

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO (SEM) Y SEMICOMFIRMATORIO (ESEM) DE UNA VERSIÓN BREVE DEL BIG FIVE INVENTORY EN DROGODEPENDIENTES PERUANOS

CONFIRMATORY (SEM) AND SEMICOMFIRMATORY (ESEM) FACTOR ANALYSIS OF A SHORT VERSION OF THE BIG FIVE INVENTORY IN PERUVIAN DRUG ADDICTS

Aaron Caycho Caja

Universidad Nacional Federico Villarreal (Perú)

Diversas publicaciones brindan respaldo a la evaluación de la personalidad desde cinco grandes dimensiones analizadas a través de instrumentos psicométricos como el BFI; no obstante, no existen muchos estudios validados en pacientes drogodependientes, a pesar de la necesidad de contar con estudios de este tipo. *Objetivo.* Se analizó y comparó la estructura y consistencia interna del BFI y una forma breve sin ítem inversos (BFI 28) mediante el uso del enfoque SEM y ESEM. *Método.* Se examinaron las propiedades del BFI para posteriormente, retirar los ítems inversos y evaluar la calidad del BFI 28 entre los dos enfoques. *Resultados.* El ESEM del BFI señaló problemas en su estructura latente ($ICF < 0.80$) y baja consistencia interna en Extraversión. No obstante, el BFI 28 mejoró cualitativamente y evidenció favorable bondad de ajuste e $ICF > 0.80$ tanto en el enfoque SEM y ESEM, solo que el ESEM mostró coeficientes omega $< .70$ en Responsabilidad y Extraversión. *Conclusiones.* la presencia de los ítems inversos afecta la estructura y consistencia del BFI. Asimismo, el BFI y el BFI 28 se ven influenciados por las características clínicas, educativas o socioeconómicas de la muestra cuando no son similares a las usualmente estudiadas.

Palabras clave: Consistencia interna, estructura latente, ítems inversos, modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM), modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM).

Several publications support personality assessment from big five dimensions analyzed through psychometric instruments such as the BFI; however, there are not many validated studies in drug-dependent patients despite the need for such studies. *Objective:* The structure and internal consistency of the BFI and a short form without inverse items (BFI 28) were analysed and compared using the SEM and ESEM approach. *Method;* The properties of the BFI were reviewed and then the inverse items were removed to assess the quality of the BFI 28 between the two approaches. *Results:* The ESEM of the BFI pointed out problems in its latent structure ($ICF < 0.80$) and low internal consistency in Extraversion. However, the BFI 28 improved qualitatively and showed favorable goodness-of-fit and $ICF > 0.80$ in both the SEM and ESEM approaches, except that the ESEM showed omega coefficients $< .70$ in Conscientiousness and Extraversion. *Conclusion:* the presence of the inverse items affects the structure and consistency of the BFI. Likewise, the BFI and BFI 28 are influenced by the clinical, educational or socioeconomic characteristics of the sample when they are not similar to those usually studied.

Keywords: Exploratory structural equation modeling (ESEM), internal consistency, inverse items, latent structure, structural equation modeling (SEM).

Aaron Caycho Caja, Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima, Perú, correspondencia a aaronkaycho@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-1478-8954>

Recibido: Octubre 2020, Aceptado: Junio 2021



Durante los últimos años el Modelo de los Cinco Grandes (BFM) ha respaldado de manera empírica el estudio de la personalidad a partir de las dimensiones conocidas como Apertura (O), Responsabilidad (C), Extraversión (E), Afabilidad (A) y Neuroticismo (N) (McCrae, Zonderman, Costa, Bond, & Paunomen, 1996). En esa dirección, se han generado diversos estudios vinculados a su estructura factorial replicable en diferentes contextos o al menos para su empleo en población no clínica (Soldz & Vaillant, 1999). De igual manera, diversas investigaciones de metaanálisis respaldan la presencia de las cinco dimensiones del BFM en trastornos asociados al uso de sustancias psicoactivas y como elemento vinculante entre trastornos de personalidad y consumo de drogas (Ruiz, Pincus, & Schinka, 2008).

Asimismo, el BFM ha desarrollado escalas que respaldan su propuesta teórica. Entre ellas se destaca el Big Five Inventory (BFI) (John, Donahue, & Kentle, 1991), escala que posee versiones validadas en muestra peruana (Domínguez, Merino, Zamudio, & Cordero, 2018), colombiana (Salgado, Vargas, Schmutzler, & Wills, 2016) e hispanohablante (Benet-Martínez & John, 1998).

