolar;

6. el análisis factorial de esta escala no permitiría discriminar entre el modelo tradicional monopolar (figura 1.c) y el modelo bipolar reinterpretado desde la hipótesis de las dos mitades (figura 1.b).

Las deducciones anteriores muestran como la hipótesis de las dos mitades altera la secuencia lógica tradicional según la cual una dimensión bipolar debe manifestarse mediante un factor bipolar. Aunque a diferencia de la explicación que propone el modelo de desplegamiento, desde esta hipótesis no se excluye la aparición de un factor bipolar³. Eso dependerá de la composición de la muestra empleada, es decir, de la proporción de sujetos ubicados en alguno de los extremos de la dimensión bajo estudio. En cualquier caso la ambivalencia de los resultados del análisis factorial queda claramente de manifiesto, y con ella, la necesidad de buscar fórmulas alternativas para interpretar adecuadamente la aparición de dos factores monopulares. Porque esos dos factores sobre lo que se ha levantado el modelo monopolar (Watson & Tellegen, 1985; Watson, Clerk & Tellegen, 1988, Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999; Sandín, Chorot, Lostao, Joiner, Santed y Valiente, 1999) pueden, también desde esta perspectiva, corresponder a las dos mitades de una dimensión efectivamente bipolar.

El objetivo de este trabajo es precisamente presentar y poner a prueba esta nueva explicación frente a la explicación tradicional que toma la aparición de factores monopulares como evidencia a favor del modelo monopolar del afecto. Además también compararemos los resultados obtenidos bajo esta nueva explicación con los que proporciona la explicación basada en el modelo de desplegamiento.

Método

Procedimiento de recogida de datos y muestra

La muestra está compuesta por empleados de la Delegación Provincial de un Organismo de la Administración del Estado. Los cuestionarios que se analizan en este trabajo formaban parte de una batería de cuestionarios sobre bienestar psicológico, salud mental, y sus determinantes en contextos organizacionales. De los 298 individuos que componen la muestra, el 43.1% son varones, y el 56.8% son mujeres. En cuanto a la edad, la media de los sujetos que componen la muestra es de 35.56 años, con una desviación típica de 8.55.

Instrumentos de medida

Las escalas empleadas en este estudio son las desarrolladas por Warr (1990) para la medida de las dimensiones del bienestar afectivo tensión-relax, depresión-entusiasmo y fatiga-vigor. Cada escala consta de seis adjetivos, tres adjetivos típicos del polo positivo de la dimensión correspondiente, y otros tres típicos del polo negativo (ver tabla 2) y su escala de respuesta, simétrica, oscila entre «1. nunca» y «6. siempre».

Además se incluye un ítem en formato de diferencial semántico por cada una de las escalas a evaluar, tres en total. Estos ítems piden a los sujetos que indiquen su estado de ánimo en una escala de 7 puntos y emplean el mismo referente temporal que las escalas tipo Likert (En las últimas semanas, indique con qué frecuencia se ha sentido...). Cada escala cuenta en sus extremos con el par de adjetivos que define la dimensión correspondiente, tenso-calmado; deprimido-entusiasmado y cansado-lleno de energía, respectivamente. Entre cada par de ítems opuestos aparece una línea continua dividida en 7 espacios. La tarea del sujeto consiste en marcar el espacio que mejor defina su estado de ánimo.

Tabla 1
Eigenvalues mayores en cada una de las tres escalas

DEPRESION	ENTUSIASMO	FATIGA	VIGOR	TENSION	RELAX
EIGENVALUE	% VAR EXPL.	EIGENVALUE	% VAR EXPL.	EIGENVALUE.	% VAR EXPL.
3.11	51.9	2.91	48.5	3.03	50.6
1.23	20.6	1.64	27.5	0.98	16.4
0.59	9.9	0.52	8.7	0.74	12.5
-	-	-	-	0.57	9.6

Tabla 2
Composición de las escalas desplegadas y coeficientes de escalabilidad obtenidos bajo el modelo de desplegamiento

