

# Replicabilidad de los factores de segundo orden del 16PF-5 en muestras americanas y españolas

Anton Aluja y Ángel Blanch  
Universidad de Lleida

El objetivo de este estudio fue replicar las estructuras de 5 y 6 factores de segundo orden del 16PF-5. Para la estructura de 5 factores se toma como referencia teórica la estructura obtenida por Russell y Karol (1995), y para la estructura de 6 factores (incluyendo un factor adicional de Razonamiento) la obtenida en muestras americanas por Cattell y Cattell (1995). Se utilizan tres procedimientos para el estudio de la replicabilidad, a) análisis factorial exploratorio, b) análisis de la estructura ortogonal Procrustes, y c) análisis de los índices de congruencia entre las tres matrices factoriales. Las matrices factoriales obtenidas en el presente estudio son similares a las informadas en los estudios de referencia, aunque la solución Procrustes se revela ligeramente más parecida. Los índices de congruencia en general son aceptables por lo que se concluye que el 16PF-5 demuestra buena replicabilidad.

*Replicability of the 16PF-5 second order factors across American and Spanish samples.* The aim of the present study was to replicate the 5 and 6 second order factor structures of the 16PF-5 from data obtained with an anonymous sample. The factor structure obtained by Russell and Karol (1995) is assumed as a theoretical reference according to the Spanish normalization data from the TEA R+D team, for the 5-factor structure, while for the 6 factor structure (including an additional factor of Reasoning), that obtained in American samples by Cattell and Cattell (1995). Three procedures are employed for studying the replicability of this instrument, a) exploratory factor analysis, b) Procrustes orthogonal structure analysis, and c) congruence indices across the three factor matrices. The factor matrices obtained in the present study are equivalent to those reported in the reference studies, although the Procrustes solution is the more similar to our own results. Overall, congruence indices are acceptable, thus a fair replicability of the 16PF-5 is ascertained.

Un breve repaso histórico a los orígenes de la psicología moderna de la personalidad nos lleva a los estudios sobre el lenguaje realizados a principios del siglo pasado (Allport y Odbert, 1936). Estos autores seleccionaron decenas de miles de términos del diccionario de la lengua inglesa, utilizados habitualmente para clasificar el comportamiento de las personas. Este método, denominado 'enfoque léxico', consiste en utilizar el análisis del lenguaje como una forma de conocer los elementos que definen la personalidad, y tiene sus raíces en los años treinta (Baumgartem, 1933; Klages, 1932). Los términos seleccionados debían tener una tendencia general a definir aspectos o atributos de la personalidad de un modo estable y consistente. Cattell (1946) trabajó con el listado de Allport y Odbert, el cual perfeccionó y utilizó como base para aislar sus dieciséis factores primarios de personalidad (ver revisión de Cattell y Kline, 1977). A partir de los estudios de Cattell, Fiske (1949), analizó la personalidad de un grupo de psicólogos mediante autoinformes, los cuales a la vez eran evaluados por sus compañeros y por personal del centro de traba-

jo. Los resultados factoriales del análisis de los adjetivos provenientes de las tres fuentes de datos que utilizó Cattell (L, Q y T), posibilitó el surgimiento de la estructura de personalidad conocida como los «Cinco Factores» (Cattell y Kline, 1977). Posteriormente Tupes y Christal (1961), en un estudio similar utilizando las tres fuentes de datos de Cattell, obtuvieron también los cinco factores. Estos factores, una vez estudiado su contenido psicológico se convino en denominarlos de la siguiente forma: *Extraversión Amabilidad, Responsabilidad, Estabilidad emocional y Apertura a la experiencia*. A partir de aquí, diversos autores desde Norman hasta McCrae y Costa, han profundizado en este modelo. Entre otras cuestiones cabe destacar que este modelo teórico ha mantenido el interés conjunto de los autores americanos liderados por Costa y McCrae y los europeos, básicamente holandeses, alemanes, ingleses, italianos y últimamente grupos españoles (Aluja, García y García –2002–; Aluja, García, García y Seisdedos –en prensa–; Angleitner, Ostendorf y John, 1990; Borgatta, 1964; Costa y McCrae, 1992; García, Aluja y García –en prensa–; Goldberg, 1992; Gómez-Fraquela y Sobral, 2002; Jackson, Paunonen, Fraboni y Goffin, 1996; John, Angleitner y Ostendorf, 1988; Lluís, 2002; McCrae y Costa, 1985; Norman, 1963 y 1967; Peabody y Goldberg, 1987; Romero, Luengo, Sánchez-Bernardos, 1995; Silva, Avia, Sanz, Martínez-Arias, Graña y Sánchez-Bernardos, 1994; Vasend y Skrandal, 1996; Wiggins, 1979).