Sin embargo, también existen investigaciones que cuestionan la estructura del BFM (Parker, Bagby, & Summerfeldt, 1993). McCrae et al. (1996) señalan que esto se asocia a la estructura simple que se hipotetiza en el análisis factorial confirmatorio (AFC), la cual implica que un ítem cargue únicamente en su factor correspondiente y mantenga cargas iguales a cero en los restantes, pero refieren que el BFM no propone una estructura simple perfecta o, su implicancia, no se asume que cada rasgo de personalidad se defina a través de un único factor.

Frente a estos problemas metodológicos asociados al AFC, el modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM) propone un análisis factorial exploratorio (AFE) aplicado a un modelo de ecuación estructural, contemplando los avances del AFC por modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM). Además, facilita la medición de modelos de AFE incluyéndose la estimación de parámetros, errores estándar, índices de bondad de ajuste, entre otros; y permite la inclusión de las rotaciones procusteanas, las cuales buscan acercar la matriz solución a una matriz objetivo (TM) previamente especificada y guiada por la teoría. Adicionalmente, se señala que el enfoque ESEM es menos restrictivo que el AFC ya que es admisible que en la TM un ítem posea cargas factoriales no solo en el factor correspondiente sino también en otros (McCrae et al., 1996).

No obstante, a pesar de las ventajas del ESEM, algunos autores han encontrado problemas de estructura interna asociados al uso de ítems en sentido inverso (Gurven, von Rueden, Massenkoff, Kaplan, & Lero Vie, 2013) o con partículas negativas (Kunel-John, Xavier, Waldmeier, Meyer, & Gaab, 2019), los cuales pueden perjudicar la consistencia interna de las escalas (Solís, 2015).

Un ítem inverso es aquel que mide de manera contraria un determinado constructo y capta la disminución de este; mientras que el resto de ítems directos miden el incremento. En el caso de los ítems inversos, estos se han sugerido para evitar la aquiescencia en escalas extensas, esta última es una dificultad asociada a instrumentos elaborados únicamente con ítem directos; no obstante, algunos autores señalan que su uso suele ser cuestionable (Vigil, Navarro y Morales, 2020) ya que el empleo tanto de ítems inversos como directos suele perjudicar la confiabilidad del instrumento (Suárez-Álvarez et al., 2018). Tomas et al. (2012) también han encontrado que los ítems inversos son los que producen efectos de método; sin embargo, no ocurre lo mismo con los ítems que emplean partículas negativas tales como no, nunca, jamás, entre otros.

A pesar de que es una práctica común, el empleo de los ítems inversos como forma de tratamiento de la aquiescencia es cuestionable o, al menos, su uso debe involucrar argumentos sólidos y, en todo caso, es recomendable que se acompañe de otras estrategias de control del sesgo (Vigil et al., 2020).

Respecto al BFI, si bien las investigaciones realizadas en Perú (Domínguez et al., 2018; Domínguez & Merino, 2018b) brindan respaldo al ESEM, tales estudios son realizados en similares condiciones a los que replican su estructura en sociedades con cierto nivel educativo (Rammstedt, Kemper, & Borg, 2013b) o de ingresos (Rammstedt, Kemper, Klein, Beierlein, & Kovaleva, 2013a). En otros contextos, su replicabilidad es limitada (Gurven et al., 2013), lo cual concuerda con lo señalado por Kunnel-Jhon et al. (2019), quienes asocian estas diferencias a condiciones propias de países menos industrializados con indicadores económicos inferiores.

En vista de que los estudios previos (Domínguez & Merino, 2018ab) fueron realizados en muestra universitaria, es necesario examinar si las dimensiones propuestas se replican en otros contextos como en el caso de los pacientes drogodependientes, los cuales evidencian características clínicas y sociodemográficas diferentes a las usualmente estudiadas. Asimismo, la comparación de ambas metodologías ESEM y SEM, y la evaluación de la presencia de los ítems inversos en el BFI, son consideradas un valioso aporte para el desarrollo de escalas breves de personalidad en el área de las adicciones ya que este último es un contexto poco estudiado en el campo de la psicometría.

