

Características psicométricas del cuestionario de personalidad BFQ-NA (Big Five Questionnaire - Niños y Adolescentes)

Gloria Soto, Carmen Ferrándiz, Marta Sáinz, Mercedes Ferrando, María Dolores Prieto, Rosario Bermejo y Daniel Hernández
Universidad de Murcia

Con el presente trabajo se pretende estudiar principalmente, la consistencia y estructura interna del Cuestionario de Personalidad Big Five para una muestra de alumnos de Educación Secundaria Obligatoria. En el trabajo han participado 679 alumnos (46.7% chicos, 53.3% chicas) cuyas edades oscilan entre 12 y 16 años de edad, pertenecientes a diferentes colegios de Alicante. Los datos apuntan a que el cuestionario Big Five presenta una estructura de cinco factores (Amabilidad, Extraversión, Conciencia, Apertura e Inestabilidad emocional) que se corresponden con los propuestos en el modelo teórico del que parte el instrumento. Además, existe una buena consistencia interna entre la mayoría de los ítems que componen el instrumento BFQ-NA.

Palabras clave: Personalidad, BFQ-NA, adolescentes.

Psychometrical characteristics of personality questionnaire BFQ-NA (Big Five Questionnaire - Children and Adolescents). With the present work we try to study principally, the consistency and internal structure of the Questionnaire of Personality Big Five for children and adolescents. In the work there have taken part 679 pupils (46.7 % boys, 53.3 % girls) of Secondary Obligatory Education whose ages range between 12 and 18 years old, belonging to different schools of Alicante. The information points out that the questionnaire Big Five presents a structure of five factors (Openness, Conscientiousness, Extraversion, Agreeableness and Neuroticism) that are related to those proposed in the theoretical model of the instrument. Also, a good internal consistency exists between the majority of the items that compose the instrument BFQ-NA.

Keywords: Personality, BFQ-NA, adolescents.

La teoría de los rasgos de personalidad tiene una larga trayectoria cuyo objetivo ha sido buscar y explicar la estructura y las dimensiones básicas de la misma. La mayoría de los estudios se centran en las dos grandes corrientes teóricas: una, establece que la personalidad consta de tres dimensiones (extraversión, neuroticismo y psicoticismo), de la cual Eysenck (1952) fue su mayor defensor; la otra, añade a los factores de extraversión y neuroticismo tres dimensiones más: conciencia, amabilidad y apertura. Es-

te modelo es conocido como el de los Cinco Factores (*Five Factor Model*, Costa y McCrae, 1992; Goldber, 1992; McCrae y Costa, 1999).

Dentro de la teoría de los cinco grandes, uno de los principales objetivos de investigación ha sido el estudio de las características psicométricas de los instrumentos de evaluación de la personalidad. En concreto, el cuestionario de los cinco grandes BFQ (*Big Five Questionnaire*) y su versión para niños y adolescentes (BFQ-C; *Big Five Questionnaire-Children*) han sido utilizados en diversos trabajos.

Una de las primeras investigaciones fue la realizada por Barbaranelli, Caprara, Rabbasca, y Pastorelli (2003), quienes estudia-

ron la estructura de personalidad en niños italianos de 9 a 14 años con el BFQ-C (*Big Five Questionnaire-Children*) a través de distintos informantes (niños, padres y profesores). Los datos indicaron que el cuestionario presentó una adecuada validez convergente-discriminante con los tres factores del *Cuestionario de Personalidad para Niños* de Eysenck (EPQ-J; Eysenck y Eysenck, 1986). Los resultados mediante el análisis factorial exploratorio revelaron una estructura de cinco factores: energía/extraversión, amabilidad, responsabilidad, inestabilidad emocional e intelecto/apertura. Además, los factores intelecto/apertura y responsabilidad resultaron significativamente predictivos del rendimiento académico. No obstante, los autores informan que en las soluciones factoriales halladas, y considerando el contenido de los ítems, los factores de intelecto/apertura y responsabilidad se mostraron menos diferenciados entre sí, especialmente en la muestra de niños más pequeños (Barbaranelli et al., 2003).

A resultados semejantes llegan Muris, Meesters y Diederer (2005), quienes administraron el BFQ-C a una muestra de 222 adolescentes alemanes. Los resultados mostraron índices de fiabilidad adecuados (alfa de Cronbach desde 0,71 a 0,83), y se evidenció la estructura factorial (mediante análisis factorial exploratorio) y de validez convergente-discriminante con el EPQ-J (Eysenck y Eysenck, 1986). Sin embargo, los autores encontraron problemas semejantes a los ya informados por Barbaranelli et al. (2003) con el factor intelecto/apertura, donde un 38,5% de los ítems correspondientes a esta dimensión no obtuvieron una carga satisfactoria.