Fecha recepción: 26-06-02 • Fecha aceptación: 4-12-02

Correspondencia: Anton Aluja  
Facultad de Ciencias de la Educación  
Universidad de Lleida  
25192 Lleida (Spain)  
E-mail: aluja@pip.udl.es

Las críticas más severas al modelo de Cattell, se refieren a la dificultad de reproducir o replicar la estructura de 16 factores y a la baja fiabilidad alfa o consistencia interna de los factores (Eysenck, 1986). Cattell (1986), se defendió de las críticas de Eysenck argumentando la complejidad de las diferentes metodologías factoriales como las responsables de resultados contradictorios. Como criterios para la extracción de factores, además del scree test propuesto por Cattell (1966), se han utilizado sistemas de agrupamiento de ítems en parcelas ya que aumenta la fiabilidad y consistencia factorial (Bernstein y Teng, 1989), así como también el uso de puntos de corte, para extraer factores en función de indicadores de ajuste basados en la prueba Ji Cuadrado mediante el método de estimación de máxima verosimilitud (Cattell y Krug, 1986). No obstante el interés del presente estudio se centra en la replicabilidad de la estructura de segundo orden del 16PF-5.

En el modelo de 16 factores de Cattell existe bastante afinidad entre distintos factores de primer orden, y es por ello que Cattell los refactorizó y obtuvo los llamados factores de segundo orden. En los estudios iniciales se aislaron hasta ocho factores de segundo orden, *Exvía, Ansiedad, Cotertía, Independencia, Discreción, Subjetividad, Inteligencia y Buena educación* (Cattell y Kline, 1977). Los factores de Discreción y Subjetividad no han sido replicados satisfactoriamente (Argentero, 1989), y parece que existe más unanimidad en una estructura de cinco factores en la línea del modelo de los Cinco Grandes (Karson y O'Dell, 1974; Krug y Johns, 1986). Un trabajo relativamente reciente sobre la forma C del 16PF realizado con una muestra diversificada de más de 15000 sujetos, demostró la robustez de la estructura de cinco factores más un sexto factor de Razonamiento, mediante procedimientos de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios (Hofer, Horn y Eber, 1997). En la quinta edición del 16PF, que incorpora cambios importantes en la redacción y reformulación de los ítems, queda estabilizada la estructura de cinco factores de segundo orden, *Extraversión, Ansiedad, Autocontrol, Independencia y Dureza* (Cattell, Cattell y Cattell, 1993). Los datos técnicos de esta versión han estado recopilados en diferentes obras por Conn y Rieke (1994, ver revisión de Russell y Karol, 1994). Los análisis informan de bastante afinidad entre los cinco factores del 16PF-5 de Cattell y las cinco dimensiones del NEO-PI-R (Costa y McCrae, 1992), tal vez con la excepción del factor de Independencia que se relaciona positivamente con Extraversión y negativamente con Amabilidad.

Las estructuras de 6 factores ofrecidas por Cattell y Cattell (1995) y Conn y Rieke (1994) muestran resultados parecidos en diferentes muestras (incluyendo el factor B). El sexto factor está formado únicamente por B, no cargando esta escala en ninguno de los demás factores. Las cargas elevadas de los factores de primer orden en los de segundo orden se distribuyen como sigue: Extraversión (A, F, H, N-, Q2-), Ansiedad (C-, L, O, Q4), Autocontrol (F-, G, M-, Q3), Independencia (E, H, L, Q1) y Dureza (A+, I-, M-, Q1-). En el estudio de normalización español realizado por Seisdedos del equipo I+D de TEA Ediciones y publicado por Russell y Karol (1995), se proporciona una única matriz con la estructura de cinco factores incluyendo los 16 factores primarios. Las cargas de los factores primarios en los 5 factores secundarios son similares a las informadas en los dos estudios americanos, con la discrepancia de la carga negativa de B (-.28) en el factor de Ansiedad.

Desde los modelos disposicionales o de rasgo se defiende la consistencia y universalidad de la personalidad humana, por lo que se espera que las estructuras factoriales de cuestionarios que mi-

den rasgos varíen poco en diferentes culturas y lenguajes. Es por ello que los psicólogos de la personalidad se han interesado en evaluar la replicabilidad de las estructuras de los cuestionarios de personalidad mediante índices cuantitativos, que permitan comprobar la similitud de los factores cuando las variables son las mismas (Gorsuch, 1983; Guadagnoli y Velicer, 1991). El índice más usado es el de congruencia (Jensen, 1998; Wrigley y Neuhaus, 1955). No obstante, los análisis factoriales exploratorios son una buena prueba de replicabilidad, pues si se obtienen resultados equivalentes en muestras independientes, la personalidad también será parecida. En cualquier caso, los análisis exploratorios no son necesariamente óptimos para probar modelos teóricos (Watkins, 1989), aun cuando el análisis se guía teóricamente con respecto al número de factores extraído. Los métodos de rotación no se guían por la teoría, por lo que McCrae, Zonderman, Costa, Bond, y Paunonen (1996) apuntan que cuando la estructura supuesta no es simple, las pequeñas diferencias en las correlaciones pueden dar grandes diferencias en la posición de los ejes y las soluciones pueden ser muy diferentes, tal y como sucede en los modelos circunplex (McCrae y Costa, 1989).