Método

Diseño y participantes

La presente investigación implica la búsqueda de evidencia de validez y consistencia interna de los enfoques propuestos, por lo cual se considera un estudio de diseño experimental (Ato, Benavente y López, 2013). Se evaluaron 232 drogodependientes varones de cuatro comunidades terapéuticas ubicadas en distritos del norte y sur de Lima – Perú mediante un muestreo no probabilístico; de los cuales el 17.6% son dependientes a alcohol; 22%, a marihuana; 39%, a cocaína; y el restante, policonsumidores. Asimismo, el 32% de ellos tuvieron problemas anteriores asociados al robo o hurto, sus edades oscilan entre los 18 y 60 años ($M = 28.3$; $DS = 11.3$), el 42% de ellos no concluyó sus estudios y el 45% gana un sueldo mínimo (aproximadamente 250 dólares americanos al mes).

Variables e instrumentos

El Big Five Inventory (John et al., 1991) posee 44 ítems en escala Likert con 5 categorías que van desde “totalmente en desacuerdo” a “totalmente de acuerdo”, de los cuales 16 de ellos están contruidos en sentido inverso. Los ítems del BFI se distribuyen en 5 dimensiones: 8, 9, 9, 8 y 10 ítems en E, A, C, N y O, respectivamente. E, involucra sujetos sociables y divertidos; A, la bondad y afabilidad en el trato; C, organización y perseverancia; N, angustia e inestabilidad; y O, sujetos imaginativos o de amplios intereses. Domínguez et al. (2018) validaron el BFI en muestra peruana, hallaron $ICF > .80$ en la mayoría de ítems y dimensiones, y obtuvieron coeficientes omega y $H > .80$ con la única excepción de C ($\omega = .62$; $H = .63$). Salgado et al. (2016) hicieron lo mismo en muestra de universitarios colombianos, obteniendo $ICF > .90$ en las 5 dimensiones, así como coeficientes alfa $> .70$, exceptuando en A ($\alpha = .59$). Se señala que el presente estudio, se realizó

con el BFI de Salgado et al. (2016), quienes realizaron modificaciones en cinco ítems (“16”, “24”, “30”, “33”, y “40”), orientadas a mejorar la comprensión de estos.

Procedimiento

Se solicitó a los directores de las comunidades terapéuticas los permisos respectivos para la ejecución del estudio. Durante la aplicación de la escala, se explicó a los participantes los fines de la investigación, se les brindó el BFI, una ficha sociodemográfica y se les pidió el consentimiento informado para la aplicación de los instrumentos. Los posteriores análisis estadísticos fueron realizados con el programa gratuito Factor y el software libre R versión 3.5.2, librería Lavaan (RStudio team, 2015).

Análisis de datos

El análisis univariado procuró valores de asimetría y curtosis dentro de los límites considerados adecuados con puntajes +/- 1 e índices estandarizados de asimetría (SSI) ≤ 0.75 (Malgady, 2007) y se consideró en los análisis el efecto techo o piso (Terwee et al., 2007) asociado a los puntajes más altos y bajos en los ítems. A nivel multivariado, se cumplió con los supuestos básicos del análisis factorial. Luego, se procedió a la realización del Análisis Factorial Semiconfirmatorio (AFSC) desde el enfoque ESEM y el AFC (SEM) empleando la matriz de correlaciones policóricas.

Desde el enfoque ESEM, el test de Bartlett y el KMO se evidenciaron favorables al estudio. Posteriormente, fue empleado el método de estimación de factores por mínimos cuadrados diagonalmente ponderados robustos (RDWLS) y el número de factores se obtuvo mediante el análisis paralelo. Luego, se realizó una rotación procusteana con una TM especificada previamente. En ese sentido, fueron planteadas tres TM, La primera TM asume una carga de 1 en el factor principal y 0 en el factor secundario; la segunda y tercera TM asumen valores más flexibles de 0.9 - 0.15 y 0.8 - 0.15 respectivamente, tal y como se realizó en un estudio previo del BFI (Domínguez et al., 2018). No obstante, la segunda TM (0.9 - 0.15), la misma que fue seleccionada en el estudio mencionado, se ajustó mejor a los datos, por lo cual fueron descartadas las anteriores. Asimismo, fue empleado un índice de congruencia factorial (ICF) con valores superiores a .80.

Por otro lado, el AFC (SEM) realizado consideró los 5 factores propuestos en el BFI, empleando la estimación por mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV) con una bondad de ajuste entre los límites usualmente sugeridos: CFI $\geq .95$, TLI $\geq .95$, SRMR $\leq .08$, RMSEA $\leq .05$ y un Chi cuadrado ajustado $1 \leq \chi^2/df \leq 3$.

