

Estructura de la personalidad: Ortogonalidad *versus* oblicuidad

Víctor Manuel Ruiz* y José Antonio Jiménez

Universidad de Málaga (España)

Resumen: En el presente trabajo se aborda el problema de la falta de estructura simple y se analiza el controvertido asunto de la ortogonalidad *vs.* oblicuidad de la estructura de cinco factores de personalidad a través de la adaptación española del *Big Five Questionnaire* (BFQ; Caprara, Barbaranelli, Borgogni y Perugini, 1993). La muestra estuvo constituida por 289 sujetos (113 hombres y 176 mujeres) de la población general, en un rango de edad de entre 18 y 65 años. Los resultados de los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios indican que un modelo mixto, que asume tanto la ortogonalidad entre algunos factores como la oblicuidad entre otros, es el que muestra un mejor equilibrio entre ajuste de los datos y parsimonia. Finalmente, se discuten los resultados y sus implicaciones para la futura investigación.

Palabras clave: Modelo de cinco factores; ortogonalidad; oblicuidad; análisis factorial confirmatorio.

Title: Personality Structure: Orthogonality *versus* Obliquity.

Abstract: In this report, the problem of the lack of simple-structure and the controversial issue of orthogonality *vs.* obliquity with regard to the Five-Factor Model of personality are analysed through the Spanish version of the Big Five Questionnaire (BFQ; Caprara, Barbaranelli, Borgogni y Perugini, 1993). The sample was made up of 289 subjects (113 men and 176 women) from the general population, in a range from 18 to 65 years old. Exploratory and confirmatory factor analysis results point to a mixed model, that assumes both orthogonality between some factors and obliquity between some others, which shows the best balance between goodness-of-fit and parsimony. Finally, results and their implications for future research are discussed.

Key words: Five-factor model; orthogonality; obliquity; confirmatory factor analysis.

En las últimas décadas ha emergido con bastante fuerza el modelo estructural de cinco factores en el ámbito de la descripción y organización de las variables de personalidad, proporcionando, según Digman (1990), una gran teoría unificada de la personalidad que, tal como indica Goldberg (1981), constituye un adecuado marco para la integración de diferentes tradiciones en la investigación de la estructura de la personalidad. Se ha hablado incluso de una revolución en el seno de la psicología de la personalidad, gracias a la cual “un viejo problema científico recientemente ha empezado a parecer tratable” (Goldberg, 1992, p. 26).

Los cinco factores que componen el modelo han recibido distintas denominaciones a lo largo de los años según los diferentes autores. Así, algunas de las etiquetas más comúnmente utilizadas han sido: (I) Extraversión / Surgencia / Energía, (II) Agrado / Cordialidad / Afabilidad, (III) Responsabilidad / Escrupulosidad /

Tesón, (IV) Neuroticismo, o su polo opuesto, Estabilidad Emocional y (V) Apertura a la Experiencia / Cultura / Intelecto.

No obstante, aunque ha tenido una gran aceptación entre los investigadores de la estructura de la personalidad, el modelo no está libre de críticas, quedando aún diversas cuestiones que continúan siendo objeto de debate. Así, a pesar de que existe un amplísimo consenso respecto al número de dimensiones básicas de la personalidad, algunos autores, como Eysenck (1991, 1992a, 1992b) o Cattell (1995; Cattell y Cattell, 1995), han continuado defendiendo un número diferente de factores hasta el final de sus días. Otras objeciones hechas al modelo de los *Big Five* argumentan que no puede abarcar la totalidad de la varianza de la personalidad (Briggs, 1989), que el modelo es altamente nomotético, dedicando poca atención a características idiográficas (Brody y Ehrlichman, 1998) y que los factores no constituyen verdaderas características de los sujetos sino representaciones cognitivas acerca de dichas características (Passini y Norman, 1966). Planteamientos adicionales que también generan controversia hacen referencia al posible origen evolucionista de los factores (Buss, 1991) y a su relevancia

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Víctor M. Ruiz. Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamiento Psicológico. Facultad de Psicología. Universidad de Málaga. Campus de Teatinos, s/n. 29071 Málaga (España).
E-mail: vmruiz@uma.es

predictiva (Cheek, 1982). Pero, sin duda alguna, uno de los temas que más polémica ha suscitado en los últimos años ha sido el de la ortogonalidad u oblicuidad entre los factores (v.g. Loevinger, 1994; Spurrison, 1994; Block, 1995; Costa y McCrae, 1995a).

La cuestión de si la estructura de la personalidad puede ser bien representada por una serie de variables completamente independientes entre sí no es nueva. Así, a lo largo de la historia, los investigadores que mostraban preferencia por construcciones teóricas tan independientes unas de otras como fuera posible, como por ejemplo Guilford (1975), se han inclinado generalmente por soluciones ortogonales, mientras que otros, como Cattell (1952; Cattell y Dickman, 1962) o Thurstone (1940, 1947), se han manifestado abiertamente a favor de las soluciones oblicuas argumentando que las variables en la naturaleza tienen tendencia a aparecer asociadas y que, por tanto, está injustificado el uso de soluciones ortogonales. Estas discrepancias de criterio originaron un fuerte debate entre los principales defensores de ambas posturas (Guilford y Cattell, 1963; Cattell y Gibbons, 1968) que, aún hoy, se mantiene vivo.

Los Cinco Grandes factores de personalidad, a pesar de haber sido identificados inicialmente en el estudio pionero de Fiske (1949) a partir de vectores de referencia oblicuos, tradicionalmente han sido descritos, de manera general, como ortogonales o "aproximadamente ortogonales" entre sí. Sin embargo, diversos hallazgos procedentes de la investigación empírica han mostrado en repetidas ocasiones importantes índices de asociación entre los factores (Block, 1995). Así, por ejemplo, Goldberg (1992), en un intento de conseguir una estructura tan cercana a la ortogonalidad como fuera posible, desarrolló una serie de "marcadores" altamente refinados de los *Big Five*, obteniendo, en alguna de las muestras de sujetos de su investigación, importantes correlaciones -superiores a .50 en algunos casos- entre cuatro de los cinco factores (véase Goldberg, 1992, Tabla 5). Por otra parte, mientras Costa y McCrae (1995a) afirman que su modelo de cinco factores ha sido construido para ser ortogonal -