FAT/VIGOR	P(I)	H(I)	TEN/RELAX	P(I)	H(I)	DEPRES/ENT.	P(I)	H(I)
1. Sin energía	0.38	0.86	1. Incómodo	0.38	0.46	1. Triste	0.24	0.84
2. Cansado	0.48	0.75	2. Tenso	0.44	0.50	2. Deprimido	0.35	0.68
3. Fatigado	0.49	0.73	3. Preocupado	0.48	0.46	3. Pesimista	0.37	0.68
4. Despierto	0.75	0.74	4. Contento	0.66	0.53	4. Alegre	0.64	0.71
5. Animado	0.67	0.74	5. Calmado	0.69	0.52	5. Optimista	0.59	0.73
6. Lleno energía	0.61	0.77	6. Relajado	0.61	0.56	6. Entusiasmado	0.49	0.78
ESCALA TOTAL		0.76	ESCALA TOTAL		0.50	ESCALA TOTAL		0.73

Nota: P(I)=proporción de sujetos que eligen el ítem de la fila; H(I)=coeficiente de escalabilidad para el ítem de la fila.

Análisis de Componentes Principales y resultados

La ejecución de estos análisis se llevó a cabo replicando el procedimiento habitualmente seguido en los estudios que han proporcionado evidencia a favor del modelo monopolar del afecto (Watson & Tellegen, 1985; Watson, Clerk & Tellegen, 1988; Diener, Suh, Lucas y Smith, 1999): las escalas fueron sometidas a análisis de componentes principales, sometiendo la solución inicial a rotación varimax. Estos análisis se realizaron mediante el paquete estadístico SPSS.

Para cada escala se calcularon las correlaciones entre la puntuación total tradicional (suma de las puntuaciones en los ítems positivos y las puntuaciones invertidas en los ítems negativos) y los criterios externos correspondientes (las puntuaciones en los ítems con formato de diferencial semántico correspondientes a cada dimensión), así como las correlaciones entre las puntuaciones de cada par de subescalas opuestas.

Además, el análisis de componentes principales se completó con una solución rotada empleando un método de rotación oblicuo (oblimin).

Los resultados del análisis de componentes principales con rotación varimax muestran que dos de las tres escalas presentan una estructura subyacente formada por dos componentes monopulares, cada uno de los cuales representa uno de los polos de las dimensiones bipolares hipotetizadas (tabla 1). En la escala tensión-relax se retuvo un único factor bipolar. El número de factores retenido se determinó en base al criterio de Kaiser y al scree-test o gráfico de sedimentación.

Los resultados del análisis de componentes principales con rotación oblicua de las escalas «depresión-entusiasmo» y «fatiga-vigor» siguieron presentando resultados muy similares a los ofrecidos por la rotación varimax. Las correlaciones estimadas entre los factores fueron -0.37 y -0.26 respectivamente, demasiado bajas como para apoyar la bipolaridad de las dimensiones subyacentes.

En cuanto a las correlaciones entre subescalas, estas alcanzaron los valores de -0.524 entre las subescalas tensión-relax, -0.43 entre las subescalas depresión-entusiasmo y -0.286 entre las subescalas fatiga-vigor. Estas correlaciones resultaron estadísticamente significativas ($p < 0.01$).

Finalmente, las correlaciones entre la puntuación total en cada escala y las variables criterio fueron bastante altas, oscilando entre 0.62 para la escala de tensión-relax y 0.72 para la escala de fatiga-vigor. Estas correlaciones también resultaron estadísticamente significativas ($p < 0.01$).

Conclusión

De acuerdo con el análisis correlacional y de componentes principales dos de las escalas analizadas presentan una estructura formada por dos dimensiones monopulares y débilmente relacionadas y la tercera, la escala de tensión-relax, presenta una estructura unidimensional y bipolar. Sólo en este último caso estaría justificado calcular una puntuación total para la escala. Y sin embargo es esta escala la que menor validez de criterio presenta.

Veamos que sucede con el análisis de estos datos bajo el modelo de desplegamiento.

Modelo de desplegamiento. Análisis y resultados

El ajuste del modelo de desplegamiento a los datos fue evaluado mediante el programa MUDFOLD, desarrollado por Van Schuur y

Post (1992). Partiendo de un conjunto de ítems dado, este programa identifica qué ítems forman una escala desplegada, en qué orden, y da algunos indicadores del ajuste del modelo a los datos. Básicamente, el proceso de contrastación de la escala se inicia con la búsqueda de la tripleta de ítems que produzca un número de errores inferior al esperado si se hubiera contestado al azar. Una vez identificada esa tripleta inicial el programa continúa añadiendo ítems a la escala de acuerdo con los criterios establecidos hasta que ya no es posible extender más la escala, bien porque se han incluido ya todos los ítems o porque los ítems que quedan no puedan ubicarse en la escala desplegada identificada (Van Schuur y Post, 1992).