Asimismo, dentro de los objetivos del estudio se planteó comparar la consistencia y estructura interna de la prueba original (BFI 44) desde el enfoque SEM y ESEM; y luego hacer lo mismo con el BFI sin los ítems inversos (BFI 28). De igual modo, se comparó la bondad de ajuste del AFSC del BFI 28 con el AFC 28 mediante la variación del CFI, la cual se estima en un valor ≤ 0.01 .

Finalmente, se reportó la consistencia interna en ambos enfoques mediante el coeficiente de omega (ω) y la H de Hancock para la confiabilidad del constructo. Adicionalmente, se obtuvo evidencia de la validez discriminante y convergente de los modelos.

Resultados

El análisis univariado señala en varios ítems coeficientes de asimetría y curtosis fuera del rango admitido (+/- 1), pero en un rango de +/- 1.5 y con SSI \leq 0.75 favorables. En este contexto, con el fin de analizar la influencia de la asimetría y curtosis de los valores del BFI 44, se procedió a emplear la U de Mann para comparar las medias de la dimensión E (ver Tabla 1), la cual evidenció algunos problemas en el estudio, con la media de la versión peruana preliminar realizada con muestra universitaria, pero no se hallaron diferencias significativas; lo cual no brindaría información sobre la posible deseabilidad social en el factor E.

Tabla 1

Análisis descriptivos del BFI con la totalidad de sus ítems

Ítem	Media	D.E	asimetría	curtosis	SSI	%Mín.	%Máx.
V1	3.48	1.23	-0.46	-0.67	-0.15	8.9	24.9
V2	2.73	1.27	0.27	-0.86	0.08	20.4	12.4
V3	3.81	1.19	-0.8	-0.34	-0.28	5.3	35.1
V4	2.69	1.38	0.21	-1.21	0.055	28.4	12.9
V5	4.04	1.07	-1.15	0.75	-0.5	4	40.9
V6	2.2	1.21	0.74	-0.44	0.253	37.3	5.8
V7	3.92	1.21	-1.05	0.2	-0.36	7.6	40.9
V8	2.84	1.19	0.41	-0.82	0.145	9.8	12.9
V9	2.58	1.16	0.44	-0.65	0.163	18.2	7.1
V10	4.18	0.99	-1.32	1.54	-0.67	3.1	47.1
V11	4.2	1.04	-1.45	1.68	-0.67	4	50.2
V12	2.81	1.42	0.22	-1.2	0.055	24.4	18.7
V13	3.09	1.29	-0.08	-1	-0.02	14.7	17.8
V14	4.08	1.16	-1.15	0.4	-0.43	4.9	50.2
V15	3.16	1.23	-0.2	-0.87	-0.07	12.4	15.6
V16	2.22	1.18	0.73	-0.46	0.262	34.2	4.9
V17	4.1	1.08	-1.08	0.46	-0.46	3.6	48.4
V18	3.47	1.27	-0.26	-1.14	-0.08	6.2	29.3
V19	2.59	1.24	0.54	-0.68	0.176	20	11.1
V20	4.07	1.04	-1.16	0.89	-0.54	3.6	42.2
V21	4.04	1.07	-1.01	0.33	-0.44	3.1	43.1
V22	3.37	1.28	-0.17	-1.12	-0.05	7.6	26.7
V23	3.76	1.15	-0.74	-0.17	-0.28	5.8	31.6
V24	3.61	1.25	-0.62	-0.64	-0.2	8.4	29.3
V25	3.4	1.35	-0.33	-1.11	-0.09	11.1	28