aclarando que las razones para tal decisión son teóricas y no empíricas-, mediante el instrumento creado por ellos mismos para medir estos cinco factores supuestamente independientes, el NEO-PI-R (Costa y McCrae, 1992), obtienen unas correlaciones de -.53 entre los factores Neuroticismo y Escrupulosidad y de .40 entre Extraversión y Apertura. Además, únicamente cuatro de las diez intercorrelaciones entre los factores estuvieron por debajo de .20. Resultados muy similares encontraron Block y Block (1980) utilizando el NEO-FFI, la versión corta del NEO-PI-R. Además, cuando se ha sometido a análisis factorial confirmatorio el modelo ortogonal propuesto por Costa y McCrae (1985, 1992) se ha encontrado un pobre ajuste de los datos, hallándose conexiones laterales entre facetas de diferentes dominios (v.g. Borkenau y Ostendorf, 1990; Parker, Bagby y Summerfeldt, 1993; Church y Burke, 1994). Así lo han tenido que reconocer explícitamente Costa y McCrae (1995a, 1995b), afirmando que las facetas que representan los cinco factores no muestran una estructura simple clara y que varias de ellas tienen importantes cargas secundarias en otros factores diferentes a aquellos a los que habían sido asignados nominalmente, contribuyendo a la aparición de correlaciones "no triviales" (1995a, p. 218) entre los cinco dominios (véase también McCrae, Zonderman, Costa, Bond y Paunonen, 1996). Con mayor rotundidad se manifiestan Costa y McCrae (en prensa, cf. Block, 1995) cuando, en coherencia con Cattell, afirman: "nosotros no queremos imponer ninguna estructura a los datos... la cuestión de su estructura es un asunto puramente empírico" (p. 15).

Por otro lado, Eysenck (1991, 1992a, 1992b) -cuyo modelo de personalidad, inicialmente bidimensional, también ha recibido críticas en relación a la ausencia de ortogonalidad entre sus factores (v.g. Duffy, 1962)- señala que los factores Agrado y Escrupulosidad, cuya fusión, según él, daría lugar a un factor altamente similar al factor Psicoticismo, aunque de signo contrario, están a menudo altamente correlacionados. Caruso y Cliff (1997) encuentran apoyo para la tesis trifactorial, obteniendo a

partir de los *Big Five*, un modelo bastante cercano al de Eysenck.

Según Block (1995), esta ausencia de ortogonalidad no es un hallazgo aislado, efímero, sino que la encontramos frecuentemente, dándose, después de muchos años de investigación y desarrollo de instrumentos de medida, una marcada desviación empírica de la estructura de cinco factores ortogonales. En este sentido, Loevinger (1994) afirma que “no hay razón para creer que el fundamento de la personalidad sea un conjunto de factores ortogonales (independientes)” (p. 6) y se cuestiona si mantenerse aferrado a esa idea de ortogonalidad es realista. Spirrison (1994), por su parte, opina que, al margen de si la verdadera estructura de la personalidad es ortogonal, lo importante es si dicha estructura proporciona un marco conceptual adecuado para la organización de nuestras percepciones de la personalidad.

Por otro lado, en algunas investigaciones en las que se ha comparado la aplicación análisis ortogonales y oblicuos sobre un mismo conjunto de datos se han encontrado resultados muy similares entre ambos tipos de análisis (v.g. Corulla, 1987; Goldberg, 1990; Salgado, 1996). En este sentido, tal como indica Block (1995), cuando se rotan factores basados en variables que han sido previamente encajadas en categorías independientes unas de otras, no es sorprendente que las rotaciones, cuando son liberadas para ser oblicuas, encuentren poca oblicuidad y aparezcan resultados muy similares a los obtenidos por rotaciones ortogonales.

El auge de los modelos circumplejos en el estudio de la estructura de la personalidad (v.g. Wiggins y Broughton, 1985; McCrae y Costa, 1989; Trapnell y Wiggins, 1990; Hofstee, De Raad y Goldberg, 1992; De Raad y Hofstee, 1993; Johnson y Ostendorf, 1993) ha tenido un papel mediador en la dicotomía entre ortogonalidad y oblicuidad propia de los modelos estructurales tradicionales, proporcionando un marco teórico adecuado para representar sobre un espacio bidimensional -aunque también existen versiones tridimensionales (v.g. Peabody y Goldberg, 1989)- creado a partir de sendos ejes ortogonales entre sí, una serie de sub-

dimensiones que pueden mantener cierto grado de asociación con más de uno de dichos ejes simultáneamente. A esto se refieren Costa y McCrae (en prensa, cf. Block, 1995) cuando afirman que “hay excelentes razones para medir rasgos que estén relacionados con más de uno de los factores... Esta postura puede parecer poco ortodoxa, pero tiene un sólido precedente en la investigación de la personalidad” (pp.14-15).

En nuestro contexto socio-cultural, los instrumentos más utilizados para la evaluación del modelo de cinco factores de personalidad son el “Big Five Questionnaire” (BFQ) de Caprara, Barbaranelli, Borgogni y Perugini (1993a), que ha sido adaptado por Bermúdez (1995), el “NEO Personality Inventory” (NEO-PI) de Costa y McCrae (1985), cuya adaptación ha sido llevada a cabo por Silva *et al.* (1994) y el Inventario de Personalidad de Cinco Factores (IP/5F) de Salgado (1994, 1996). Estos instrumentos nos permiten disponer de datos sobre la replicación de la estructura de cinco factores de personalidad, así como acerca sus propiedades psicométricas, en población española. Así, en la adaptación del BFQ de Caprara *et al.* (1993a), Bermúdez (1995) informa de unos coeficientes de fiabilidad (medida como consistencia interna) suficientemente elevados y de una estructura factorial, obtenida mediante el procedimiento de factores principales (PAF) y el método de rotación “Tandem Critería” (Comrey, 1967), congruente con la hallada originalmente por el equipo de Caprara, tanto con población italiana como americana (Caprara, Barbaranelli y Borgogni, 1996). No obstante, un análisis detenido de las matrices factoriales obtenidas en la versión española de este instrumento revela problemas a dos niveles. Por un lado, se presentan simultáneamente rotaciones ortogonales y oblicuas de las matrices factoriales sin ofrecer razones que expliquen su aplicación diferencial. Así, para el total de la muestra se emplea un procedimiento ortogonal, mientras que para los análisis por sexos de esa misma muestra se utilizan rotaciones oblicuas.

Por otro lado, aunque relacionado con lo anterior, aparecen problemas de cargas facto-

riales secundarias en seis de las diez subdimensiones que componen los *Big Five*. Es decir, más de la mitad de dichas subdimensiones presentan pesos factoriales demasiado elevados en factores a los que, teóricamente, no pertenecen, surgiendo así problemas de estructura factorial en cuatro de los Cinco Grandes.