Según McCrae et al. (1996) una alternativa prometedora podría ser la rotación ortogonal Procrustes, dado que este procedimiento fuerza los datos para que los factores comparados alcancen la máxima similitud girando los ejes para emparejarlos con la matriz teórica de referencia, minimizando las sumas de las diferencias al cuadrado para posteriormente, evaluar los índices de congruencia (Skinner, Jackson y Rampton, 1976). Este procedimiento fue utilizado por Paunonen, Jackson, Trzebinski y Forsterling (1992), quienes examinaron la similitud en las estructuras factoriales del Personality Research Form (PRF; Jackson, 1984) en Canadá, Finlandia, Polonia, y Alemania, aunque este método ha sido principalmente criticado por su carácter subjetivo (Eysenck, 1979; Horn, 1967; Horn y Knapp, 1973), y algunos manuales metodológicos lo desechan como un método de la rotación útil (Kline, 1994). No obstante, otros autores lo apoyan, considerando este procedimiento como un método de elección para probar las hipótesis respecto al replicabilidad de su modelo de 5 factores, incluso superior a análisis factorial confirmatorio (McCrae et al., 1996; Norman, 1969; Paunonen, 1997).

El objetivo del presente trabajo es estudiar la replicabilidad de las estructuras de segundo orden del 16PF-5 de 6 factores en referencia a los estudios americanos de Cattell y Cattell (1995), Conn y Rieke (1994), y de 5 factores en el estudio de normalización española (Russell y Karol, 1995). Para ello se utilizarán tres procedimientos: a) análisis factorial exploratorio con rotación oblicua; b) rotación ortogonal Procrustes; y c) cálculo de los índices de congruencia.

## Método

### Sujetos

La muestra estuvo integrada por estudiantes del programa de prácticas de la asignatura de Psicología de la Personalidad, y familiares y amigos de éstos que colaboraron anónima y desinteresadamente cumplimentando un protocolo de cuestionarios de personalidad, incluido el 16PF-5. El total de la muestra lo integraron 636 sujetos (288 hombres y 347 mujeres y un caso que no informó del género), la media de edad fue de 25,09 años (d.s.: 9.20) y el rango de 17 a 83.

16PF-5

Para este estudio se utilizó la versión en lengua española del 16PF, quinta edición (Russell y Karol, 1995), adaptada del original Cattell, Cattell y Cattell (1993) y Russell y Karol (1994). Esta adaptación contiene los mismos 185 ítems que la original aunque el redactado de algunos ítems, el orden de presentación y la asignación de puntuaciones se ha modificado. En el presente estudio los indicadores de distribución muestral de los factores, Skewness y Kurtosis se encuentran en un rango entre ±1, por lo que se acepta el supuesto de normalidad de los datos (Muthén y Kaplan, 1985). La fiabilidad de consistencia interna alfa oscila entre .54 y .84, siendo similar a la informada por Conn y Riecke (1994) (Aluja y Blanch –2002–).

Procedimiento

Se facilitó a los alumnos un cuadernillo del cuestionario y 4 hojas de respuesta. En primer lugar, el cuestionario se cumplimentó en el aula, y posteriormente, los alumnos contactaron con tres familiares y amigos dispuestos a colaborar a cambio de un breve informe de resultados. Se sugirió que intentaran escoger colaboradores de edades superiores a 22 años, la media de edad de los estudiantes, y de similar proporción en cuanto al género. Los datos fueron introducidos en una matriz para procesamiento en SPSS. Se ob-

tuvieron las matrices de patrón mediante análisis de componentes principales con rotación oblicua directa forzada a 5 y 6 factores. Se introdujeron las matrices americana y española de referencia –tomadas como teóricas–, y las obtenidas en este estudio en un programa de sintaxis de SPSS. La solución ortogonal Procrustes se calculó mediante el programa que nos proporcionó Robert McCrae.

Análisis

Análisis factorial exploratorio

Al igual que en los dos estudios de referencia se obtuvieron sendas matrices factoriales de 5 y 6 factores mediante rotación oblicua, a partir de los 16 factores primarios del cuestionario. La medida de Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral fue de .71 y el test de esfericidad de Bartlett fue de .71 con un Ji Cuadrado aproximado de 2452.03 (120 gl;  $p < .001$ ). La solución de 5 factores explicó el 61.31% del total de la varianza, (F-I: 19.40%; F-II: 15.62%; F-III: 10.56%; F-IV: 8.59%; F-V: 6.14%). La solución de 6 factores explicó el 67.79% del total de la varianza, (F-I: 19.40%; F-II: 15.62%; F-III: 10.56%; F-IV: 8.59%; F-V: 7.14%; F-VI: 6.48%).

En la Tabla 1 se comparan las matrices factoriales de 5 factores obtenidas en la muestra de normalización española por Russell y Karol (1995) con las del presente estudio. El factor de Ansiedad queda integrado en ambos estudios por los mismos factores de se-

Tabla 1  
Análisis de componentes principales con rotación oblicua del 16PF-5 con 5 factores