Las puntuaciones obtenidas bajo este modelo fueron también correlacionadas con las puntuaciones totales originales así como con los criterios externos correspondientes —ítems de diferencial semántico.

La tabla 2 muestra las escalas desplegadas halladas por el programa para cada una de las dimensiones bajo estudio, con los ítems en el orden que les corresponde a lo largo de la dimensión bipolar. Todos los ítems resultaron incluidos en cada una de las escalas desplegadas y todos los coeficientes de homogeneidad (o escalabilidad) fueron altos, exceptuando los de la escala de tensión-relax. En concreto, el coeficiente de escalabilidad para la escala tensión-relax es de 0.50 , mientras que los de las escalas restantes rondan el valor de 0.75 . Sin embargo, en las tres dimensiones aparecieron problemas en el proceso de identificación de las escalas. Ya se adelantó que bajo este modelo de escalamiento el orden que ocupan los ítems en la dimensión latente es muy importante, baste recordar que de él depende la ubicación que se atribuye a los sujetos en la dimensión. Y es precisamente en este punto en el que surgen los problemas. Obviando los detalles técnicos, en todas las dimensiones sucede que cualquiera que sea el orden en que se dispongan los tres ítems positivos, y cualquiera que sea el orden en que se dispongan los tres ítems negativos, se obtendría una escala desplegada que satisfaría los requisitos del modelo. En la práctica esto implica que no se puede establecer una única escala por dimensión, sino muchas, y que las que se muestran en la tabla 2 solo son las que presentan los coeficientes de escalabilidad mayores.

Conclusión

Estos resultados muestran que es posible representar los datos de estas escalas bajo el modelo de desplegamiento, y que ello da lugar a la identificación de escalas unidimensionales y bipolares. La aparición de componentes monopulares y débilmente relacionados en las escalas fatiga-vigor y depresión-entusiasmo en el análisis de componentes principales anterior puede atribuirse a la inadecuación del modelo de medida y no a la naturaleza de las dimensiones. Sin embargo, quedan dos cuestiones sin aclarar. La primera se refiere a la escala de tensión-relax. Esta escala no queda adecuadamente representada por este modelo, tal como se desprende del coeficiente de escalabilidad que presenta. Y la segunda es la cuestión acerca del orden en que deben disponerse los ítems a lo largo del continuo bipolar, algo que compromete seriamente la interpretación de las escalas tal como quedan configuradas desde este modelo.

El modelo bipolar bajo la hipótesis de las dos mitades. Análisis y resultados

El análisis de componentes principales no permite diferenciar entre componentes monopulares⁴ correspondientes a dos mitades

de un continuo bipolar (ver figura 1b) o correspondientes a dos dimensiones independientes (ver figura 1c). El modelo bipolar bajo la hipótesis de las dos mitades y el modelo monopolar predicen ese tipo de resultado. En cambio, ambos modelos pueden ser distinguidos apelando a otro tipo de evidencia: las combinaciones de puntuaciones que presentan los sujetos en el par de subescalas en que se descompone cada una de las escalas originales. Si se representaran gráficamente esas combinaciones mediante gráficas similares a las de la figura 2, las combinaciones que aparecerían bajo el modelo bipolar de las dos mitades tomarían la forma de una L, con las puntuaciones bajas en un eje o subescala combinándose con cualquier puntuación en el otro eje o subescala, pero con las puntuaciones medias o altas en un eje o subescala combinándose únicamente con puntuaciones bajas en el otro. Desde este modelo no pueden aparecer sujetos con puntuaciones altas en ambas subescalas. En cambio, el modelo monopolar mantiene la independencia entre las dimensiones que mide cada subescala, por lo que cualquier combinación es igualmente probable y la representación gráfica presentaría una distribución cuadrada.