Estas cuestiones, caso de no ser resueltas, representan un hándicap que puede amenazar la validez de constructo del instrumento. Por otro lado, hasta ahora, no existe ningún informe de investigación publicado que dé cuenta de la dimensionalidad subyacente al cuestionario mediante análisis factorial confirmatorio con población española. Por tanto, se hace necesaria evidencia empírica adicional, obtenida de sujetos de nuestro contexto lingüístico y cultural, que arroje luz sobre estos problemas y que elimine las deficiencias existentes.

Como consecuencia de lo anterior, el primer objetivo de la presente investigación consistió en someter a prueba empírica, inicialmente mediante procedimientos exploratorios, la estructura de orden superior de la versión española del "Big Five Questionnaire" (Caprara *et al.*, 1993a) analizando tanto la cuestión de la ortogonalidad u oblicuidad entre los factores como el problema de las cargas factoriales secundarias. El segundo objetivo trazado para el presente estudio fue confirmar la estructura latente de cinco factores del cuestionario mediante análisis factorial confirmatorio.

Método

Participantes

En la recogida de los datos participaron alumnos, colaboradores de la investigación, de la licenciatura de psicología de la Universidad de Málaga, que fueron instruidos para que administrasen el Cuestionario "Big Five" a varias personas de su entorno social, procurando la máxima variabilidad posible en cuanto a sexo y edad. La muestra final estuvo constituida por un total de 289 sujetos (113 hombres y 176 mujeres) con un rango de edad entre 18 y 65

años, con una media de 36.8 y una desviación típica de 12.1 años.

Procedimiento e instrumento

Los datos fueron recogidos de manera individual bajo condiciones de anonimato. Todos los sujetos participaron voluntariamente en la investigación. Se utilizó la versión española del *Big Five Questionnaire* de Caprara *et al.* (1993a), que pretende medir cinco dimensiones y diez subdimensiones de la personalidad, incluyendo además una escala de distorsión (D). Consta de un total de 132 ítems, 60 de los cuales son de respuesta clave invertida para controlar los efectos de posibles tendencias de respuesta.

Siguiendo el criterio empleado para la creación del instrumento original por Caprara *et al.* (1993a), así como en la adaptación española de la prueba por Bermúdez (1995), se utilizaron las puntuaciones totales obtenidas por los sujetos en cada una de las diez subdimensiones como variables de base para el análisis factorial. Este procedimiento, basado en el enfoque FHID (Comrey, 1961) y en el Principio de Agregación (Rushton, Brainerd y Pressley, 1983), ha evidenciado su validez y utilidad en repetidas ocasiones, tanto en la investigación sobre la estabilidad y estructura de la personalidad (v.g. Epstein, 1979; Noller, Law y Comrey, 1987) como en la creación y desarrollo de instrumentos de evaluación, ya clásicos algunos de ellos (v.g. Comrey, 1970; Hogan, 1986; Costa y McCrae, 1985, 1992; Salgado, 1994, 1996).

Resultados

Análisis factorial exploratorio

Como requisito previo a la aplicación del análisis factorial se procedió a examinar la matriz de intercorrelaciones con el objetivo de comprobar si sus características eran adecuadas para llevar a cabo este tipo de análisis. Para ello se calculó el test de esfericidad de Bartlett que arrojó un valor ji-cuadrado igual a 426.801, altamente significativo ($p = .0000$), lo cual indica que la matriz de correlaciones no es una matriz

identidad y que, por tanto, es adecuada para proceder al análisis factorial. Además se obtuvo un índice KMO igual a .61, lo que significa que la matriz es aceptable para la aplicación del análisis factorial.

A continuación, con el programa SPSS 6.0, se sometió la matriz de coeficientes de correla-

ción a análisis factorial mediante el procedimiento de factores o ejes principales (PAF). Se extrajeron cinco factores que fueron sometidos a rotación ortogonal con el método Varimax (Kaiser, 1958). Los resultados se muestran en la parte izquierda de la Tabla 1.

Tabla 1: Análisis Factorial PAF Sometido a Rotación Varimax y Direct Oblimin (Matriz Patrón).

	Rotación Varimax					Rotación Direct Oblimin				
	E	A	T	EE	AM	E	A	T	EE	AM
Dinamismo	.86	.41	.08	.03	.12	.82	-.39	.02	-.01	-.02
Dominancia	.61	-.19	.21	.00	.13	.61	.23	.15	.00	-.10
Cooperación	-.05	.77	.30	.12	.21	-.11	-.73	.26	-.06	-.12
Cordialidad	.09	.69	-.04	.07	.07	.09	-.71	-.07	-.02	-.01
Perseverancia	.24	.05	.59	.08	.13	.17	.00	.60	-.12	-.02
Escrupulosidad	.04	.06	.57	-.15	.03	-.03	-.04	.57	.13	-.01
Control de Emociones	.12	-.01	-.01	.98	.09	.08	.08	.01	-.92	.03
Control de Impulsos	-.07	.20	-.07	.63	.19	-.11	-.12	-.06	-.68	-.07
Apertura a la Experiencia	.25	.13	-.01	.12	.76	.16	-.04	-.14	.01	-.69
Apertura a la Cultura	.00	.12	.25	.17	.47	-.12	.00	.14	-.05	-.58

Nota. E = Energía, A = Afabilidad, T = Tesón, EE = Estabilidad Emocional, AM = Apertura Mental.

Como puede observarse, las diez subdimensiones se agrupan en cinco factores de acuerdo a la estructura esperada. Las saturaciones son suficientemente elevadas en los factores a los que pertenece cada subdimensión y, de manera general, bastante bajas en los demás. Sin embargo, siguiendo el mismo criterio que el empleado por Bermúdez (1995), cuatro dimensiones presentan cargas factoriales secundarias iguales o superiores a .25. Así, la variable Dinamismo, perteneciente al factor Energía, presenta un peso factorial de .41 en Afabilidad, la dimensión Cooperación, que forma parte de factor Afabilidad, tiene una saturación de .30 en el factor Tesón y las dimensiones Apertura a la Experiencia y Apertura a la Cultura muestran

cargas secundarias de .25 en Energía y Tesón respectivamente.