	Russell y Karol, 1995 <sup>a</sup>					Presente estudio					Rotación ortogonal procrustes					IC	
	Ans <sup>b</sup>	Ext	Ind	Aut	Dur	Ans	Ext	Ind	Aut	Dur	Ans	Ext	Ind	Aut	Dur		
A Afabilidad	.04	<b>.62</b>	.00	.15	-.30	.08	<b>.74</b>	.12	.18	.23	.15	<b>.72</b>	-.03	.17	-.28	.99	
B Razonamiento	-.28	-.03	-.03	.07	-.01	-.03	-.03	-.20	.34	.25	-.07	-.05	.23	.29	-.28	.27	
C Estabilidad	<b>-.74</b>	.08	.19	.04	.08	<b>-.55</b>	.04	<b>-.43</b>	.11	-.14	<b>-.67</b>	.05	.23	.09	.08	.99	
E Dominancia	.01	.02	<b>.69</b>	.14	-.04	.26	.06	<b>-.86</b>	.15	.09	-.02	.03	<b>.91</b>	.08	.00	.99	
F Animación	.08	<b>.58</b>	.22	-.26	.10	.05	<b>.67</b>	-.21	-.26	.13	.02	<b>.67</b>	.23	-.27	-.09	.96	
G Atención normas	-.23	.03	-.01	<b>.62</b>	.10	-.18	-.08	.16	<b>.71</b>	-.17	-.16	-.09	-.17	<b>.73</b>	.04	.95	
H Atrevimiento	<b>-.45</b>	.35	.35	.01	-.05	-.23	<b>.42</b>	<b>-.48</b>	-.11	.08	-.35	<b>.42</b>	<b>.40</b>	-.15	-.07	.95	
I Sensibilidad	.26	.13	-.23	-.04	<b>-.49</b>	.05	.31	.38	.09	<b>.55</b>	.23	.29	-.26	.05	<b>-.59</b>	.97	
L Vigilancia	<b>.61</b>	-.19	.22	-.10	-.04	<b>.72</b>	-.12	-.09	-.02	-.06	<b>.64</b>	-.14	.29	-.01	.17	.94	
M Abstracción	.36	-.15	-.00	-.35	-.35	.14	-.28	.19	-.38	<b>.65</b>	.26	-.30	-.10	<b>-.46</b>	<b>-.57</b>	.95	
N Privacidad	.21	<b>-.50</b>	.07	-.01	.07	.13	<b>-.66</b>	.03	.11	.17	.13	<b>-.67</b>	.02	.07	-.14	.91	
O Aprensión	<b>.91</b>	.05	-.10	.16	-.10	<b>.47</b>	.19	<b>.46</b>	.26	.25	<b>.61</b>	.17	-.24	.27	-.26	.91	
Q1 Apertura al cambio	.01	-.06	.20	-.21	<b>-.49</b>	-.19	.03	-.24	-.08	<b>.82</b>	-.16	.00	.26	-.21	<b>-.80</b>	.96	
Q2 Autosuficiencia	.06	<b>-.73</b>	.06	-.04	-.20	.05	<b>-.79</b>	-.06	-.07	.12	.02	<b>-.79</b>	.06	-.11	-.06	.98	
Q3 Perfeccionismo	.01	-.03	.16	<b>.66</b>	.07	.09	.00	-.09	<b>.78</b>	-.08	.03	-.02	.16	<b>.78</b>	.00	.99	
Q4 Tensión	<b>.76</b>	-.03	.09	-.09	.00	<b>.84</b>	.01	-.17	-.06	-.13	<b>.72</b>	-.01	<b>.40</b>	-.04	.27	.88	
<i>Índices de congruencia para cada uno de los cinco factores comparando grupos de matrices factoriales</i>																	
Russell y Karol, 1995. x Presente estudio	.90	.98	-.89	.95	-.89												
Presente estudio x Procrustes						.95	1	-.93	.99	-.98							
Russell y Karol, 1995 x Procrustes												.97	.98	.93	.96	.86	.93
<sup>a</sup> Datos de normalización española del equipo I+D de TEA. <sup>b</sup> Los pesos superiores a .40 están en negrita. Ans: Ansiedad; Ext: Extraversión; Ind: Independencia; Aut: Autocontrol; Dur: Dureza; IC: Índice de congruencia.																	

gundo orden con pesos iguales o superiores a .40, C-, L, O y Q4, con la diferencia que en el estudio de normalización español el factor obtiene además un peso elevado, -.45 frente a -.23 en el presente estudio. El factor de Extraversión de ambos estudios, está compuesto por A, F, H, N- y Q2-. Independencia obtiene únicamente un peso elevado en el factor E (.69) en el estudio de normalización española, seguido de .35 en H, en cambio en la matriz del presente estudio los factores con pesos elevados son C, E, H y O (con signos invertidos), y con menor carga I (.38) y Q1 (-.24). Autocontrol obtuvo pesos muy altos en el estudio de referencia de G y Q3, al igual que en el presente estudio y algo menores en M (-.35 frente a -.46). En el quinto y último factor, Dureza, en el primer estudio cargaron I (-.49) y Q1 (-.49), en el presente estudio los mismos factores además de M (-.80), todos con signo contrario al primer estudio.

La comparación de matrices para la estructura de 6 factores del estudio de referencia de Cattell y Cattell (1995) y el nuestro se presenta en la Tabla 2. La matriz del presente estudio de 6 factores reproduce de forma similar la distribución de pesos en los cinco factores anteriores, quedando el sexto factor integrado exclusivamente por B. Resultados parecidos se observan en la matriz de Cattell y Cattell (1995), mientras que ambas matrices son también similares a las informadas por Conn y Rieke (1994, p. 77) obtenidas con el 16PF-5 y la forma A de la versión anterior del 16PF. La matriz de correlaciones de los factores primarios del 16PF-5 está disponible y puede solicitarse al primer autor de este estudio.