El análisis de las combinaciones entre puntuaciones de subescalas supuestamente opuestas se realizó gráficamente, observando los gráficos de dispersión bivariados. También se analizaron las correspondientes tablas de contingencia. Estas tablas se obtuvieron empleando las puntuaciones sin promediar de los sujetos en cada subescala. Las puntuaciones fueron divididas en tres categorías: altas (entre 14 y 18), medias (entre 8 y 13) y bajas (entre 3 y 7).

Además, para asegurarnos que la interpretación de cada una de las combinaciones de puntuaciones pronosticadas por la hipótesis de las dos mitades es la adecuada, también se comprobó el grado de correspondencia entre estas combinaciones y las puntuaciones en los ítems de diferencial semántico -explícitamente bipolares-, empleando ANOVAs. Este último análisis permitió comprobar si la localización que asume este modelo para los sujetos en función de la combinación de sus puntuaciones en las subescalas concordaba con la localización que se atribuían los sujetos a sí mismos en una escala explícitamente bipolar.

En cuanto a los resultados, el gráfico de dispersión bivariada correspondiente a las subescalas depresión-entusiasmo (ver figura 2)

muestra claramente que las puntuaciones de los sujetos en cada subescala no presentan la relación lineal necesaria para la aparición de un factor bipolar. Pero también muestra que la ausencia de relaciones lineales se debe a que las puntuaciones se combinan en forma triangular, que es una configuración próxima a la que predice el modelo bipolar bajo la hipótesis de las dos mitades. Lo que sí se observa con nitidez es que esas puntuaciones no son independientes: ningún sujeto presenta la combinación de puntuaciones altas en las dos subescalas. El resto de gráficos obtenidos para los demás pares de subescalas presentan distribuciones similares.

Veamos ahora qué porcentaje de sujetos presenta las combinaciones entre puntuaciones en subescalas opuestas que predice el modelo bipolar bajo la hipótesis de las dos mitades (ver la tabla 3): 95% en la escala depresión-entusiasmo, 74% en la escala tensión-relax, y 67% en la escala fatiga-vigor.

Estos porcentajes apoyan la interpretación de las puntuaciones pronosticada por este modelo. Pero por sí solos no bastan para concluir que este modelo se ajusta a los datos. Veamos si la localización de los sujetos en las escalas de respuesta explícitamente bipolar, como las que presentan cada uno de los ítems de diferencial semántico, concuerda con la localización que asume el modelo de las dos mitades.

En la tabla 4 aparecen los resultados de los ANOVAs realizados con este fin. Cada ANOVA incluye dos factores (cada subescala da lugar a un factor) con tres niveles cada uno (las puntuaciones la subescala agrupadas en tres categorías: alto, medio y bajo). La variable dependiente de cada ANOVA es el ítem de diferencial semántico correspondiente. Los únicos efectos significativos ($p < 0.001$) fueron los efectos principales. En la tabla se comprueba que, efectivamente, las combinaciones pronosticadas por el modelo bipolar de las dos mitades tienen el significado que este modelo les atribuye. Fijémonos en los datos de la dimensión fatiga-vigor. Los sujetos con la combinación alto-bajo (el primer miembro del par hace referencia a la subescala negativa y el segundo a la positiva) son los que presentan las puntuaciones más bajas en la escala de respuesta explícitamente bipolar del ítem de diferencial semántico (1.66), los sujetos con la combinación medio-bajo presentan una puntuación algo mayor y así sucesivamente (siguiendo