Debido a la existencia de estos problemas se examinó la matriz de correlaciones de Pearson entre las variables, observándose niveles de asociación relativamente elevados entre las dimensiones problemáticas. Así, Dinamismo presenta unos coeficientes de correlación de .33 con Cooperación y de .37 con Cordialidad. De manera similar, la subdimensión Cooperación muestra una correlación de .19 con Escrupulosidad y de .26 con Perseverancia. Apertura a la Cultura mostró una asociación de .17 con Escrupulosidad y de .19 con Perseverancia, al tiempo que Apertura a la Experiencia presentó una correlación de .37 y .21 con Dinamismo y Dominancia respectivamente. A causa de estos

problemas de claridad de ubicación factorial y al grado de asociación encontrado entre algunas subdimensiones, se hipotetizó la existencia de cierto grado de oblicuidad entre algunos de los factores. Por tanto, para poner a prueba esta hipótesis, se realizó un nuevo análisis factorial (PAF) sobre los mismos datos sometiendo ahora a rotación oblicua con el método Direct Oblimin (Jennrich y Sampson, 1966). Los resultados se muestran en parte derecha de la Tabla 1. Como se observa, de manera general, ahora los pesos factoriales de las subdimensiones en los factores a los que teóricamente no pertenecen son más bajos, reduciéndose de cuatro a dos el número de subdimensiones con cargas factoriales secundarias iguales o superiores al criterio de .25. De este modo, desaparecen los problemas en las variables Apertura a experiencia y Apertura a la Cultura, mientras que las saturaciones secundarias de Dinamismo en Afabilidad y de Cooperación en Tesón, aunque se reducen levemente, no llegan a desaparecer. Así nos encontramos con unas saturaciones de -.39 de la variable Dinamismo en el factor Afabilidad y de .26 de la dimensión Cooperación en el factor Tesón. La explicación de por qué se produce una reducción tan pequeña de estos pesos factoriales la podemos encontrar en la Tabla 2, en la que se presenta la matriz de correlaciones factoriales generada en el proceso de rotación oblicua.

Tabla 2: Matriz de correlaciones factoriales

	E	A	T	EE
A	-.04	----		
T	.19	-.09	----	
EE	-.06	.17	.06	----
AM	-.24	.27	-.29	.36

Nota. E = Energía, A = Afabilidad, T = Tesón, EE = Estabilidad Emocional, AM = Apertura Mental.

En ella observamos que, contrariamente a lo que esperábamos, el grado de asociación es muy pequeño tanto entre los factores Energía y Afabilidad (-.04) como entre Afabilidad y Te-

són (-.09). Esto únicamente tiene sentido si consideramos que en el cálculo de estos coeficientes de correlación no sólo están presentes los efectos de las dimensiones que presentan problemas de cargas factoriales secundarias elevadas -Dinamismo y Cooperación-, sino que también están implicadas, en igual medida, las otras dos subdimensiones correspondientes a sus respectivos factores, léase Dominancia y Cordialidad. De hecho, una nueva revisión de la matriz de intercorrelaciones entre las diez subdimensiones nos reveló unos niveles de asociación bastante bajos entre la variable Dominancia y las dos subdimensiones del factor Afabilidad, -.11 con Cooperación y -.05 con Cordialidad, y más bajos aún en el caso de la variable Cooperación cuyos coeficientes de correlación con Escrupulosidad y con Perseverancia fueron de .03 y .01 respectivamente. Esto explica que los factores Energía y Afabilidad por un lado y Afabilidad y Tesón por otro, no sean oblicuos entre sí cuando se les considera globalmente, a pesar de que algunas de sus subdimensiones sí muestran cierto grado de asociación.

Por otro lado, los resultados de la Tabla 2 muestran que el factor Apertura Mental se asocia de manera consistente con los otros cuatro factores, estando los índices de correlación entre factores en un rango entre -.24 el más bajo y .36 para el más alto en valores absolutos. De nuevo, la matriz de intercorrelaciones entre las diez subdimensiones nos da una explicación de lo que sucede. En este caso los índices de asociación son moderados pero homogéneos entre sí dentro de cada par de factores, contrariamente a lo que ocurría en los casos anteriores. El ejemplo más claro de esto lo constituyen los cuatro coeficientes de correlación que encontramos entre las respectivas subdimensiones de los factores Apertura Mental y Estabilidad Emocional, que se encuentran en un rango que va de .19 a .23. Todo esto nos da razón de por qué es en el factor Apertura Mental en el que aparecen mayores diferencias entre la solución ortogonal y la oblicua. Si comparamos cuidadosamente ambas matrices veremos que, tras la aplicación de la rotación oblicua, en la mayoría

de los pesos factoriales, tanto de Apertura a la Experiencia como de Apertura a la Cultura, se produce una disminución en torno a .10, mayor que en ningún otro factor. Así, las saturaciones de Apertura a la Experiencia en el factor Energía y la de Apertura a la Cultura en el factor Tesón que antes cumplían el criterio de .25, se reducen considerablemente.

Por tanto, hemos de concluir que el factor Apertura Mental muestra cierto grado de oblicuidad respecto a los otros cuatro. De manera similar, aunque en menor medida, tal y como se desprende de la Tabla 2, también existe asociación entre los factores Energía y Tesón (.19) por un lado y Afabilidad y Estabilidad Emocional (.17) por otro. Para el resto de relaciones entre factores puede asumirse la ortogonalidad ya que los índices de asociación son muy bajos, estando en un rango entre -.04 y -.09 en valores absolutos.

Tomar una decisión respecto a qué modelo -el ortogonal o el oblicuo- es más adecuado resulta problemático bajo estas circunstancias, ya que ninguno de los dos parece adaptarse perfectamente a los datos. Sin embargo, considerando que la mayoría de los factores se ajustan relativamente bien a la solución ortogonal, y puesto que la rotación oblicua no acaba de solucionar los problemas de cargas factoriales secundarias en las subdimensiones Dinamismo y Cooperación, nos inclinamos por el modelo ortogonal. Sin embargo, tomar una decisión de este tipo implica asumir los costes de rechazar las ventajas de la opción alternativa, es decir, asumir un modelo ortogonal implicará, en este caso, que el factor Apertura Mental, que ha mostrado ser oblicuo con respecto a los otros cuatro, no presentará un buen ajuste.

Con objeto de averiguar si existían o no diferencias significativas entre los sexos en el grado de independencia entre los factores que justificasen análisis factoriales adicionales para cada una de las submuestras, se llevó a cabo un análisis de varianza tomando como factor el sexo y como variable dependiente las correlaciones entre factores. Para la realización de este análisis se comprobó el cumplimiento tanto del supuesto de homocedasticidad como del de

normalidad. Los resultados ($F_{1,18} = 0.011$; $p = .916$) no mostraron la existencia de diferencias significativas entre los sexos en el grado de asociación entre los factores.