En esta misma línea, Carrasco, Holgado y Del Barrio (2005) estudiaron las propiedades psicométricas del BFQ-N en una muestra de 852 niños españoles con edades comprendidas entre los 8 y los 15 años. Los resultados fueron satisfactorios, tanto para la fiabilidad (alfa de Cronbach entre 0,78 y 0,88; test-retest entre 0,62 y 0,84), como para la evidencia de estructura factorial mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. El Análisis Factorial Exploratorio (EFA) y el

Análisis Confirmatorio (CFA) informaron de una estructura de cinco factores correspondiente al Modelo de los Cinco Grandes. Asimismo, las correlaciones entre diversas medidas de ajuste emocional mostraron clara evidencia de validez convergente.

En suma, se puede decir que, a juicio de los autores, el análisis de la dimensionalidad del BFQ-N en población infantil ha mostrado una estructura de cinco factores que es viable y adecuada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios niños. Estos datos están en consonancia con los hallados por otros autores, quienes ponen de manifiesto que los cinco factores son una buena representación de la estructura de personalidad infantil y adolescente (Barbaranelli et al., 2003; Goldberg, 2001; Markey et al., 2002).

Sin embargo, Carrasco et al. (2005) señalan algunas puntualizaciones: primera, el factor apertura agrupó principalmente elementos de contenido escolar referidos a la competencia o el intelecto mostrando una elevada proximidad al factor conciencia; segunda, los ítems relacionados con la fantasía, originalidad o creatividad, propios de la dimensión de apertura, se agruparon en el factor de extraversión. Como indican Barbaranelli et al. (2003) esta ruptura del factor apertura responde a la distinción entre el componente de control o inhibitorio (conciencia) y el componente expresivo (extraversión) comprendidos en la dimensión de apertura. Las correlaciones entre los factores de amabilidad con los de conciencia y extraversión, a través del análisis del contenido de los ítems, muestran algunos denominadores conceptuales comunes entre estas dimensiones: el sentido del deber y la responsabilidad (conciencia) y el gregarismo o la sociabilidad (extraversión), que se vinculan en gran medida con la sensibilidad hacia los demás, el altruismo y la prosocialidad.

Otro trabajo, realizado por Edo, Moya, Lores, Luelmo, Ibáñez y Ortet (2003), tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas del BFQ-N en una muestra de 335 estudiantes de ESO. El análisis factorial mostró una estructura de cinco factores que

se correspondían con las dimensiones de neuroticismo, extraversión, apertura, responsabilidad o conciencia y amabilidad propuestas en el modelo de Cinco Factores (Costa y McCrae, 1992; Goldberg, 1992). Además, las escalas de neuroticismo, extraversión, apertura, responsabilidad y amabilidad mostraron índices de consistencia interna adecuados. Finalmente, las escalas de neuroticismo, extraversión, responsabilidad y amabilidad correlacionaron de forma adecuada con las escalas correspondientes del NEO-PI-RJ. Sin embargo, la escala de apertura del BFQ-N mostró una relación más elevada con la escala de responsabilidad que con la escala de apertura del NEO-PI-RJ. Este resultado no parece atribuible a una deficiente adaptación al castellano del BFQ-C, sino que más bien podría ser atribuible al propio cuestionario original (Edo et al., 2003).

Recientemente, Cupani y Ruarte (2008) han realizado un estudio sobre las propiedades psicométricas del Cuestionario de los Cinco Factores para Niños (BFQ-C) en una muestra de 598 adolescentes argentinos entre 13 y 15 años. Los resultados mostraron una solución de cinco factores como la más adecuada. Sin embargo, varios de los ítems presentaron cargas factoriales en dos o más factores, generando una estructura factorial compleja, muy similar a la hallada en otros trabajos (Barbaranelli et al., 2003; Carrasco et al., 2005; Muris et al., 2005). Con respecto a la fiabilidad, el BFQ-C demostró poseer una aceptable consistencia interna (alfa de Cronbach entre 0,70 y 0,78), y estabilidad temporal (r de Pearson entre 0,71 y 0,84).

Una vez analizados los trabajos que han estudiado la estructura interna y fiabilidad del cuestionario de los Cinco Grandes BFQ en niños y adolescentes, entendemos que la taxonomía de los cinco grandes constituye una herramienta fundamentada y viable para la descripción de la personalidad infantil, pero dados los resultados a los que algunos autores llegan sobre la agrupación de los elementos de este modelo en los niños, no coincidente siempre con una estructura de cinco factores propuesta por los autores (McCrae y Costa, 1999).

El objetivo de nuestro trabajo consiste en analizar la estructura y consistencia interna del cuestionario de personalidad BFQ-NA (*Big Five Questionnaire- Niños y Adolescentes*) en una muestra de alumnos de Educación Secundaria Obligatoria, así como estudiar la existencia de diferencias estadísticamente significativas en personalidad en función del sexo y el nivel educativo, de los participantes en la investigación.

Método

Participantes

La muestra de participantes estuvo compuesta por 679 alumnos (46,7% chicos, 53,3% chicas) con edades comprendidas entre los 12 y 16 años y pertenecientes a 1º (31,5%), 2º (26,5%), 3º (23,4%) y 4º (18,6%) de Educación Secundaria Obligatoria, procedentes de tres centros concertados de la provincia de Alicante, que fueron seleccionados mediante un muestreo por conglomerados de carácter incidental. Las características de los centros abarcan el rango típico.