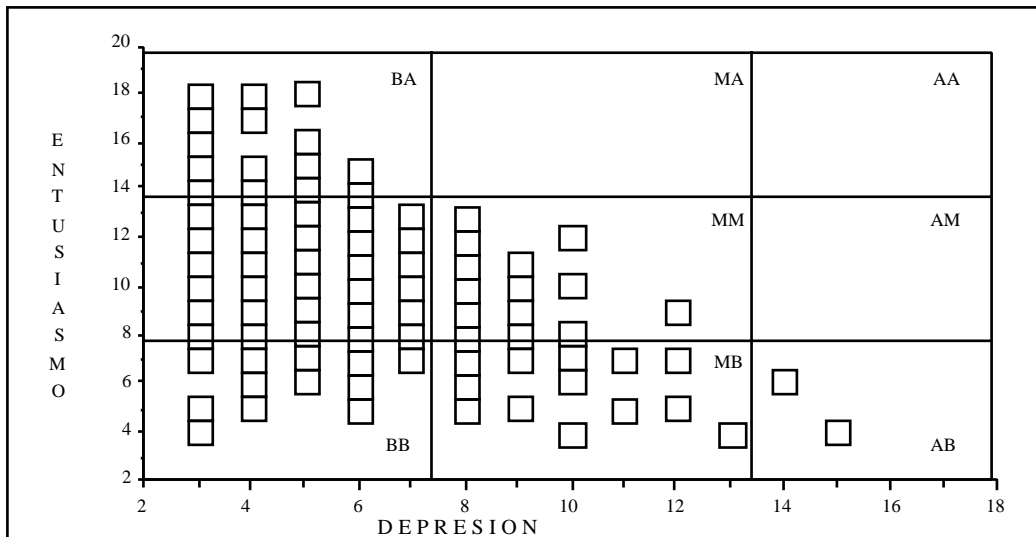


Figura 2. Gráfico de dispersión bivariado entre las subescalas depresión y entusiasmo
 Nota B= Puntuación baja; M= Puntuación media; A= Puntuación alta

las medias señaladas en cursiva) hasta llegar a los sujetos con la combinación bajo-alto, que son los que presentan la mayor puntuación (4.936). Además, los sujetos con la combinación bajo-bajo presentan puntuaciones en el punto medio de la escala criterio (4, ya que el rango de esta escala es de 1 a 7), con lo que la interpretación de esta combinación por efectos del sesgo de aquiescencia queda descartada.

Conclusión

Tanto el gráfico reproducido en la figura 2 como los resultados de los ANOVAs apoyan el modelo bipolar del afecto tal como lo reconceptualiza la hipótesis de las dos mitades. La mayor parte de los sujetos presentan combinaciones acordes con las predicciones del modelo. Frente a ello, cabe señalar lo que ocurre con los sujetos que no presentan combinaciones esperadas bajo esta hipótesis. Los sujetos con puntuaciones medias en ambas subescalas también presentan puntuaciones medias en la escala criterio. Ello puede deberse a que: 1) sus respuestas están afectadas por el sesgo de tendencia central, 2) no tienen clara su posición respecto a la dimensión evaluada, por lo que se quedan en el término medio o 3) han interpretado las escalas de respuesta según el modelo bipolar tradicional. En cualquier caso esto no invalida la hipótesis de que las subescalas opuestas sitúan a la mayoría de los sujetos en las «mitades» correspondientes del continuo bipolar latente. En cuanto a los sujetos con las dos combinaciones restantes -medio-alto y alto-medio-, no constituyen un grupo numeroso, y su ubicación en la escala criterio tiene sentido, en cuanto que presentan puntuacio-

nes similares a las de los sujetos con las combinaciones bajo-medio y medio-bajo, respectivamente.

En conjunto, estos resultados indican que el modelo de dos mitades presenta un buen ajuste a los datos, apoya la bipolaridad de las dimensiones bajo estudio, y refuerza la tesis de que el hallazgo de factores monopulares e independientes o escasamente relacionados se debe a que las escalas analizadas están efectivamente formadas por dos subescalas, aunque ello no implica, como tradicionalmente se ha deducido, que esas subescalas correspondan a dimensiones independientes.

Discusión

A lo largo de este trabajo se han presentado, contrastado y comparado tres modelos de medida con el fin de encontrar evidencia empírica que apoyara que las dimensiones del afecto son bipolares. El primero de ellos, el modelo del análisis factorial, no ha proporcionado esa evidencia. Muy al contrario, ha generado resultados a favor de la monopolaridad de las dimensiones del afecto. Los dos restantes —el modelo de desplegamiento y el modelo bipolar bajo la hipótesis de las dos mitades— surgen de la perplejidad provocada por los resultados del primero. Y tanto uno como el otro consiguen mostrar que las dimensiones afectivas son, efectivamente, bipolares. ¿Dónde está la clave? En el significado y tratamiento que se le da a la respuesta negativa —operacionalizada en forma de puntuaciones bajas— bajo cada uno de estos modelos, frente al significado y tratamiento que se le da bajo el modelo del análisis factorial.