Análisis factorial confirmatorio

El segundo objetivo de la presente investigación consistía en confirmar la estructura de cinco grandes factores obtenida mediante los análisis exploratorios. Para ello, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio mediante el programa LISREL (Jöreskog y Sörbom, 1989). Como consecuencia de las conclusiones a que llegamos tras los análisis exploratorios, se sometieron a prueba cuatro modelos estructurales: (a) Un modelo ortogonal, que asumía la independencia entre los cinco factores, (b) un modelo oblicuo, que hipotetizaba unos coeficientes phi de .35 entre el factor Apertura Mental y los otros cuatro, de .30 tanto entre Energía y Tesón como entre Afabilidad y Estabilidad Emocional y de .10 entre el resto de los factores, (c) un modelo mixto, que establecía que el factor Apertura Mental sería oblicuo respecto a los otros cuatro con un coeficiente phi de .35, al tiempo que asumía la ortogonalidad entre el resto de los factores y (d) un modelo mixto reespecificado, según el cual Apertura Mental sería oblicuo en relación a los demás factores ($\phi = .35$), Energía y Tesón por un lado y Afabilidad y Estabilidad Emocional por otro también serían oblicuos entre sí ($\phi = .30$) y para el resto de relaciones entre factores establecía la ortogonalidad. La Tabla 3 muestra los índices de bondad de ajuste para cada uno de los modelos estructurales.

Como puede observarse el modelo que mejor se ajusta a los datos es el oblicuo, con un índice GFI = .90. Conforme se fuerza a mayor número de factores a ser ortogonales entre sí, se observa una disminución progresiva en el grado de ajuste a los datos. Así, el modelo mixto reespecificado, que establece la ortogonalidad entre cuatro de los diez pares de factores, muestra un ajuste muy similar, aunque levemente inferior (GFI = .89), al del modelo oblicuo. En el modelo mixto (no reespecificado),

que hipotetiza que seis de los diez pares de factores serán completamente independientes entre sí, el ajuste de los datos vuelve a bajar (GFI = .87). Finalmente, el modelo ortogonal, que establece que no existe ningún grado de relación entre los factores y que, por tanto, los Cinco Grandes son totalmente ortogonales entre sí, mostró un ajuste a los datos bastante bajo, reduciéndose hasta un índice GFI igual a .65. Los índices ajustados por grados de libertad (χ^2/gl y AGFI) mostraron resultados muy similares.

Tabla 3: Índices de bondad de ajuste de los modelos estructurales.

	χ^2/gl	GFI	AGFI
Modelo ortogonal	42.5	.65	.45
Modelo oblicuo	3.3	.90	.84
Modelo mixto	4.2	.87	.80
Modelo mixto reespecificado	3.5	.89	.83

Nota. χ^2/gl = $\chi^2/\text{grados de libertad}$; GFI = Goodness of fit index; AGFI = Adjusted goodness of fit index.

La conclusión que cabe extraer de estos resultados es que, mientras algunos de los factores se muestran claramente oblicuos entre sí, otros si se acercan bastante a una ortogonalidad casi perfecta. Por tanto, a pesar de que el modelo oblicuo es el que mejor se ajusta a los datos, el principio de parsimonia nos hace inclinarnos por el modelo mixto que mejor ajuste muestre. En la Figura 1 aparece representado el modelo mixto reespecificado.

Como puede observarse, los coeficientes lambda son bastante elevados, siendo la mayoría de ellos superiores a .65. Los coeficientes theta-delta no se han incluido para no hacer, innecesariamente, más compleja la representación del modelo.

Discusión

Los resultados del presente estudio avalan la estructura pentadimensional de la personalidad y apoyan tanto la ortogonalidad entre algunos de los factores, como la oblicuidad entre otros.

Además, en lo referente al problema de las cargas factoriales secundarias demasiado elevadas, se aportan nuevos datos que sustentan la validación factorial de la versión española del BFQ, consiguiendo reducirlas de manera importante respecto a estudios precedentes.

La oblicuidad encontrada entre el factor Apertura Mental y los otros cuatro es coherente con los datos presentados por Bermúdez (1995) en las matrices de correlaciones entre factores, en las que los índices de correlación de Apertura Mental con los otros factores, excepto para el caso del factor Estabilidad Emocional, son bastante altos, estando en un rango de entre .31 y .39 en el total de la muestra (entre .44 y .30 en el caso de los hombres y entre .47 y .23 para las mujeres). De manera similar, el grupo de Caprara obtiene unas correlaciones entre Apertura Mental y los factores Energía, Afabilidad y Tesón que a lo largo de diferentes estudios (Caprara *et al.*, 1993a; Caprara, Barbaranelli y Borgogni, 1993b; Caprara *et al.*, 1996; Barbaranelli y Caprara, 2000) oscilan entre .24 y .42. Además, existen datos que avalan la replicación transcultural de la relación de estos tres factores con Apertura Mental (Caprara *et al.*, 1996). Observamos, por consiguiente, que en todas estas investigaciones el grado de asociación entre el factor Apertura Mental y los demás (excepto en el caso de Estabilidad Emocional) no sólo es alto, sino que, de manera general, es más elevado que el existente entre las demás variables. Otro dato indicativo de la oblicuidad del factor Apertura Mental del BFQ respecto a los otros es que cuando Bermúdez aplica rotaciones oblicuas en los análisis por sexos, de los cuatro factores en los que aparecían problemas de cargas factoriales secundarias en la solución ortogonal, es precisamente en Apertura Mental en el único en el que no vuelven a aparecer estos problemas ni en hombres ni en mujeres, mientras que en los otros tres (Energía, Afabilidad y Tesón) continúan apareciendo este tipo de problemas en alguno de los dos sexos o en los dos simultáneamente. Esto es consistente con nuestros resultados en los que, tras la aplicación de la rotación oblicua, el factor en el que se producían mayores reduc-

ciones en las cargas secundarias era en Apertura Mental. Además, en los resultados de Bermúdez el número de subdimensiones que tienen

cargas secundarias superiores al criterio de .25 en Apertura Mental se reduce de manera importante en las soluciones oblicuas.