Instrumento

Todos los alumnos participantes cumplieron el BFQ-NA –*Big Five Questionnaire* para niños y adolescentes (Barbaranelli, Caprara, y Rabasca, 1998; traducción al castellano de Del Barrio, Carrasco y Holgado, 2006)–. El cuestionario consta de 65 ítems, 13 por escala con cuatro posibles respuestas graduadas de 5 a 1 (5: casi siempre; 4: muchas veces; 3: algunas veces; 2: pocas veces; 1: casi nunca). El objetivo es evaluar las cinco dimensiones de la personalidad: Conciencia (evalúa la autonomía, el orden, la precisión y el cumplimiento de normas y compromisos); Amabilidad (entendida como la preocupación y sensibilidad hacia los otros y sus necesidades); Inestabilidad emocional (referida a los sentimientos de ansiedad, depresión, descontento o ira); Extraversión (hace referencia a aspectos tales como la creatividad, entusiasmo, asertividad y autoconfianza) y Apertura (valora tanto aspectos intelectuales, prin-

cialmente de tipo escolar, como intereses culturales, fantasía, creatividad e interés en otras gentes y culturas).

Procedimiento

En primer lugar, una vez seleccionados los sujetos que constituyen la muestra inicial, se procedió a la aplicación del BFQ-NA. Se aplicó de forma grupal y dentro del aula, cumplimentándolo individualmente y en una sesión de treinta minutos de duración dentro del horario lectivo.

Una vez realizada la recogida de datos, se procedió a su corrección, codificación y análisis estadístico. Finalmente, se extrajeron y valoraron los resultados obtenidos (Soto, 2009).

Resultados

Análisis de los ítems

En este apartado se presentará un análisis descriptivo de los ítems del BFQ-NA con objeto de profundizar en el estudio de la dispersión o dificultad (nivel de trazo) y la validez de los ítems. A partir de los índices de dispersión asociados al nivel de trazo o dificultad exigida en las respuestas, se avanza para el estudio de la validez interna.

Un primer aspecto a valorar es que en todos los ítems que componen el cuestionario BFQ-NA (Barbaranelli, Caprara y Rabasca, 1998) se encuentra una distribución de sujetos ocupando todos los valores de la escala, es decir, una amplitud de respuesta de uno a cinco. Sin embargo, es importante señalar que, algunos ítems tienen pocos sujetos puntuando en el nivel máximo de la escala (puntuación 5, casi siempre), aunque dado que la escala en el cuestionario está invertida, dicha puntuación haría referencia al nivel mínimo de la conducta valorada. En este caso se contabilizan 12 ítems en que la respuesta 5 es seleccionado por un porcentaje inferior al 1%.

Tomando como referencia la mediana y la media se verifica que los valores se sitúan entre el 2 y el 4, aunque en la mayoría de las situaciones cerca de 3 puntos. Las situaciones más extremas ocurren en los ítems 6 (estoy

de mal humor), 8 (discuto acaloradamente con los demás), 17 (me peleo con los demás) y 31 (estoy triste), en que estos valores se sitúan en el valor 4 (pocas veces). Como consecuencia, algunos de estos ítems (6 y 31) presentan también una menor dispersión de resultados, lo que está representado en términos de intervalo intercuartílico y de desviación típica. La situación menos favorable en términos de dispersión está representada por los ítems 19 (me gusta estar en compañía de otros), 40 (me gusta hablar con los otros), 59 (me gustaría mucho viajar y conocer el modo de vida de otros pueblos) y 63 (soy muy alegre y vivaz) pues su media y su mediana se sitúan en la puntuación 1 de la escala.

En suma, se puede concretar que los datos recogidos en la dispersión de los resultados en los 65 ítems de la escala son globalmente positivos, porque la mayoría de las respuestas se sitúan en un valor intermedio de la escala de 1 a 5 puntos y la variabilidad de la escala se sitúa en torno a dos puntos.

Tanto los índices estandarizados de asimetría como de curtosis estuvieron incluidos en el intervalo (-2; 2), propio de una distribución normal.

Análisis de la estructura interna del BFQ-NA

Comenzando los análisis para el estudio de la validez de los ítems, en primer lugar, es importante verificar a qué dimensión de la escala pertenece cada uno de los ítems que la componen. Se trata de verificar empíricamente la estructura propuesta por la teoría y el manual de la escala original.

La medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fue de ,887, lo que indicó una buena adecuación de los datos para la realización del análisis factorial. Además, el test de esfericidad de Bartlett fue significativo al nivel de ,000 ($\chi^2=11958,279$; $df=2080$), mostrando que hubo nivel de correlación suficiente entre las variables para el empleo del análisis factorial. La comunalidad de los ítems de la escala osciló entre ,340 y ,756.

Por tanto, los datos fueron sometidos a un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante mínimos cuadrados generalizados co-

mo método de estimación y rotación promax. De este análisis surgieron 15 factores con *eigenvalue* igual o superior a 1 explicando el 46,82% de la varianza de los ítems.