*Rotación ortogonal Procrustes e índices de congruencia*

La rotación Procrustes se ha obtenido rotando los ejes de los estudios de referencia con los obtenidos en las matrices de 5 y 6 factores del presente estudio. Como puede verse, en las Tablas 1 y 2 los pesos factoriales tienen el mismo signo que la matriz de referencia. El índice de congruencia es un procedimiento usual en los estudios de replicabilidad factorial y se calcula mediante la siguiente fórmula  $r_c = \sum xy / \sqrt{\sum x^2 \sum y^2}$  (Jensen, 1998). Se considera que la congruencia es óptima cuando el índice es igual o superior a .95. El índice de congruencia total para los 16 factores primarios y secundarios de la matriz de 5 factores es de .93 y se coloca ligeramente bajo el punto de corte, mientras que para la matriz de 6 factores es de .95

En las matrices de 5 factores, en las que se comparan los datos de normalización española con los del presente estudio (Tabla 1), únicamente los factores de Independencia y Dureza no alcanzan el punto de corte óptimo, en cambio los índices de congruencia entre el presente estudio y la rotación Procrustes mejoran y sólo el factor de Independencia (.93) obtiene un índice ligeramente inferior al punto de corte. La congruencia factorial de nuestra matriz con la del estudio de Russell y Karol (1995) muestra junto con Independencia valores bajos en el factor de Dureza. Al obtener los índices de congruencia para cada factor de primer orden se observa que los 5 factores obtuvieron índices inferiores al punto de corte (B, L, N, O y Q4), siendo la congruencia total de .93.

Tabla 2																			
Análisis de componentes principales con rotación oblicua del 16-PF-5 con 6 factores																			
Cattell y Cattell, 1995							Presente estudio						Rotación ortogonal procrustes						
	Ext <sup>a</sup>	Ans	Aut	Ind	Dur	Raz	Ext	Ans	Aut	Ind	Dur	Raz	Ext	Ans	Aut	Ind	Dur	Raz	IC
A Afabilidad	<b>.74</b>	.07	.14	-.06	-.35	-.04	<b>.73</b>	.07	.18	.05	.28	-.01	<b>.69</b>	.15	.12	.00	-.37	.01	.99
B Razonamiento	.01	.01	-.06	-.01	.02	<b>.90</b>	-.02	-.13	-.02	-.07	.00	<b>-.93</b>	-.04	.02	-.02	.04	.00	<b>.94</b>	1
C Estabilidad	.05	<b>-.70</b>	.09	.15	.15	.17	.03	<b>-.53</b>	.14	<b>-.45</b>	-.14	.06	.09	<b>-.62</b>	.20	.26	.12	.06	.96
E Dominancia	.05	.05	.09	<b>.87</b>	.00	.00	.02	.26	.10	<b>-.87</b>	.06	-.15	.05	.06	.14	<b>.90</b>	.09	.14	.98
F Animación	<b>.70</b>	.19	-.39	.23	.12	-.16	<b>.66</b>	.04	-.31	-.20	.09	-.07	<b>.67</b>	.04	-.30	.20	-.05	.08	.92
G Atención normas	.02	-.10	<b>.78</b>	-.21	.09	.01	-.09	-.16	<b>.79</b>	.06	-.06	.10	-.10	-.13	<b>.78</b>	-.12	-.12	-.08	.94
H Atrevimiento	<b>.44</b>	-.20	.00	<b>.43</b>	-.05	-.03	.39	-.19	-.02	<b>-.55</b>	.14	.24	<b>.43</b>	-.33	.00	<b>.49</b>	-.09	-.17	.97
I Sensibilidad	.13	.09	.03	-.19	<b>-.75</b>	-.02	.30	.04	.11	.30	<b>.59</b>	-.03	.23	.17	-.02	-.17	<b>-.66</b>	.00	.98
L Vigilancia	-.15	<b>.57</b>	-.06	.31	.05	<b>-.48</b>	-.12	<b>.74</b>	.05	-.11	.00	.18	-.14	<b>.63</b>	.04	.29	.10	-.30	.96
M Abstracción	-.22	.20	<b>-.58</b>	.21	-.39	-.22	-.30	.14	-.30	.13	<b>.68</b>	.13	-.35	.14	<b>-.44</b>	.06	<b>-.57</b>	-.18	.93
N Privacidad	<b>-.67</b>	-.04	-.04	.03	.17	-.18	<b>-.66</b>	.11	.05	.06	.12	-.21	<b>-.68</b>	.12	.01	.02	-.07	.17	.80
O Aprensión	.21	<b>.76</b>	.12	-.29	-.20	.08	.20	<b>.45</b>	.24	<b>.41</b>	.29	-.10	.12	<b>.59</b>	.14	-.23	-.36	.00	.95
Q1 Apertura al cambio	-.18	-.24	-.26	<b>.49</b>	<b>-.68</b>	.17	-.01	-.19	-.06	-.33	<b>.82</b>	-.07	-.04	-.22	-.19	<b>.43</b>	<b>-.74</b>	.10	.98
Q2 Autosuficiencia	<b>-.81</b>	.07	.04	.10	-.22	.01	<b>-.80</b>	.07	.01	-.08	.15	.15	<b>-.80</b>	-.03	-.02	.15	-.05	-.18	.94
Q3 Perfeccionismo	-.11	.17	<b>.82</b>	.23	-.07	-.12	-.01	.09	<b>.79</b>	-.17	-.02	-.08	-.03	.09	<b>.79</b>	.16	-.10	.07	.97
Q4 Tensión	.03	<b>.86</b>	-.05	.28	.19	.23	.02	<b>.83</b>	-.09	-.13	-.14	-.05	.00	<b>.75</b>	-.07	<b>.30</b>	.26	-.09	.93