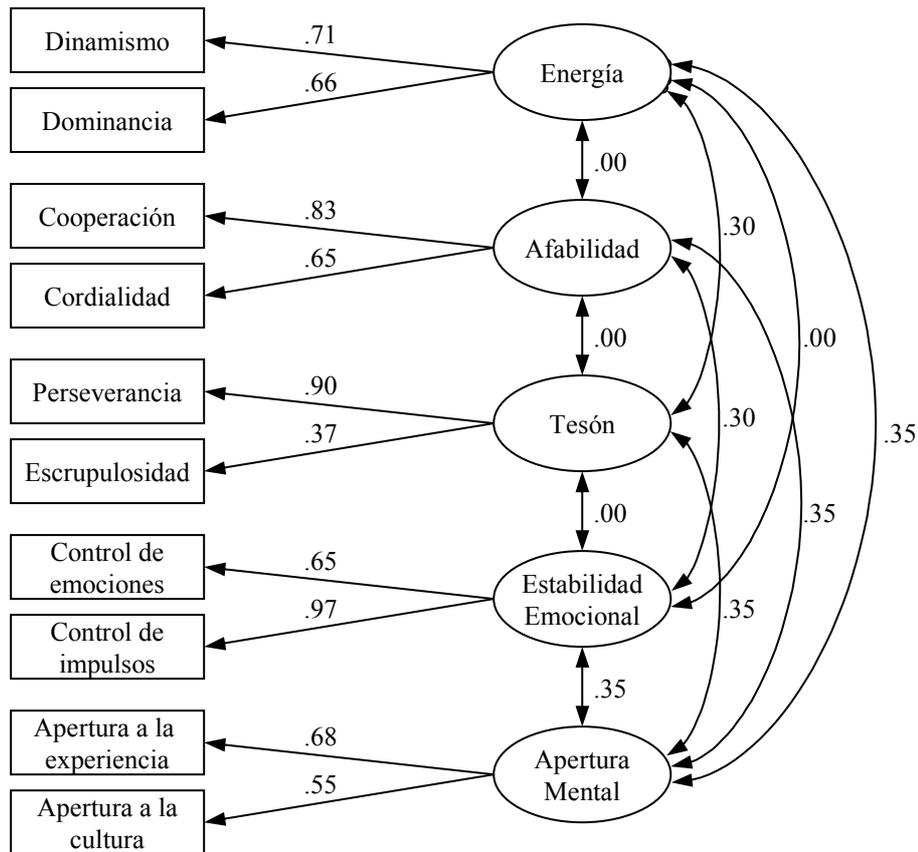


Figura 1: Análisis factorial confirmatorio. Modelo mixto reespecificado.

Estos resultados son congruentes con los de un estudio relativamente reciente en el que el factor Apertura ha aparecido relacionado con los otros cuatro grandes factores de personalidad (Ferguson y Patterson, 1998). Ciertamente, la asociación de este factor con otras variables no es coyuntural (ver McCrae y Costa, 1997).

La oblicuidad -de menor intensidad- hallada entre Energía y Tesón por un lado y Afabilidad y Estabilidad Emocional por otro, también es congruente con los índices de asociación en-

contrados por Caprara *et al.* (1993a, 1993b). Estos autores encontraron unos coeficientes de correlación de .34 y .25 respectivamente entre estos factores. Estos resultados también parecen tener validez transcultural (Caprara *et al.*, 1996). En esta misma línea, Bermúdez (1995) halla entre estos pares de factores correlaciones más altas, en general, que entre el resto (con la excepción de las correlaciones de Apertura Mental con los demás).

La cercanía a la ortogonalidad entre el resto de factores de nuevo es consistente con los da-

tos de investigaciones precedentes con este mismo instrumento. Así, tanto Caprara *et al.* (1993a, 1993b, 1996) como Bermúdez (1995) encontraron las correlaciones más bajas entre estos factores, llegándose incluso a alcanzar la total independencia en el caso de Tesón y Afiabilidad (.00, en la submuestra de mujeres) en la adaptación española.

En un reciente estudio intercultural, llevado a cabo por Caprara, Barbaranelli, Bermúdez, Maslach y Ruch (2000), tras informar de que en preliminares análisis de los datos la hipótesis ortogonal no obtuvo apoyo empírico, se sometieron a análisis factorial exploratorio y confirmatorio los datos procedentes del BFQ siguiendo un modelo oblicuo. Esto es coherente con los resultados aquí presentados, en los que el modelo de estructura ortogonal mostró un ajuste a los datos muy bajo. Sin embargo, como hemos visto, algunos de los factores sí pueden ser bien descritos mediante un modelo ortogonal. Por ello, parece que un modelo mixto, que asume tanto la ortogonalidad entre algunos factores como la oblicuidad entre otros, es el más apropiado para representar los datos procedentes del BFQ.

A pesar de todas las evidencias exploratorias y confirmatorias de que disponemos, aún nos podemos preguntar si la ortogonalidad / oblicuidad se debe a características propias del instrumento de medición o si, por el contrario, es una propiedad inherente a la misma naturaleza de la variable respecto a las demás. En relación a esto, si examinamos la literatura observamos un alto índice de concordancia entre estudios que utilizan el mismo instrumento de medida, mientras que los índices de asociación no parecen replicarse entre estudios en los que se emplean instrumentos diferentes para medir las mismas variables. Así, como acabamos de ver, tanto en los estudios del grupo de Caprara (Caprara *et al.* 1993a, 1993b, 1996; Barbaranelli y Caprara, 2000), como en el de Bermúdez (1995), y también en el aquí presentado, utilizando el BFQ, los índices de asociación son consistentes. Lo mismo ocurre en el caso del NEO, con el que diferentes autores independientes entre sí (v.g. Costa y McCrae, 1992;

Block y Block, 1980; Piedmont, 1995) encuentran correlaciones similares entre los factores. Además, Block (1995) señala que el patrón de intercorrelaciones problemáticas del NEO es impresionantemente diferente del que caracteriza a los factores léxicos. Por tanto, todo esto parece apoyar la hipótesis de que la oblicuidad encontrada entre algunos factores puede ser debida a cuestiones relacionadas con la construcción de los instrumentos más que a que los factores están asociados por naturaleza. Costa y McCrae (1995a) comparten esta opinión afirmando que la operacionalización ideal de los cinco factores debería ser incorrelacionada y que el hecho de que aparezcan correlaciones replicables a través de diferentes estudios se debe a que los instrumentos de evaluación de que disponemos en la actualidad no son medidas perfectas del modelo de cinco factores de personalidad.