Tabla 3
Tablas de contingencia para las combinaciones observadas entre las puntuaciones en subescalas opuestas

	a) Fatiga-Vigor					b) Tensión-Relax					c) Depresión-Entusias.			
	bajo	med.	alto	Total		bajo	med.	alto	Total		bajo	med.	alto	Total
bajo	15	73	89	177	bajo	10	113	68	191	bajo	63	149	50	262
med.	18	64	28	110	med.	24	60	15	99	med.	17	13	0	30
alto	2	5	0	7	alto	3	1	0	4	alto	2	0	0	2
Total	35	142	117	294	Total	37	174	83	294	Total	82	162	50	294

Las puntuaciones en cada subescala se han agrupado en tres categorías, tal como se indica en el texto. En cada celdilla aparecen las frecuencias correspondientes a la combinación de puntuaciones de la fila y la columna.

Tabla 4
Puntuaciones medias en el criterio para cada una de las combinaciones entre puntuaciones de subescalas opuestas

	a) Fatiga-Vigor					b) Tensión-Relax					c) Depresión-Entusias.			
	bajo	med.	alto	Total		bajo	med.	alto	Total		bajo	med.	alto	Total
bajo	15 <i>3.58</i>	73 <i>4.28</i>	89 <i>4.94</i>	177 <i>4.55</i>	bajo	10 <i>3.90</i>	110 <i>4.88</i>	66 <i>5.67</i>	186 <i>5.11</i>	bajo	63 <i>3.74</i>	149 <i>4.40</i>	50 <i>5.31</i>	262 <i>4.42</i>
med.	18 <i>2.84</i>	64 <i>3.59</i>	28 <i>4.37</i>	110 <i>3.67</i>	med.	23 <i>2.52</i>	60 <i>4.00</i>	15 <i>5.40</i>	98 <i>3.87</i>	med.	17 <i>2.76</i>	13 <i>3.54</i>	0 <i>-</i>	30 <i>3.10</i>
alto	2 <i>1.66</i>	5 <i>2.83</i>	0 <i>-</i>	7 <i>2.50</i>	alto	3 <i>1.33</i>	1 <i>7.00</i>	0 <i>-</i>	4 <i>2.75</i>	alto	-	-	-	-
Total	35 <i>3.09</i>	142 <i>3.92</i>	117 <i>4.80</i>	294 <i>4.17</i>	Total	36 <i>2.80</i>	171 <i>4.58</i>	81 <i>5.61</i>	288 <i>4.65</i>	Total	80 <i>3.53</i>	162 <i>4.33</i>	50 <i>5.31</i>	292 <i>4.28</i>

Nota: la escala de respuesta de los ítems de diferencial semántico oscila desde 1. (polo negativo) hasta 7. (polo positivo). En la parte superior se encuentra el número de casos de cada celda y las medias en la parte inferior. Todas las fuentes principales de variación resultaron estadísticamente significativas (p<0.001).

El significado de la respuesta positiva —operacionalizada en forma de puntuaciones altas— es unánime para los tres modelos: está claro que una respuesta como «siempre estoy contento» indica que ese sujeto se ubica en el extremo positivo de la dimensión bipolar depresión-entusiasmo. Una respuesta como esta excluye cualquier tipo de ambigüedad en la localización de ese sujeto.

El significado de la respuesta negativa no es unánime. El modelo del análisis factorial se aplica bajo el supuesto de que una respuesta como «1. Nunca» frente al ítem «contento» no solo indica que el ítem «contento» no describe el estado de ánimo del sujeto, sino que además indica que el estado de ánimo del sujeto es el opuesto (siempre triste), y por lo tanto infiere que ese sujeto se ubica en el extremo negativo de la dimensión deprimido-entusiasmado. Este modelo asigna una única interpretación a la respuesta negativa, por lo que no deja lugar a ambigüedad alguna.