  

Índices de congruencia para cada uno de los seis factores comparando grupos de matrices factoriales																			
Cattell y Cattell, 1995 x Presente estudio	.98	.94	.95	-.89	-.91	-.77													
Presente estudio x Procrustes							.99	.96	.98	-.94	-.96	-.97							
Cattell y Cattell, 1995 x Procrustes													.98	.97	.98	.98	.93	.81	.95

<sup>a</sup> Los pesos superiores a .40 están en negrita.  
Ext: Extraversión; Ans: Ansiedad; Aut: Autocontrol; Ind: Independencia; Dur: Dureza; Razo: Razonamiento; IC: Índice de congruencia.

La congruencia con las matrices de 6 factores obtenidas por Cattell y Cattell (1995) sólo muestra índices óptimos en Extraversión (.98) y Autocontrol (.95), en cambio la congruencia con la matriz Procrustes es mejor, siendo Independencia el único factor que obtiene un índice ligeramente por debajo de .95. Los índices de congruencia entre el estudio original de referencia y la matriz Procrustes, indican que Dureza, y sobretudo Razonamiento, son los menos congruentes. Los índices para los 16 factores indican que F, G, M, N y Q2 son los más bajos, aunque la congruencia total de los factores de primer y segundo orden alcanza el punto de corte óptimo.

### Discusión

Aunque las propiedades psicométricas del 16PF y del resto de los cuestionarios de Cattell, han sido motivo de críticas, alguna de las cuales se han citado en la sección introductoria (Eysenck, 1986), la quinta edición del 16PF mejoró sensiblemente su validez y fiabilidad respecto a las anteriores. La nueva redacción de más del 75% los ítems así como la eliminación de los cómputos de la opción B, excluyendo Razonamiento del formato de respuesta, ha contribuido por un lado a clarificar el contenido del cuestionario repercutiendo positivamente en la mejora de la coherencia y consistencia de las respuestas (Conn y Rieke, 1994). Por otra parte, y al mejorar sensiblemente la fiabilidad de los factores de primer orden, también ha mejorado la consistencia factorial de la estructura de 5 factores de segundo orden. Tanto en la solución de 5 como en la de 6 factores la varianza explicada es superior al 60% y las medidas de adecuación a la muestra también son aceptables.

Podría ponerse en entredicho la inclusión del factor B de Razonamiento en las matrices factoriales dado que es teórica y empíricamente evidente que este factor no se relaciona con la personalidad. La prueba de ello es que B no carga sustancialmente en ninguno de los 5 factores secundarios, y en la solución de 6 factores únicamente la escala de Suspiciencia (L), obtiene una carga importante en el estudio de referencia aunque no en el actual (Cattell y Cattell, 1995). En este estudio, el peso de L en el factor de Razonamiento es positivo, aunque de baja magnitud. No obstante, es difícil encontrar una explicación para la relación entre L y B. En todo caso, parece plausible asumir que una relación negativa entre ambas variables podría deberse al intento de control de ansiedad inherente a las puntuaciones bajas en L. Recuérdese que L correlaciona negativamente con el Índice de Manipulación de Imagen

(Conn y Rieke, 1994), por lo que el peso factorial de L en el factor B en este estudio podría explicarse por las características de anonimato de la muestra empleada. Conn y Rieke (1994), tampoco encontraron correlaciones entre el factor B y las facetas y dimensiones del NEO-PI-R.

El análisis de las estructuras de 5 factores obtenidas por Russell y Karol (1995) en muestras españolas y las del presente estudio muestran que los factores más parecidos son el de Extraversión y Autocontrol, aunque los tres restantes se sitúan sobre .90. Si se comparan los índices de congruencia entre la matriz del presente estudio y la Procrustes, los índices mejoran ligeramente e incluso si se compara la matriz de los datos de normalización española y la Procrustes los índices también mejoran con relación a ambos estudios, por lo que se puede concluir que la rotación Procrustes permite apreciar mejores congruencias. No obstante y a pesar de algunas diferencias entre estos métodos, la replicabilidad de la estructura de 5 factores resulta aceptable. Respecto a la estructura de 6 factores la comparación entre las matrices factoriales del estudio de referencia de Cattell y Cattell (1995) y la del presente estudio indica que Extraversión, Ansiedad y Autocontrol obtienen congruencias óptimas, mientras Independencia y Dureza se sitúan sobre un índice de .90. El factor de Razonamiento obtiene un índice bajo. Si comparamos las matrices del estudio actual con la rotación Procrustes los índices mejoran sensiblemente, al igual que en la solución de 5 factores. La comparación de la matriz original de referencia con la rotación Procrustes también ofrece mejores índices de referencia que al comparar la estructura de referencia con la actual. En la solución de 6 factores el factor B resulta más congruente que en la estructura de 5 factores, indicando que si se incluye B en los análisis factoriales es necesario un factor adicional. En cualquier caso, no resulta necesario incluir B en las matrices factoriales, aunque cuando no se incluye la matriz de 5 factores no varía sustancialmente.