Otro de los fines que perseguía esta investigación era aportar nuevas evidencias que contribuyesen a clarificar el problema de las elevadas cargas factoriales secundarias. Cotejando la solución ortogonal presentada en la adaptación inicial de la prueba con la obtenida en el presente estudio, también ortogonal, de las ocho saturaciones factoriales secundarias superiores o iguales a .25 desaparecen cinco. La de Dinamismo en el factor Afiabilidad, se mantiene, e incluso aumenta, mientras que las de Apertura a la Experiencia en Energía y la de Apertura a la Cultura en Tesón, aunque continúan cumpliendo el criterio de .25, son más bajas en nuestros análisis. Recordemos, sin embargo, que estas cargas se reducen de nuevo hasta .16 y .14 respectivamente cuando se aplica la rotación oblicua. Además, aparece una carga factorial secundaria nueva, a saber, la de la variable Cooperación en el factor Tesón. Una posible explicación a esta desaparición, comparativamente, de cargas factoriales elevadas en factores a los que, teóricamente, no pertenecen las variables, podemos encontrarla en que el procedimiento de rotación ortogonal empleado en cada estudio fue diferente. Así, Bermúdez (1995), al igual que Caprara *et al.* (1993a), emplea como método de rotación ortogonal el de

Criterios en Tándem (Comrey, 1967), mientras que en nuestra investigación utilizamos el procedimiento Varimax (Kaiser, 1958). La aceptación de esta explicación como válida, nos llevaría a cuestionar la aplicabilidad de la tesis sostenida por Lee y Comrey (1979) a los datos generados mediante este instrumento, según la cual los "Tandem Criteria" permiten obtener soluciones factoriales más "limpias" y representativas de las relaciones existentes entre las variables que otros métodos de rotación.

Por otro lado, queda sin resolver el problema de la saturación de la subdimensión Dinamismo en el factor Afabilidad, que es la única carga factorial secundaria que aparece de manera consistente por encima del criterio de .25 en los resultados de Caprara *et al.* (1993a, 1993b, 1996), en los de Bermúdez (1995) y en los nuestros. Por ello, sería recomendable, en posteriores estudios, revisar la estructura inter-

na de las FHIDs, prestando especial atención a esta subdimensión, sometiendo dichas estructuras a un nuevo análisis factorial en población española.

Finalmente, la oblicuidad encontrada entre ciertas dimensiones de personalidad parece indicar que una parte crucial de la agenda para la próxima generación de investigadores en la descripción de la estructura de la personalidad será la identificación de distinciones conceptualmente significativas entre constructos empíricamente relacionados, sobre la base del establecimiento de relaciones diferenciales con criterios externos relevantes (Briggs, 1992). Además, el hallazgo de relaciones replicables entre algunos de los cinco grandes factores de personalidad ha generado un nuevo y apasionante desafío en la investigación de la estructura de la personalidad: ¿existen factores de orden superior a los *Big Five*? (Digman, 1997).

Referencias

- Barbaranelli, C. y Caprara, G.V. (2000). Measuring the Big Five in Self-Report and Other Ratings: A Multitrait-Multimethod Study. *European Journal of Psychological Assessment*, 16, 31-43.
- Bermúdez, J. (1995). *Manual del Cuestionario "Big Five" (BFQ)*. Madrid: TEA.
- Block, J. (1995). A contrarian view of the five-factor approach to personality description. *Psychological Bulletin*, 117, 187-215.
- Block, J.H. y Block, J. (1980). The role of ego-control and ego-resiliency in the organization of behavior. En W.A. Collins (Ed.), *The Minnesota Symposia on Child Psychology* (Vol. 13, pp. 39-101). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Borkenau, P. y Ostendorf, F. (1990). Comparing exploratory and confirmatory factor analysis: A study on the 5-factor model of personality. *Personality and Individual Differences*, 11, 515-524.
- Briggs, S.R. (1989). The optimal level of measurement for personality constructs. En D.M. Buss y N. Cantor (Eds.), *Personality psychology. Recent trends and emerging directions* (pp. 246-260). Nueva York: Springer.
- Briggs, S.R. (1992). Assessing the five-factor model of personality description. *Journal of Personality*, 60, 253-293.
- Brody, N. y Ehrlichman, H. (1998). *Personality psychology: The science of individuality*. Nueva Jersey: Prentice Hall.
- Buss, D.M. (1991). Evolutionary personality psychology. *Annual Review of Psychology*, 42, 459-491.
- Caprara, G.V., Barbaranelli, C., Borgogni, L. y Perugini, M. (1993a). The "Big Five Questionnaire": A new questionnaire to assess the five factor model. *Personality and Individual Differences*, 15, 281-288.
- Caprara, G.V., Barbaranelli, C., Borgogni, L. (1993b). *Big Five Questionnaire (BFQ). Manuale*. Florencia: Organizzazioni Speciali.
- Caprara, G.V., Barbaranelli, C., Borgogni, L. (1996). Il Big Five Questionnaire (B.F.Q.): Caratteristiche psicometriche e validità transculturale. *Archivio di Psicologia, Neurologia e Psichiatria*, 57, 486-504.
- Caprara, G.V., Barbaranelli, C., Bermúdez, J., Maslach, C. y Ruch, W. (2000). Multivariate methods for the comparison of factor structures in cross-cultural research: An illustration with the Big Five Questionnaire. *Journal of Cross Cultural Psychology*, 31, 437-464.
- Caruso, J.C. y Cliff, N. (1997). An examination of the five-factor model of normal personality variation with reliable component analysis. *Personality and Individual Differences*, 23, 317-325.
- Cattell, R.B. (1952). *Factor analysis*. Nueva York: Harper.
- Cattell, R.B. (1995). The fallacy of five factors in the personality sphere. *The Psychologist*, 8, 207-208.
- Cattell, R.B. y Dickman, K.A. (1962). A dynamic model of physical influences demonstrating the necessity of oblique simple structure. *Psychological Bulletin*, 59, 389-400.
- Cattell, R.B. y Gibbons, B.D. (1968). Personality factor structure of the combined Guilford and Cattell personality questionnaires. *Journal of Personality and Social Psychology*, 9, 107-120.
- Cattell, R.B. y Cattell, H.E.P. (1995). Personality structure and the new fifth edition of the 16PF. *Educational and Psychological Measurement*, 55, 926-937.