V26	3.64	1.24	-0.59	-0.65	-0.19	7.6	32
V27	3.09	1.31	0	-1.12	0	13.3	19.6
V28	3.68	1.26	-0.6	-0.76	-0.19	6.7	33.8
V29	3.98	0.96	-0.86	0.5	-0.47	2.2	33.8
V30	3.15	1.31	-0.23	-1.1	-0.07	14.7	16.4
V31	3.97	0.99	-0.76	0	-0.39	1.8	36
V32	3.96	1.07	-0.94	0.28	-0.41	3.6	37.8
V33	2.77	1.31	0.24	-1.02	0.07	20.4	13.3
V34	3.88	1.07	-0.72	-0.31	-0.31	2.2	34.2
V35	2.34	1.2	0.79	-0.24	0.274	27.1	8.4
V36	3.95	1.1	-0.98	0.31	-0.41	4.4	38.2
V37	4.03	1.03	-0.94	0.21	-0.44	2.2	40.4
V38	3.01	1.32	0.02	-1.16	0.006	15.6	16.9
V39	3.56	1.26	-0.45	-0.84	-0.14	8	30.7
V40	3.95	1.08	-0.92	0.28	-0.39	4	38.2
V41	4.26	0.98	-1.42	1.56	-0.74	2.2	52.4
V42	2.73	1.31	0.27	-1.06	0.079	20.9	12.4
V43	3.97	1.13	-0.96	0.08	-0.38	4	41.8
V44	3.39	1.36	-0.18	-1.24	-0.05	9.3	31.6

Nota: SSI: Índice de asimetría. D.E: Desviación estándar. %Mín./%Max: Porcentaje de puntaje alto o bajo por ítem (efecto techo o piso en negrita)

Respecto a las respuestas de alternativa intermedia que podrían estar afectando los resultados en la dimensión E, la categoría Likert “ni de acuerdo ni en desacuerdo” es elegida en un 19.5% de veces; lo cual sí podría admitir algún tipo de sesgo de tendencia central, deseabilidad social e, incluso, evidenciaría problemas en la legibilidad, claridad y comprensión de los ítems del BFI 44. Adicionalmente se observa que en casi todos los ítems el efecto techo o piso alcanzó a más del 15% de sujetos que obtienen el mayor o menor puntaje posible en un ítem (ver Tabla 1), lo cual puede involucrar un efecto negativo en la validez de contenido y la confiabilidad.

Posterior análisis no encuentran problemas de multicolinealidad, pero los datos atípicos hallados en siete observaciones fueron retirados mediante el cálculo de la distancia de Mahalanobis. Además, si bien se rechazó la hipótesis nula de normalidad multivariante, no se la consideró un problema para los análisis posteriores.

A continuación, se desarrolló el AFSC (BFI-44) (ESEM) el cual en sus análisis iniciales indica un KMO DE 0.769 y un test de Bartlett adecuado. Luego, fueron obtenidos cinco factores que explican el 45% de la varianza. Asimismo, se procedió a utilizar la TM con rotación procustea y se obtuvo un ajuste favorable (RMSEA=.009; RMSR = .059; CFI = .998; $\chi^2 / gl = 1.01$). A pesar de eso, los ICF de los ítems resultaron menores a .80 en 27 de los 44 ítems y se encontraron $\lambda < .30$ en los ítems inversos 6E, 8C, 16E, 42C y en los ítems 40E y 11E. Se añade que el ICF total es de .71 y sus valores por dimensión únicamente son superiores a .80 en O y A (ver Tabla 2).

Adicionalmente, los coeficientes de omega y H de consistencia interna del ESEM BFI 44 mostraron valores aceptables a excepción de la dimensión E (ver Tabla 2).

Tabla 2

Cargas factoriales, ICF, AVE, correlaciones interfactoriales y consistencia interna del BFI 44 desde el enfoque ESEM

ESEM/AFSC – BFI 44						
Ítem	O	C	E	A	N	ICF
1	.50		.40		.31	.66
2	-.36	.33	-	.38	-	.54
3		.68				.86
4		-.35			.63	.74
5	.55					.94
6		-.61	.29			.28
7		.73		.45		.64
8		.08				.20
9		-.39		.45	.68	.73
10	.61		.37			.91
11		.51	.28			.64
12	.43	-.32				.70
13				.33		.61
14	.41	.48	.47			.78
15		-.34			.54	.70
16		-.48	.03			-.16
17	.59		.38	.31		.89
18		.38		.49	-.32	.60
19		-.50			.51	.60
20	.61					.93
21		.67				.89
22				.72		.96
23	.52		.36			.87
24				.37	.46	.75
25		.56		.45	-.36	.70
26				.44	.73	.89
27			.49		-.51	.54
28	.46		.33	.60	.67	.77