Dada la propuesta teórica bajo la que se asienta el instrumento, los índices de los valores propios, y su representación gráfica, se decidió considerar los cinco primeros factores con valores propios (*eigenvalues*) superiores a uno, que explicaron en su conjunto el 34,44% de la varianza de los ítems. En la tabla 1 se muestra la estructura factorial de la escala, haciendo una rotación promax y una supresión de los índices de saturación más reducidos (el punto de corte saturación se quedó en ,30). En dicha tabla se presenta también la varianza de los ítems explicada por los cinco factores identificados (h^2 o comunalidad).

En relación a los datos, se observó que el primer factor, con *eigenvalue* igual a 10,815 explicó el 15,88% de la varianza total por medio de 14 ítems: 7 (Trabajo mucho y con ganas), 48 (Me gusta tener todas las cosas del colegio ordenadas), 3 (Hago las cosas con atención y sin distraerme), 22 (En clase me concentro en las cosas que hago), 65 (Cumpro con mis obligaciones), 53 (Solo juego después de haber terminado los deberes), 37 (Mi habitación esta ordenada), 44 (Cuando empieza algo tengo que terminarlo a toda costa), 20 (Pongo mucho empeño en las cosas que hago), 25 (Cuando he terminado los ejercicios, los repasos muchas veces para ver si los he hecho bien), 28 (Respeto las reglas y el orden), 39 (Cuando quiero hacer algo no me entretengo y lo hago rápido), 55 (Me gusta hacer bromas), 18 (Cuando el profesor pregunta respondo bien). Sus cargas factoriales fueron de ,364 a ,800. Este factor se relacionó con la conciencia o responsabilidad, y los ítems que presentaron mayor saturación están referidos a autodisciplina y a deliberación (ítems 3, 7 y 22), a orden (ítem 48) y al sentido del deber (ítems 53 y 65).

El segundo factor, con *eigenvalue* igual a 4,87 explicó el 6,46% de la varianza total. Este factor reunió 13 ítems: 64 (Dejo que los demás usen mis cosas), 32 (Me comporto

con los demás con mucha amabilidad), 27 (Trato a mis compañeros afectuosamente), 51 (Trato bien incluso a las personas que me son antipáticas), 60 (Pienso que las otras personas son buenas y honradas), 45 (Si un compañero de clase tiene dificultades le ayudo), 13 (Me doy cuenta cuando los demás necesitan mi ayuda), 11 (Soy correcto y honrado con los demás), 16 (Me gusta hacer regalos), 47 (Me fío de los demás), 21 (Si alguien me hace una faena le perdono), 38 (Respondo a otras personas con educación), 12 (Aprendo fácilmente las cosas que estudio en el colegio), con cargas factoriales que oscilan desde ,32 a ,60. Este factor se relacionó con amabilidad, y los ítems que presentaron mayor carga de saturación estaban referidos a la sociabilidad (ítems 64 y 32).

El tercer factor, con *eigenvalue* igual a 3,88 explicó el 5,60% de la varianza a través de 12 ítems: 15 (Me enfado con facilidad), 49 (Pierdo las calma con facilidad), 6 (Estoy de mal humor), 29 (Me ofendo fácilmente), 4 (Me pongo nervioso por tonterías), 41 (Tengo poca paciencia), 17 (Me peleo con los demás), 8 (Discuto acaloradamente con los demás), 58 (Lloro), 61 (Me preocupan cosas sin importancia), 54 (Hago las cosas precipitadamente), 31 (Estoy triste). Sus cargas factoriales fueron de ,317 a ,829. Este factor se relacionó con inestabilidad emocional, y los ítems que presentaron mayor carga factorial se referían a aspectos propios de la dimensión, tales como ira (ítems 15 y 29), impaciencia (ítem 49), ansiedad (ítem 4), irritabilidad (ítem 8) y tristeza (ítems 31 y 58).

El cuarto factor, con *eigenvalue* igual a 3,16 explicó el 4,24% de la varianza de los ítems. Este factor integró 12 ítems: 63 (Soy muy alegre y vivaz), 40 (Me gusta hablar con los otros), 31 (Estoy triste), 57 (Hago amistad fácilmente), 19 (Me gusta estar en compañía de otros), 14 (Me gusta mucho moverme y estar activo), 26 (Digo lo que pienso), 35 (Hago cualquier cosa para no aburrirme), 23 (Me resulta fácil decir a los demás lo que pienso), 1 (Tengo ganas de ver a otras personas), 50 (Cuando hablo, los demás me escuchan y hacen lo que yo digo),