El modelo de desplegamiento interpreta una respuesta como «1. Nunca» frente al ítem «contento» indicando que ese ítem no describe el estado de ánimo del sujeto, pero no infiere directamente cuál es el estado de ánimo que sí le caracteriza, porque esa respuesta puede deberse a dos motivos diferentes: 1) el sujeto nunca está contento porque siempre está triste —en ese caso en la dimensión bipolar el sujeto está lejos del ítem situándose en algún lugar del polo de la depresión—, o 2) porque siempre está eufórico —en este caso también está lejos del ítem, pero porque se sitúa más cerca del extremo positivo que el propio ítem «contento». La ambigüedad se resuelve al considerar el resto de respuestas que ha emitido el sujeto.

Por último, el modelo de las dos mitades interpreta una respuesta como «1. Nunca» frente al ítem «contento» indicando que el sujeto no se identifica con el polo del que es representativo el ítem, pero tampoco infiere directamente cuál es el estado de ánimo que sí caracteriza al sujeto: un sujeto que nunca está contento puede estar eufórico, simplemente alegre, o ni triste ni contento. De nuevo la ambigüedad se resuelve apelando al resto de respuestas, en concreto, a las respuestas del sujeto a los ítems de la subescala opuesta.

Destaca el hecho de que el único modelo que no apoya la bipolaridad de las dimensiones bajo estudio es el único que asume la doble implicación «puntuaciones altas en ítems de un polo se asocian con puntuaciones bajas en ítems del polo opuesto» y «puntuaciones bajas en ítems de un polo se asocian con puntuaciones altas en ítems del polo opuesto». Esta doble implicación es la base lógica de las relaciones inversas que se espera aparezcan entre ítems y subescalas opuestas, que a su vez son la base empírica sobre la que pueden aparecer los esperados factores bipolares. Pero esta doble implicación, necesaria para que las inferencias que extrae este modelo sean formalmente válidas, no es completamente cierta, sino solo parcialmente cierta. No es completamente cierta porque los anclajes de la escala de respuesta de los ítems no son implícitamente bipolares (ver figura 1.a), al menos para la mayoría de los sujetos⁵. Es parcialmente cierta porque a pesar de ello, parte de los sujetos que no se identifiquen con un polo —y presenten puntuaciones bajas en los ítems correspondientes— sí se identificarán con el extremo del polo opuesto —y presentarán puntuaciones altas en ese polo—. Cuanto mayor sea la proporción de la muestra para la que esta doble implicación sea cierta —y eso es lo mismo que decir cuanto más polarizados estén los sujetos que componen la muestra—, mayor será la probabilidad de que el análisis factorial muestre factores bipolares, y a la inversa.

El modelo de desplegamiento no asume esa doble implicación, y ofrece evidencia empírica a favor de la bipolaridad de las dimensiones del afecto. Pero asume que un sujeto puede contestar que nunca está triste porque siempre está contento o porque siempre está deprimido. Consideramos que esta interpretación es aun menos probable que la anterior, y que ese es el motivo por el que bajo este modelo no es posible formar una única escala por cada dimensión. Es un modelo tan flexible en los patrones de respuesta que admite que difícilmente puede resultar falseado.

La hipótesis de las dos mitades surge a partir de la identificación de esa doble implicación y de sus consecuencias en relación con la interpretación de las respuestas de los sujetos a los ítems. La tesis que da origen a esta hipótesis conceptualiza la medida de dimensiones bipolares mediante escalas tipo Likert contrabalanceadas —monopolares— como un caso especial de medida que requiere del cumplimiento del supuesto adicional de bipolaridad implícita de los anclajes de la escala de respuesta para poder interpretar esas respuestas en la forma habitual, de modo que sea adecuado esperar factores bipolares. Genera un modelo, el modelo bipolar de las dos mitades, que explica la coexistencia de soluciones con componentes monopolares y bipolares en términos de la composición de la muestra y no de las dimensiones latentes. Pone de manifiesto que el análisis factorial, por sí solo, es insuficiente para poner a prueba la bipolaridad de las dimensiones subyacentes. Y proporciona predicciones empíricamente contrastables que sí permiten diferenciar si los componentes identificados surgen como resultado de la independencia de las dimensiones monopolares subyacentes o, por el contrario, como resultado de la configuración de las escalas. Los resultados obtenidos aquí apoyan claramente la bipolaridad de las dimensiones del afecto.