29		.56	.31			.92
30					.52	.68
31	.66		.35			.95
32	.56	.44	.48	.51	.42	.70
33				.74		.97
34		.60				.72
35		-.48			.59	.64
36	.35	.31				.82
37	.37	.51	.41	.66	.53	.81
38				.31	.86	.91
39	.49					.76
40		.63	.15	.41		.44
41		.76	.43	.48	.38	.68
42		.26			-.51	.33
43	.44		.53		.40	.83
44	.56					.87
ICF	.84	.56	.66	.80	.72	.71
O	1					
C	.49	1				
E	-.45	-.11	1			
A	-.14	-.51	-.20	1		
N	-.01	.41	-.08	-.69	1	
ω	.80	.73	.50	.78	.85	
H	.82	.79	.58	.82	.88	
AVE	.30	.26	.14	.30	.41	

Nota: en negrita: cargas factoriales. ICF: Índice de Congruencia Factorial. ω : coeficiente omega. AVE: Varianza extraída promedio. E: sujetos sociables y divertidos. A: bondad y afabilidad en el trato. C: organización y perseverancia. N: angustia e inestabilidad. O: sujetos imaginativos o de amplios intereses.

Posteriormente, desde el enfoque SEM se planteó un AFC (BFI 44) con la totalidad de los ítems; no obstante, se señala a la matriz hallada como no definida positivamente, por lo cual no pudo obtenerse sus parámetros ni realizarse interpretaciones del modelo.

Por otra parte, el cálculo de la AVE no evidenció respaldo a la validez convergente del ESEM del BFI 44. Además, al analizar su validez discriminante se encontró que la raíz cuadrada de la AVE de las dimensiones E y O no llegan a superar la correlación interfactorial, lo cual sugiere problemas en su diferenciación e independencia. Lo mismo sucedió entre las dimensiones C y A de la misma manera que en los factores C y N.

En ese contexto, se procedió a retirar los ítems en sentido inverso (BFI-28) (ver Tabla 3) y emplear un AFSC, para lo cual se consideró un modelo de cinco dimensiones y se utilizó la TM con rotación procustea. Esta nueva estrategia permitió encontrar mejores ICF en casi todos los ítems, así como también se obtuvo $\lambda > .30$ solo con la excepción del ítem 40E. Asimismo, el ICF = .85 total mejora al igual que los ICF de casi todas las dimensiones a excepción de E (ICF = .72). También se obtuvieron índices de ajuste adecuados (RMSEA = .000; RMSR = .048; CFI = 1.00; $X^2 / gl.$ = .915). Sin embargo, la consistencia interna del BFI 28 ESEM muestra coeficientes bajos en sus dimensiones C y E (ver Tabla 3), a pesar de haber retirado ítems inversos.

Seguidamente, fue planteado un modelo SEM sin ítems inversos (BFI-28) (ver Tabla 3), el cual evita el problema de matriz no definida positivamente del BFI 44, mantiene cargas factoriales $> .30$ en casi todos los ítems a excepción del ítem 24A ($\lambda=.29$) y muestra satisfactorios índices de ajuste (RMSEA=.05 / IC 90 % = .047, .063; SRMR = .077; CFI = .97; TLI = .97; $X^2 / gl.$ = 1.67). Adicionalmente, se hizo una comparación entre la bondad de ajuste del AFSC y el AFC del BFI 28 y se obtuvo una variación del CFI de 0.03 ligeramente favorable al AFSC.

Tabla 3
Cargas factoriales, ICF, AVE, correlaciones interfactoriales y consistencia interna del BFI 28 desde el enfoque SEM y ESEM

ESEM/AFSC – BFI 28						SEM/AFC – BFI 28						
Ítem	O	C	E	A	N	ICF	Ítem	O	C	E	A	N
1	.38		.40			.82	1			.38		
3	.32	.61				.95	3		.58			
4					.67	.95	4					.49
5	.69	.45				.90	5	.69				
7		.54	.31	.42		.72	7				.53	
10	.65		.40			.91	10	.55				
11	.38	.37	.40			.78	11			.62		
14	.38	.42	.42			.77	14		.68			
15	.31				.76	.96	15					.56
17	.44			.31		.88	17	.57				
20	.68					.97	20	.65				
21	.45	.60				.88	21		.75			
23	.55		.44			.86	23	.68				
24			.32	.43	.30	.84	24				.29	
26	.38			.35	.81	.91	26					.60
28				.64	.34	.93	28				.53	
29		.36	.34	.38		.75	29		.61			
30			.37		.58	.91	30					.53
31	.80					.96	31	.63				