Tabla 1. *Matriz de componentes rotados.*

Ítems	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	h ²
7	,800					,739
48	,741					,693
3	,699					,669
22	,695					,717
65	,692					,676
53	,659					,560
37	,547					,480
44	,488					,512
20	,482					,611
25	,455					,463
28	,425	,383				,652
39	,423					,382
55	-,412			,379		,518
18	,364					,516
56						,343
52						,501
34						,477
64		,600				,550
32		,570				,660
27		,560				,571
51		,525				,508
60		,519				,553
45		,486				,507
13		,478				,540
11		,455				,516
16		,438				,435
47		,430				,553
21		,426				,340
38	,342	,413				,640
2		,325				,439
59						,409
36						,390
15			,829			,740
49			,753			,764
6			,680			,681
29			,656			,558
4			,589			,556
41			,546			,534
17			,532			,584
8			,517			,537
58		,344	,493			,693
61			,463			,483
54			,317			,401
63				,671		,714
40				,630		,676
31			,489	-,517		,756
57				,510		,524
19		,300		,500		,575
14				,441		,455
26				,428		,505
35				,378		,366
23				,333		,535
1				,310		,376
50				,307		,438
42				,304		,428
62					,754	,731
30					,649	,708
46					,623	,499
12					,620	,712
33					,465	,533
5					,355	,390
43					,349	,444
9						,415
10						,480
24						,421

Método de extracción: Mínimos cuadrados generalizados.

Método de rotación: Normalización Promax con Kaiser. a La rotación ha convergido en 9 iteraciones.

Tabla 2. Coeficientes de correlación de pearson entre los factores extraídos.

	Conciencia	Amabilidad	Inestabilidad Emocional	Extraversión
Amabilidad	,503(**)			
Inestabilidad Emocional	-,209(**)	-,111(**)		
Extraversión	,156(**)	,347(**)	,189(**)	
Apertura	,459(**)	,329(**)	-,102(*)	,333(**)

** La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

* La correlación es significativa al nivel 0,05 (bilateral).

42 (Convenzo a los demás de lo que pienso). Sus cargas factoriales oscilaron entre ,304 y ,671. Este factor tuvo que ver con la extraversión, y los ítems que tuvieron mayor carga factorial, se relacionaron con alegría (ítem 63), gregarismo (ítems 40 y 19) y actividad (ítems 14 y 35).

El quinto y último factor, con *eigenvalue* igual a 1,98 explicó el 2,24% de la varianza de los ítems a través de 7 ítems: 62 (Entiendo las cosas inmediatamente), 30 (Cuando el maestro explica algo lo entiendo enseguida), 46 (Se me dan bien los problemas de matemáticas), 12 (Aprendo fácilmente las cosas que estudio en el colegio), 33 (Me gustan los programas de ciencias en la televisión), 5 (Sé muchas cosas), 43 (Soy capaz de inventar juegos nuevos y divertidos), 9 (Me gusta competir con los compañeros), 10 (Tengo una gran fantasía), 24 (Me gusta leer libros), cuyas cargas factoriales oscilaron de ,349 a ,754. Este factor se vinculó con apertura, y los ítems que tuvieron cargas factoriales más elevadas se relacionaron con competencia escolar (ítems 62, 30, 46 y 12).

Además, es preciso destacar que los ítems 9, 10, 24, 34, 36, 52, 56 y 59 mostraron cargas factoriales inferiores a ,30.

Con respecto a la correlación entre factores, se evidenciaron correlaciones positivas y elevadas entre el factor de conciencia con los factores de amabilidad y apertura $r > .40$. Siendo la correlación menos elevada entre el factor de inestabilidad emocional con los factores restantes (ver tabla 2).

Finalmente, analizando los índices de comunalidad, se verifica que los ítems retenidos tienen en su mayoría más del 40% de

su varianza asociada a los factores identificados, lo que es recomendado en los estudios de validación de las pruebas psicológicas (Soto, 2009).

Análisis de consistencia interna del BFQ-NA

Definidas las dimensiones y los respectivos ítems, se realizó el análisis de la validez y consistencia interna tomando los datos por cada una de las cinco dimensiones. En la tabla 3 se presentan los coeficientes de correlación corregidos de cada ítem con el total de su dimensión, así como su contribución para la consistencia interna de la subescala (alfa de Cronbach).

Para la subescala *conciencia*, todas las correlaciones ítem-total presentan un valor por encima de ,20, siendo la consistencia interna de la escala de ,84. Es preciso mencionar que el ítem 55 presentó una correlación negativa con el total de la escala y su eliminación de la escala aumentaría la consistencia interna de la misma ($\alpha = ,87$).

Como se observa en la subescala *amabilidad*, todas las correlaciones ítem-total presentan un valor superior a ,20, excepto para el ítem 58 (lloro) que tiene una correlación con el total de ,05, por lo que debería considerarse su eliminación de la escala. La subescala presenta un alfa de Cronbach superior a ,80. La eliminación del ítem 58 mejoraría la consistencia interna de la escala, y la elevaría a $\alpha = ,82$.

En la subescala *inestabilidad emocional* observamos que todas las correlaciones ítem-total están por encima de ,30. También en este caso la escala presenta un coeficiente de consistencia interna adecuado ($\alpha = ,83$).

Tabla 3. Validez interna de los ítems y homogeneidad de las subescalas (conciencia, amabilidad, inestabilidad emocional, extraversión y apertura).