Los resultados de este estudio corroboran la replicabilidad de los factores de segundo orden del 16PF-5 en muestras españolas al tiempo que refuerzan su validez de constructo de acuerdo con los cinco factores propuestos por los autores. La adaptación española de la quinta versión del 16PF se hacía necesaria dado que este cuestionario continúa siendo a pesar de los años, uno de los más utilizados por los psicólogos. La mejora de las propiedades psicométricas del instrumento y la replicabilidad de su estructura de segundo orden en una muestra normalizada de sujetos anónimos y voluntarios apoya la vigencia de este instrumento clásico para la evaluación de la personalidad.

### Referencias

- Allport, G.W. y Odbert, H.S. (1936). Trait names, a psycholexical study. *Psychological Monographs*, 47, 1-171.
- Aluja, A. y Blanch (2002). Análisis descriptivo y comparativo del 16PF-5 en muestras americanas y españolas. *Boletín de Psicología*, 74, 27-38.
- Aluja, A., García, O., L.F. García y Seisdedos, N. (en prensa). Invariance of the «NEO-PI-R» factor structure across exploratory and confirmatory factor analyses. *European Journal of Psychological assessment*.
- Aluja, A., García, O. y L.F. García (2002). A comparative study of Zuckerman's three structural models for personality through the NEO-PI-R, ZKPQ-III-R, EPQ-R and Goldberg's 50-bipolar adjectives. *Personality and Individual Differences*, 33, 713-725.
- Angleitner, A., Osterndorf, F. y John, O.P. (1990). Towards taxonomy of personality descriptors in German, a psycho-lexical study. *European Journal of Psychology*, 4, 89-118.
- Argentero, P. (1989). Second-order factor structure of Cattell's 16 personality factor questionnaire. *Perceptual and Motor Skills*, 68, 1.043-1.047.
- Baumgarten, F. (1933). Die Charaktereigenschaften (The character traits). En Bern, A. Francke (Ed.) *Beitraege zur Charakter-und Persoenlichkeitsforschung* (Whole nº 1).
- Bernstein, L.H. y Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: Spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin*, 105, 467-477.