32	.49		.50	.47		.78	32			.72		
34		.45				.92	34		.55			
36	.40					.84	36	.57				
37			.35	.81		.97	37			.72		
38				.41	.69	.91	38			.58		
39	.49					.84	39	.38				
40		.47	.06	.49		.36	40			.56		
41		.48	.52	.80		.88	41			.89		
43			.67	.47		.90	43			.59		
ICF	.89	.81	.72	.86	.96	.85						
O	1						O	1				
C	.08	1					C	.84	1			
E	-.21	-.05	1				E	.89	.90	1		
A	.48	.09	-.39	1			A	.65	.78	.92	1	
N	-.57	-.35	.15	-.46	1		N	.06	-.06	.15	.27	1
ω	.81	.61	.51	.77	.83		ω	.81	.77	.72	.74	.69
H	.85	.64	.61	.83	.85		H	.83	.79	.74	.85	.69
AVE	.36	.25	.21	.41	.50		AVE	.36	.41	.34	.39	.30

Nota: en negrita: cargas factoriales de la dimensión. ICF: Índice de Congruencia Factorial. ω : coeficiente omega. AVE: Varianza extraída promedio. Cargas factoriales omitidas: valores < 0.30. E: sujetos sociables y divertidos. A: bondad y afabilidad en el trato. C: organización y perseverancia. N: angustia e inestabilidad. O: sujetos imaginativos o de amplios intereses.

Para el análisis de la consistencia del BFI 28 del SEM se compararon el modelo tauequivalente y congénico del BFI 28, encontrándose una variación del CFI que señala al modelo básicamente congénico; por lo cual se procedió a emplear el coeficiente de omega, el cual alcanzó un valor aceptable de la misma manera que el coeficiente H (ver Tabla 3).

Finalmente, el cálculo de la AVE tanto del BFI 28 ESEM y SEM no respalda la validez convergente. Respecto a la validez discriminante, al compararse la raíz cuadrada de la AVE en cada dimensión con sus correlaciones interfactoriales, se encontró que el ESEM del BFI 28 aporta a la diferenciación entre todas sus escalas, pero no ocurre lo mismo en el SEM del BFI 28, el cual solo muestra independencia únicamente en la escala N con el resto de dimensiones. Se adiciona que en el modelo SEM se hallaron correlaciones interfactoriales cercanas a .90 (ver Tabla 3), lo cual cuestiona la independencia entre los factores.

Discusión

Se evaluó la estructura latente y consistencia interna del BFI mediante el empleo del ESEM del BFI 44 y posteriormente de los modelos alternativos ESEM y SEM del BFI 28, este último con

mejores indicadores. Asimismo, en la presente discusión se analizan las dificultades halladas en los modelos del BFI 44 y ESEM BFI 28 desde la revisión de los estudios previos del BFI.

Desde el enfoque ESEM del BFI 44 se señala que, si bien el AFSC posee índices de ajuste favorables, muestra problemas de validez discriminante y los ICF no superan el punto de corte en la mayoría de sus ítems, factores y a nivel global. A esto se añade problemas de consistencia interna en la dimensión E sumados al uso de ítems inversos que al parecer traen consigo algunas dificultades en muestras de estudio con ciertas características que más adelante son analizadas (Gurven et al., 2013; Kunnel-Jhon et al., 2019; Suárez-Álvarez et al., 2018).

En ese contexto, se planteó el SEM y ESEM sin ítems inversos (BFI 28) obteniéndose mejores resultados a comparación del BFI 44. Respaldando esta afirmación se halló que el ESEM del BFI 28 manifiesta mejores ICF a nivel de ítems y factores a excepción de E, al igual que favorable bondad de ajuste; sin embargo, muestra bajos coeficientes de consistencia interna incluyéndose la dimensión E. No obstante, los estudios que destacan la superioridad del enfoque ESEM (Chiorri, Marsh, Ubbiali, & Donati, 2016; Domínguez & Merino, 2018a) sobre el SEM contrastan con los resultados obtenidos ya que el SEM del BFI 28 muestra buen ajuste y mantiene índices favorables de consistencia interna que no consigue el ESEM del BFI 28; éste último solo es ligeramente superior en relación a la validez discriminante de sus dimensiones, pero con problemas de consistencia interna en E, posiblemente por la influencia de la deseabilidad social en un contexto terapéutico clínico en el cual está muy presente la opinión social respecto a la evolución terapéutica de los pacientes.