	Item	Correlación elemento-total corregida el elemento	Alfa de Cronbach si se elimina	Item	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
Conciencia ($\alpha = ,840$)				1	,218	,855
	3	,627	,822	2	,274	,854
	7	,687	,817	3	,376	,853
	18	,457	,832	4	,114	,857
	20	,528	,828	5	,302	,854
	22	,673	,819	6	-,024	,858
	25	,460	,831	7	,479	,851
	28	,553	,827	8	,040	,857
	37	,364	,839	9	,115	,857
	38	,516	,830	10	,259	,854
	39	,319	,839	11	,422	,852
	44	,456	,831	12	,424	,852
	48	,642	,819	13	,395	,853
	53	,528	,827	14	,294	,854
	55	-,240	,873	15	,059	,858
	65	,676	,819	16	,404	,852
	Amabilidad ($\alpha = ,804$)				17	-,069
2		,354	,797	18	,402	,852
11		,533	,785	19	,291	,854
13		,483	,788	20	,575	,850
16		,374	,796	21	,257	,854
19		,283	,801	22	,491	,851
21		,374	,796	23	,258	,854
27		,531	,785	24	,301	,854
28		,485	,787	25	,333	,853
32		,586	,782	26	,252	,854
38		,498	,788	27	,393	,853
45		,538	,783	28	,405	,852
47		,386	,795	29	,073	,857
51		,448	,791	30	,431	,852
Inestabilidad Emocional ($\alpha = ,835$)				31	-,112	,860
	58	,056	,826	32	,442	,852
	60	,484	,788	33	,286	,854
	4	,513	,821	34	,389	,853
	6	,584	,817	35	,242	,855
	8	,477	,824	36	,239	,855
	15	,690	,806	37	,168	,856
	17	,505	,823	38	,280	,854
	29	,575	,816	39	,298	,854
	31	,467	,825	40	,353	,853
	41	,457	,826	41	,002	,859
	49	,618	,812	42	,283	,854
	54	,300	,838	43	,383	,852
	58	,404	,830	44	,430	,852
61	,397	,830	45	,472	,851	
			46	,204	,856	

Tabla 3. Validez interna de los ítems y homogeneidad de las subescalas (conciencia, amabilidad, inestabilidad emocional, extraversión y apertura). (cont.)

	Item	Correlación elemento-total corregida el elemento	Alfa de Cronbach si se elimina	Item	Correlación elemento-total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
Extraversión ($\alpha = .704$)	1	,339	,686	47	,322	,853
	14	,400	,677	48	,431	,851
	19	,380	,683	49	,039	,858
	23	,389	,678	50	,201	,855
	26	,463	,666	51	,332	,853
	31	-,231	,760	52	,474	,851
	35	,334	,686	53	,279	,854
	40	,447	,676	54	,034	,858
	42	,389	,678	55	,001	,859
	50	,301	,690	56	,188	,856
	55	,336	,686	57	,311	,853
	57	,474	,665	58	,121	,857
	63	,378	,681	59	,355	,853
	Apertura ($\alpha = .751$)				60	,399
5		,392	,737	61	,169	,856
12		,574	,699	62	,490	,851
30		,592	,697	63	,376	,853
33		,376	,748	64	,373	,853
43		,328	,754	65	,442	,852
46		,473	,722			
62		,657	,687			

En lo que concierne a la escala de *extraversión*, se ve que todas las correlaciones ítem-total están por encima del valor adoptado para el análisis de la validez interna de los ítems ($r > ,30$). El valor de la consistencia interna de la escala se sitúa en ,70. Hemos de mencionar que el ítem 31 presentó una correlación negativa con el total de la escala, y su eliminación aumentaría la consistencia interna de la misma ($\alpha = ,76$).

En el caso de la escala de *apertura* todas las correlaciones ítem-total se sitúan por encima de ,30. La subescala presenta una consistencia interna de ,75 (ver tabla 3).

Finalmente, el análisis de consistencia interna para el total de la escala ($n=65$), arrojó un valor de alfa de Cronbach de ,86, lo que muestra la adecuada fiabilidad de los ítems que componen dicha escala. En la tabla 3, se muestra la correlación de cada uno de los 65 ítems que componen la escala de

personalidad con el total y la fiabilidad del instrumento si se elimina cada uno de dichos ítems. Como se puede observar la mayoría de los ítems que componen la escala de inestabilidad emocional presentan correlaciones con el total de la escala muy bajas $r < ,10$, y además su eliminación contribuiría a aumentar la fiabilidad de la escala total.

Análisis inferenciales

Con la finalidad de estudiar la existencia de diferencias estadísticamente significativas en personalidad en función del sexo y nivel educativo de los participantes, se presenta en este apartado los análisis de diferencia de medias realizados.