- Cheek, J.A. (1982). Aggregation, moderator variables, and the validity of personality tests: A peer rating study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 1254-1269.
- Church, A.T. y Burke, P.J. (1994). Exploratory and confirmatory tests of the Big Five and Tellegen's three- and four-dimensional models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 93-114.
- Comrey, A.L. (1961). Factored homogeneous item dimensions in personality research. *Educational and Psychological Measurement*, 21, 417-431.
- Comrey, A.L. (1967). Tandem criteria for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 32, 143-154.
- Comrey, A.L. (1970). *Manual for the Comrey Personality Scales*. San Diego: EdITS.
- Corulla, W.J. (1987). A psychometric investigation of the Eysenck Personality Questionnaire (revised) and its relationship to the I.7 Impulsiveness Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 8, 651-658.
- Costa, P.T., Jr., y McCrae, R.R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Costa, P.T., Jr. y McCrae, R.R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Costa, P.T., Jr. y McCrae, R.R. (1995a). Solid ground in the wetlands of personality: A reply to Block. *Psychological Bulletin*, 117, 216-220.
- Costa, P.T., Jr. y McCrae, R.R. (1995b). Domains and facets: Hierarchical personality assessment using the revised NEO Personality Inventory. *Journal of Personality Assessment*, 64, 21-50.
- Costa, P.T., Jr. y McCrae, R.R. (en prensa). The Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R). En S.R. Briggs y J. Cheek (Eds.), *Personality measures* (Vol. 1). Greenwich, CT: JAI Press.
- De Raad, B. y Hofstee, W.K.B. (1993). A circumplex approach to the Five Factor model: A facet structure of trait adjectives supplemented by trait verbs. *Personality and Individual Differences*, 15, 493-505.
- Digman, J.M. (1990). Personality structure: Emergence of the five-factor model. *Annual Review of Psychology*, 41, 417-440.
- Digman, J.M. (1997). Higher-order factors of the Big Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1246-1256.
- Duffy, G. (1962). *Activation and behavior*. Londres: Wiley.
- Epstein, S. (1979). The stability of behavior: On predicting most of the people much of the time. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 1097-1126.
- Eysenck, H.J. (1991). Dimensions of personality: 16, 5, or 3? Criteria for a taxonomic paradigm. *Personality and Individual Differences*, 12, 773-790.
- Eysenck, H.J. (1992a). Four ways five factors are not basic. *Personality and Individual Differences*, 13, 667-673.
- Eysenck, H.J. (1992b). A reply to Costa y McCrae: P or A and C - the role of theory. *Personality and Individual Differences*, 13, 867-868.
- Ferguson, E. y Patterson, F. (1998). The five factor model of personality: Openness a distinct but related construct. *Personality and Individual Differences*, 24, 789-796.
- Fiske, D.W. (1949). Consistency of the factorial structure of personality ratings from different sources. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 44, 329-344.
- Goldberg, L.R. (1981). Language and individual differences: The search for universals in personality lexicons. *Review of Personality and Social Psychology*, 2, 141-165.
- Goldberg, L.R. (1990). An alternative "description of personality": The big-five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 1216-1229.
- Goldberg, L.R. (1992). The development of marker variables for the Big-Five factor structure. *Psychological Assessment*, 4, 26-42.
- Guilford, J.P. (1975). Factors and factors of personality. *Psychological Bulletin*, 82, 802-814.
- Guilford, J.P. y Cattell, R.B. (1963). Oblique or orthogonal factors? *Annual Meeting of the Society for Multivariate Experimental Psychology*. Universidad de Colorado, Boulder.
- Hofstee, W.K.B., De Raad, B. y Goldberg, L.R. (1992). Integration of the Big Five and circumplex approaches to trait structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 146-163.
- Hogan, R. (1986). *Hogan Personality Inventory manual*. Minneapolis, MN: NCS.
- Jennrich, R.I. y Sampson, P.F. (1966). Rotation for simple loadings. *Psychometrika*, 31, 313-323.
- Johnson, J.A. y Ostendorf, F. (1993). Clarification of the Five Factor model with the Abridged Big Five Dimensional Circumplex. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 563-576.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and application*. Chicago: SPSS
- Kaiser, H.F. (1958). The Varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 23, 187-200.
- Lee, H.B. y Comrey, A.L. (1979). Distortions in a commonly used factor analysis procedure. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 301-321.
- Loevinger, J. (1994). Has psychology lost its conscience? *Journal of Personality Assessment*, 62, 2-8.
- McCrae, R.R. y Costa, P.T., Jr. (1989). The structure of interpersonal traits: Wiggins's circumplex and the five-factor model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 586-595.
- McCrae, R.R. y Costa, P.T., Jr. (1997). Conceptions and correlates of Openness to Experience. En R. Hogan, J. Johnson y S. Briggs (Eds.), *Handbook of personality psychology* (pp. 825-847). San Diego: Academic Press.
- McCrae, R.R., Zonderman, A.B., Costa, P.T., Jr., Bond, M.H. y Paunonen, S.V. (1996). Evaluating replicability of factors in the Revised NEO Personality Inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 552-566.
- Noller, P., Law, H. y Comrey, A.L. (1987). Cattell, Comrey, and Eysenck Personality Factors Compared: More evidence

- for the five robust factors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 775-782.
- Parker, J.D.A., Bagby, R.M. y Summerfeldt, L.J. (1993). Confirmatory factor analysis of the Revised NEO Personality Inventory. *Personality and Individual Differences*, 15, 463-466.
- Passini, F.T. y Norman, W.T. (1966). A universal conception of personality structure? *Journal of Personality and Social Psychology*, 4, 44-49.
- Peabody, D. y Goldberg, L.R. (1989). Some determinants of factor structures from personality-trait descriptors. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 552-567.
- Piedmont, R.L. (1995). Big-Five adjective marker scales for use with college students. *Psychological Reports*, 77, 160-162.
- Rushton, J.Ph., Brainerd, Ch.J. y Pressley, M. (1983). Behavioral development and construct validity: The Principle of Aggregation. *Psychological Bulletin*, 94, 18-38.
- Salgado, J.F. (1994). *Manual Técnico para el Inventario de Personalidad de Cinco Factores (IP/5F)*. Departamento de Psicología Social y Básica, Universidad de Santiago de Compostela: Manuscrito no publicado.
- Salgado, J.F. (1996). Análisis exploratorio y confirmatorio del Inventario de Personalidad de Cinco Factores (IP/5F). *Psicología*, 17, 353-366.
- Silva, F., Avia, M.D., Sanz, J., Martínez-Arias, R., Graña, M.L. y Sánchez Bernardos, M.L. (1994). The Five Factor Model I: Contributions to the structure of the NEO-PI. *Personality and Individual Differences*, 17, 741-753.
- Spirrison, Ch.L. (1994). Factorial hue and cry: Comments on Jane Loevinger's "Has psychology lost its conscience?" *Journal of Personality Assessment*, 63, 579-583.
- Thurstone, L.L. (1940). Current issues in factor analysis. *Psychological Bulletin*, 37, 189-236.
- Thurstone, L.L. (1947). *Multiple-factor analysis* (2nd ed.). Chicago: Univ. Chicago Press.
- Trapnell, P.D. y Wiggins, J.S. (1990). Extension of the Interpersonal Adjective Scales to include the Big Five dimensions of personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 781-790.
- Wiggins, J.S. y Broughton, R. (1985). The interpersonal circle: A structural model for the integration of personality research. En R. Hogan y W.H. Jones (Eds.), *Perspectives in personality* (Vol. 1, pp. 1-47). Greenwich: JAI Press.

(Artículo recibido: 9-5-2002, aceptado: 25-3-2004)