Esperamos con todo ello haber contribuido a generar un marco conceptual que pueda, finalmente, ayudar a resolver la polémica suscitada en el ámbito del afecto, y confiamos en su aplicabilidad en otros ámbitos en los que aparece el mismo problema, como sucede en relación con las dimensiones de personalidad «masculinidad-feminidad» (Bem, 1974, 1981) y «autoestima» (Marsh, 1996), y con las dimensiones actitudinales «liberalismo-conservadurismo» (Kerlinger, 1988) y «satisfacción laboral» (Herzberg, Mausner y Sniderman, 1957; House y Wigdor, 1967). Futuros estudios en estos ámbitos permitirán evaluar el alcance y utilidad del trabajo aquí presentado, y quizá ampliar su alcance a otros tipos de formato de ítems.

Notas

- 1 Es decir, asignan la misma ubicación en el continuo subyacente.
- 2 En función de la polarización de la muestra empleada.
- 3 De hecho, la argumentación basada en el modelo de desplegamiento no puede explicar por qué en ocasiones sí ha emergido un factor bipolar.
- 4 O factores, como se les denomina habitualmente dado que no se suele indicar en la diferencia entre este método de extracción y el análisis factorial.
- 5 De lo contrario habría aparecido mayor cantidad de evidencia empírica a favor del modelo bipolar tradicional.

Referencias

- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 115-162.
- Bem, S. L. (1981). The BSRI and gender schema theory: a reply to Spence and Helmreich. *Psychological Review*, 88, 369-371.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Coombs C. H. & Kao, R. C. (1960). On a connection between factor analysis and multidimensional unfolding. *Psychometrika*, 25, 219-31.
- Davison, M. L. (1977). On a metric, unidimensional unfolding model for attitudinal and developmental data. *Psychometrika*, 42, 523-548.
- Harding, S. D., Phillips, D., & Fogarty, M. (1986). Contrasting values in Western Europe. Unity, diversity and change. *Studies in the contemporary values of modern society*. London: Mcmillan Press.
- Krosnick, J. A., & Weisberg, H. F. (1988, August). *Liberal/Conservative ideological structures in the mass public: A study of attitudes toward politicians and social groups*. Paper prepared for presentation at the 1988 Annual Meeting of the American Political Science Association (APSA), Washington, D.C.
- Lloret, S., Van Schuur, W. H. & Gonzalez-Roma, V. (1997, July). *Theories of item response applied to the measurement of affect*. Paper presented at the 10th European Meeting of the Psychometric Society, Santiago de Compostela, Spain.
- MacLachlan, J. F. (1976). A short adjective check list for the evaluation of anxiety and depression. *Journal of Clinical Psychology*, 32, 195-197.
- McNair D. M. & Lorr, M. (1964). An analysis of mood in neurotics. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 69, 620-627.
- McNair D. M., Lorr, M. & Droppleman, L. F. (1971). *Manual: Profile of mood states*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service.
- Nowlis, V. (1965). Research with the Mood Adjective Check List. In S. S. Tomkins & C. E.
- Nowlis, V. & Nowlis H. H. (1956). The description and analysis of mood. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 65, 345-355.
- Ross, J. & Cliff, N. (1964). A generalization of the interpoint distance model. *Psychometrika*, 29, 167-176.
- Russel, J. A. (1979). A circumplex model of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 345-356.
- Russel, J. A. (1980). Affective space is bipolar. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, 1161-1178.
- Thayer, R. E. (1967). Measurement of activation through self-report. *Psychological Reports*, 20, 663-678.
- Van Schuur, W. H. & Post, W. (1991). *User's manual MUDFOLD, a program for Multiple UniDimensional unFOLDing*. Groningen: ProGamma.
- Van Schuur, W. H. & Kiers, H. A. L. (1994). Why factor analysis is often the wrong model for analyzing bipolar concepts and what model to use instead. *Applied Psychological Measurement*, 18, 97-110.
- Warr, P. (1990). The measurement of well-being and other aspects of mental health. *Journal of occupational Psychology*, 63, 193-210.
- Watson, D. & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.
- Watson, D. & Clark, L. A. (1984). Negative affectivity: The disposition to experience aversive emotional states. *Psychological Bulletin*, 96, 465-490.
- Weisberg, H. F. (1980). A multidimensional conceptualization of party identification. *Political Behavior*, 2, 33-60.

Aceptado el 18 de febrero de 2000