Los datos obtenidos según el sexo de los participantes indican que los chicos puntúan más alto que las chicas en las dimensiones de conciencia, amabilidad, inestabilidad emocional, y extraversión, mientras que las

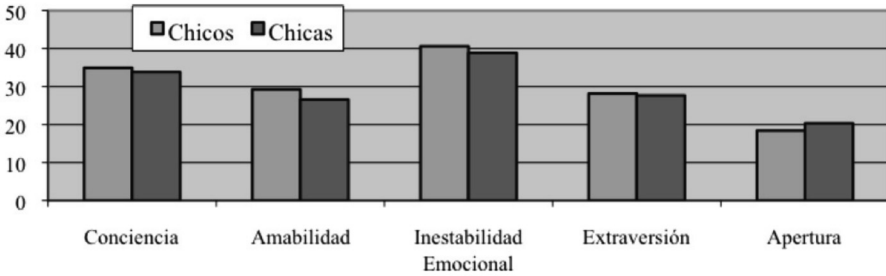


Figura 1. Medias obtenidas en los factores de personalidad valorados en el BFQ-NA según sexo.

chicas obtuvieron puntuaciones superiores en apertura (ver figura 1).

Una vez aplicada la prueba paramétrica *t* de student para muestras independientes, que asumió varianzas homogéneas en todas las variables a excepción de extraversión, y la prueba no paramétrica *U* de Mann-Whitney, los resultados evidenciaron diferencias estadísticamente significativas en las dimensiones de amabilidad e inestabilidad emocional a favor de los chicos y en apertura a favor de las chicas.

Con respecto a la existencia de diferencias estadísticamente significativas en personalidad según el nivel educativo (1º, 2º, 3º y 4º de Educación Secundaria Obligatoria), los resultados del ANOVA y de la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis no mostraron diferencias estadísticamente significativas ($p > .05$).

Discusión y Conclusiones

Con el presente estudio se ha dado respuesta al objetivo sobre el estudio de la estructura y consistencia interna del cuestionario de personalidad BFQ-NA en una muestra de alumnos de Educación Secundaria Obligatoria.

Así, analizando la dispersión de las respuestas a los ítems se verificó que todos los sujetos se han posicionado a lo largo de los cinco puntos de la escala Likert en la que se presenta la prueba.

El análisis factorial realizado muestra que el conjunto de los ítems que confirman la estructura de cinco factores propuestos en

el modelo teórico del que parte el instrumento (Del Barrio, Carrasco, y Holgado, 2006), serían los siguientes: conciencia, amabilidad, inestabilidad emocional, extraversión y apertura. Estos resultados, se muestran acordes con la mayoría de estudios realizados (Barbaranelli et al., 1998, 2003; Carrasco, Del Barrio, y Holgado, 2005; Cupani y Ruarte, 2008; Del Barrio, Carrasco y Holgado, 2006; Edo et al., 2003), evidenciándose que la estructura penta factorial del instrumento es la más adecuada.

Con respecto a los factores extraídos, se debe destacar que presentan una correlación moderada entre ellos. No obstante, entre los factores de conciencia, amabilidad y extraversión, se comparten algunos ítems. Dichas correlaciones son similares a las ofrecidas en el manual del BFQ-NA por Del Barrio et al., (2006), así como a las halladas por Barbaranelli et al. (2003) y por Cupani y Ruarte (2008).

Con respecto a la consistencia interna de los ítems que componen el instrumento BFQ-NA, se debe mencionar lo siguiente: primero, las correlaciones obtenidas entre elementos-totales de la escala, informaron de una buena correlación entre la mayoría de los ítems y el rasgo psicológico. No obstante, es necesario puntualizar que, en nuestro caso, un tercio de los ítems presenta correlaciones bajas (por debajo de ,30). Concretamente, el ítem 58 presenta una correlación con el conjunto de la escala de amabilidad excesivamente baja. En general, nuestros datos se muestran acordes con los reportados en Del Barrio et al. (2006) que evidenciaron coeficientes de consistencia

interna superiores a ,70, así como con otros estudios realizados (e.g., Cupani y Ruarte, 2008; Edo et al., 2003).

Con respecto al sexo, los resultados muestran diferencias estadísticamente significativas en las dimensiones de amabilidad e inestabilidad emocional a favor de los chicos y en apertura a favor de las chicas. Estos datos son contrarios a los hallados por Del Barrio et al. (2006), quiénes evidenciaron que las chicas se caracterizaron por mayores rasgos de conciencia y amabilidad, que llegada la adolescencia equiparaban a sus iguales varones a favor de un aumento del neuroticismo y un descenso de la apertura. Aunque habitualmente se han encontrado niveles más altos de apertura en varones (Victor, 1994), los datos no siempre han ido en ese sentido (Goldberg, 2001; Heaven, 1996). Como han indicado algunos autores a propósito de las inconsistencias mostradas en relación con este factor, la dimensión de apertura parece tener una naturaleza bastante heterogénea y de difícil limitación (Goldberg, 2001; John, Caspi, Robins, Moffitt, y Stouthamer-Loeber, 1994). Por último, en

nuestro estudio no aparecieron diferencias en extraversión entre sexo, coincidiendo con algunos trabajos (Kirkcaldy y Mooshage, 1993; Martin y Kirkcaldy, 1998; Soto, 2009), a pesar de que otros hallazgos han encontrado valores más altos en varones (e.g., Del Barrio, Moreno, López, y Olmedo, 1997; Goldberg, 2001), mientras que en otros los valores más altos han sido a favor de las mujeres (e.g., Heaven, 1996).