- Borgatta, E.F. (1964). The structure of personality characteristics. *Behavior Science*, 12, 8-17.
- Cattell, R.B. y Cattell, H.E.P. (1995). Personality structure and the new fifth edition of the 16PF. *Educational and Psychological Measurement*, 6, 926-937.
- Cattell, R.B., Cattell, A.K. y Cattell, H.E.P. (1993). *Sixteen Personality Factor Questionnaire. Fifth Edition*. Champaign, IL: Institute for Personality and Ability Testing, Inc.
- Cattell, R.B. y Kline, P. (1977). *The scientific analysis of personality and motivation*. Academic Press, Inc. Limited.
- Cattell, R.B. y Krug, S.E. (1986). The number of factors in the 16PF: A review of evidence with special emphasis on methodological problems. *Educational and Psychological Measurement*, 46, 509-522.
- Cattell, R.B. (1946). *The description and measurement of personality*. Yonkers-on-Hudson, NY: World.
- Cattell, R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 2, 140-161.
- Cattell, R.B. (1986). The 16PF personality structure and Dr. Eysenck. *Journal of Social Behavior and Personality*, 1(2), 153-160.
- Conn, S.R. y Rieke, M.L. (1994). *The 16PF Fifth Edition technical manual*. Champaign, IL: Institute for Personality and Ability Testing, Inc.
- Costa, P.T. y McCrae, R.R. (1992d). *NEO-PI-R. Professional Manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Eysenck, H.J. (1979). *The Structure and Measurement of Intelligence*. New York: Springer-Verlag.
- Eysenck, H.J. (1986). Can personality study ever be scientific? *Journal of Social Behavior and Personality*, 1, 3-19.
- Fiske, D.W. (1949). Consistency of the factorial structures of personality ratings from different sources. *Journal of Abnormal Social Psychology*, 44, 329-344.
- García, O., Aluja, A. y García, L.F. (en prensa). The factorial structure of the transparent 50-markers for the big five in Spanish language: Preliminary study. *European Journal of Psychological Assessment*.
- Goldberg, L.R. (1992). The development of markers for the big five factor structure *Psychological Assessment*, 4 (1), 26-42.
- Gorsuch, R.L. (1983). *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Guadagnoli, E. y Velicer, W.F. (1991). A comparison of pattern matching indices. *Multivariate Behavioral Research*, 26, 323-343.
- Hofer, S.M., Horn, J.L. y Eber, H.W. (1997). A robust five-factor structure of the 16PF: Strong evidence from independent rotation and confirmatory factorial invariance procedures. *Personality and Individual Differences*, 23, 247-269.
- Horn, J.L. (1967). On subjectivity in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 27, 811-820.
- Horn, J.L. y Knapp, J.R. (1973). On the subjective character of the empirical base of Guilford's Structure-Of-Intellect Model. *Psychological Bulletin*, 80, 33-43.
- Jackson, D.N. (1984). *Personality Research Form manual* (3<sup>rd</sup> Edition). Port Huron, MI: Research Psychologist Press.
- Jackson, D.N., Paunonen, S.V., Fraboni, M. y Goffin, R.D. (1996). A Five-Factor versus six-factor model of personality structure. *Personality and Individual Differences*, 20(1), 33-45.
- Jensen, A. (1998). *The g factor*. London: Praeger.
- John, O.P., Angleitner, A. y Ostendorf, F. (1988). The lexical approach to personality, a historical review of trait taxonomic research. *European Journal of Personality*, 2, 171-205.
- Karson, S. y O'Dell, J.W. (1974). Is the 16PF factorially valid? *Journal of Personality Assessment*, 38, 104-114.
- Klages, L. (1932). *The science of character*. Londres: George Allen and Unwin.
- Kline, P. (1994). *An easy guide to Factor Analysis*. Londres: Routledge.
- Krug, S.E. y Johns, E.F. (1986). A large scale cross-validation of second-order personality structure defined in the 16PF. *Psychological Reports*, 59, 683-693.
- Lluís Font, J.M. (2002). Personalidad: esbozo de una teoría integradora. *Psicothema*, 14(4), 693-701.
- McCrae, R.R. y Costa, P.T. Jr. (1989). 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. (1985). Comparison of EPI and psychoticism scales with measures of the five-factor model of personality. *Personality and Individual Differences*, 6, 587-597.
- McCrae, R.R., Zonderman, A.B., Costa, P.T., 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.
- Muthén, B.O. y Kaplan, D. (1985). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38, 171-189.
- Norman, W.T. (1963). Toward an adequate taxonomy of personality attributes, replicated factor structure in peer nomination personality ratings. *Journal of Abnormal Social Psychology*, 66, 574-583.
- Norman, W.T. (1967). *2800 personality trait descriptors, normative operating characteristics of a university population*. Department of Psychology. University of Michigan. Michigan: Ann Arbor.
- Norman, W.T. (1969). «To see ourselves as others see us!»: Relations among self-perceptions, peer-perceptions, and expected peer-perceptions of personality attributes. *Multivariate Behavioral Research*, 4, 417-443.
- Paunonen, S., Jackson, D.N., Trzebinski, J. y Forsterling, F. (1992). Personality structure across cultures: A multimethod evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 447-456.
- Paunonen, S.V. (1997). On chance and factor congruence following Orthogonal Procrustes Rotation. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 33-59.
- Peabody, D. y Goldberg, L.R. (1987). *Variance and invariance in personality structures, determinants of factors derived from trait adjectives*. Oregon Procrustes Institute: Eugene.
- Romero, E., Luengo, M.A., Gómez-Fraguela, J.A. y Sobral, J. (2002). La estructura de los rasgos de personalidad en adolescentes: El modelo de cinco factores y los cinco alternativos. *Psicothema*, 14(1), 134-143.
- Russel, M. y Karol, D. (1994). *16PF Fifth Edition. Administrator manual. 2<sup>nd</sup> Edition*. Institute for Personality and Ability Testing, Inc.
- Russel, M. y Karol, D. (1995). *16PF-5. Manual*. Publicaciones de Psicología Aplicada. Serie menor nº 228. Madrid: TEA Ediciones, S.A.
- Sánchez-Bernardos, M.L. (1995). Las cinco dimensiones básicas de la personalidad. En M.D. Avia y M.L. Sánchez-Bernardos (Eds.). *Personalidad, aspectos cognitivos y sociales*. Madrid: Pirámide.
- 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.
- Skinner, H.A., Jackson, D.N. y Rampton, G.M. (1976). The Personality Research Form in a Canadian context: Does language make a difference? *Canadian Journal of Behavioral Science*, 8, 156-168.
- Tupes, E.C. y Christal, R.E. (1961). Recurrent personality factors based on trait ratings. *USAF ASD Technical Reports*, 61-97.
- Vassend, O. y Skrondal, A. (1996). Factor analytic studies of the NEO personality inventory and the five-factor model: The problem of high structural complexity and conceptual indeterminacy. *Personality and Individual Differences*, 19(2), 135-147.
- Watkins, D. (1989). The role of confirmatory factor analysis in cross-cultural research. *International Journal of Psychology*, 24, 685-701.
- Wiggins, J.S. (1979). A psychological taxonomy of trait-descriptive terms, the interpersonal domain. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 395-412.
- Wrigley, C.S. y Neuhaus, J.O. (1955). The matching of two sets of factors. *American Psychologist*, 10, 418-419.