Tras el trabajo realizado, se puede concluir que los resultados se presentan acordes con gran parte de trabajos realizados con el mismo fin. Sin embargo, existen algunos aspectos, tales como la relación que mantienen algunas dimensiones entre sí, al igual que las diferencias de sexo que pueden ser atribuidas a factores culturales, que requieren una mayor dedicación por parte de la comunidad científica.

Agradecimientos

Este trabajo se ha hecho con una ayuda del Ministerio de Ciencia e Innovación (Referencia: PSI12008-02739).

Referencias

- Barbaranelli, C., Caprara, G.V., y Rabasca, A. (1998). *Manuale del BFQC. Big Five Questionnaire Children*. Firenze: O.S. Organizzazioni Speciali.
- Barbaranelli, C., Caprara, G., Rabasca, A., y Pastorelli, C. (2003). A questionnaire for measuring the Big Five in late Childhood. *Personality and Individual Differences*, 34, 645-664.
- Carrasco, M. A., Holgado, F. P., y Del Barrio, M. V. (2005). Dimensionalidad del cuestionario de los cinco grandes (BFQ-N) en población infantil española. *Psicothema*, 17(2), 286-291.
- Costa, P. T., 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.
- Crocker, L., y Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Cronbach, L. J. (1960). *Essentials of Psychological Testing*. New York: Harper & Row.
- Cupani, M., y Ruarte, M. (2008) Propiedades psicométricas del Cuestionario de los Cinco Factores para Niños (BFQ-C) en una muestra de adolescentes argentinos. *Estudios de Psicología*, 29, 351-364.
- Del Barrio, M. V., Moreno, C., López, R., y Olmedo, M. (1997). Anxiety, depression and personality structure. *Personality and Individual Differences*, 23, 327-335.
- Del Barrio, M. V., Carrasco, M. A., y Holgado, F. P. (2006). *BFQ-NA cuestionario de los Cinco Grandes para niños y adolescentes (adaptación a la población española)*. Madrid: TEA.
- Edo, S., Moya, J., Lores, J., Luelmo, V., Ibáñez, M. I., y Ortet, G. (2003). Estudio psicométrico de la versión española del Cuestionario de los Cinco Grandes para Niños (BFQ-N). Recuperado el 15/5/2010 de www.uji.es/publ/edicions/jffi8.
- Eysenck, H.J. (1952). *The scientific study of personality*. London: Routledge and Kegan Paul.

- Eysenck, H. J., y Eysenck, S. B. (1986). *Manual de EPQ- Cuestionario de personalidad para niños (EPQ-J) y adultos (EPQ-A)*. Madrid: TEA Ediciones, S.A.
- Golberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five factor structure. *Psychological Assessment*, 4, 26-42.
- Goldberg, L. R. (2001). Analyses of Digman's Child-Personality data: derivation of Big Five Factor Scores from each of six samples. *Journal of Personality*, 69, 709-743.
- Heaven, P. (1996). Personality and self-reported delinquency: analysis of the «Big Five» personality dimensions. *Personality and Individual Differences*, 20, 47-54.
- John, O., Caspi, A., Robins, R., Moffitt, T., y Stouthamer-Loeber, M. (1994). The «Little five»: exploring the nomological network of the Five Factor Model of Personality in adolescent boys. *Child Development*, 65, 160-178.
- Kirkcaldy, B. D., y Mooshage, B. (1993). Personality profiles of conduct and emotionally disordered adolescents. *Personality and Individual Differences*, 15, 95-96.
- Markey, P., Markey, Ch., Tinsley, B., y Ericksen, A. (2002). A preliminary validation of preadolescents' self-reports using the Five Factor Model of Personality. *Journal of Research in Personality*, 36, 173-181.
- Martin, T., y Kirkcaldy, B. (1998). Gender differences on the EPQ-R and attitudes to work. *Personality and Individual Differences*, 24, 1-5.
- McCrae, R. R., y Costa, P. T., (1999). A five-factor theory of personality. En L. Pervin y O. P. John (Eds.), *Handbook of personality* (2nd. Ed., pp. 139-156). New York: Guilford Press.
- Muris, P., Meesters, C., y Diederer, R. (2005). Psychometric properties of the Big Five Questionnaire for Children (BFQC) in a Dutch sample of young adolescents. *Personality and Individual Differences*, 38, 1757-1769.
- Soto, G. (2009). *Características psicométricas del cuestionario de personalidad BFQ-NA (Big Five Questionnaire- niños y adolescentes)*. Tesis de Licenciatura: Universidad de Murcia.
- Victor, J. (1994). The five factor model applied to individual differences in school behavior. En C.F. Halverson, G.A. Kohnstamm & R. Martin (Eds.), *The developing structure of temperament and personality from infancy to adulthood* (pp. 355-366). Hillsdale, NJ: LEA.