Respecto al BFI 28 SEM, muestra una estructura y consistencia interna adecuada, lo cual se evidencia en su bondad de ajuste favorable y los coeficientes de consistencia mayores a los límites sugeridos en todas sus dimensiones. En ese sentido, si bien se reduce la cantidad de ítems, el modelo SEM mejora sin la presencia de los ítems inversos probablemente porque al retirarlos se omiten algunas características educativas socioeconómicas o lingüísticas presentes en la muestra (Gurven et al., 2013; Kunnel-Jhon et al., 2019; Suárez-Álvarez et al., 2018). No obstante, este modelo solo evidencia algunas dificultades respecto a su validez discriminante.

Por otro lado, se señala que los problemas del ESEM del BFI 44 posiblemente tienen que ver con la deseabilidad social o problemas de legibilidad de algunos ítems, los cuales estarían influenciados por el porcentaje de respuestas de alternativa intermedia que en el caso de la dimensión E alcanzó un 19.5%. Asimismo, la baja consistencia interna de E puede estar siendo afectada por el efecto techo o piso presente en muchos de sus ítems. Además, algunas características del factor E como la búsqueda de emociones o experiencias intensas, pueden ser consideradas por los participantes como no deseables en el tratamiento psicoterapéutico; por lo cual podrían estar siendo ocultadas. Se menciona que un 42% de los evaluados no concluyó sus estudios secundarios, un 32% se ha visto involucrado en comportamientos delictivos y un 45% de ellos gana un sueldo mínimo, lo cual podría estar asociado a las influencias de variables educativas, socioeconómicas y a las habilidades lingüísticas de los participantes referidas en estudios que destacan su efecto en el empleo de ítems inversos (Gurven et al., 2013; Kunnel-Jhon et al., 2019; Suárez-Álvarez et al., 2018). A esto se añade que las modificaciones en los ítems realizadas por Salgado et al. (2016) afectarían ligeramente a la dimensión E ya que el ítem 40 perteneciente a esta fue el único con una carga factorial baja. Se adiciona que el ítem 16E (Tiende a ser tranquilo) puede adicionar un efecto de deseabilidad al involucrar un compromiso terapéutico del participante que, en muchos de los casos, ha tenido problemas de

comportamiento. El ítem inverso 6E (Es reservado) tendría problemas en cuanto a su significado ya que puede asumir en los evaluados una acepción de confianza o lealtad más que propiamente un ítem de la escala E. Se añade que la obtención de la matriz no definida positiva en el AFC del BFI 44 hizo improcedente emplear el modelo SEM.

Adicionalmente, el modelo ESEM del BFI 28 no fue óptimo a pesar de que los estudios peruanos previos de escalas breves del BFI en muestra universitaria de mayor proporción femenina replicaron la estructura pentafactorial (Domínguez & Merino, 2018ab) al igual que el estudio de Salgado et al., (2016) realizado con universitarios colombianos. Esto se explica porque las investigaciones mencionadas son desarrolladas en condiciones similares a la mayor cantidad de manuscritos que han respaldado la estructura del BFI (Gurven et al., 2013; Kunnel-Jhon et al., 2019) y que son diferentes a las condiciones sociodemográficas señaladas en la presente. A la vez, la muestra atípica empleada está más relacionada a las dificultades halladas en grupos con matices culturales y económicos diferentes tales como los estudios realizados en Bolivia (Gurven et al., 2013) y la India (Kunnel-Jhon et al., 2019).

Se adicionan algunas limitaciones del estudio asociadas a la muestra no probabilística; no obstante, el difícil acceso a la población clínica, así como también las escasas investigaciones respecto a la personalidad del drogodependiente desde el marco del BFM en contexto latinoamericano, respaldan el valor empírico del presente estudio.

Finalmente, los resultados obtenidos no respaldan el empleo de la versión del BFI 44 en la muestra, pero si se halló evidencia respecto a su estructura y consistencia interna en el modelo sin ítems inversos con una ligera superioridad del modelo SEM sobre el ESEM. Asimismo, el empleo de los ítems inversos parece sesgar los resultados cuando las condiciones usuales de estudio del BFI no son consideradas. Sin embargo, se sugiere tomar con precaución los resultados obtenidos para decisiones clínicas y se promueve su contraste con posteriores estudios de investigación.

Conflicto de intereses

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales en psicología*, 29(3), 1038-1059. doi:[10.6018/analesps.29.3.178511](https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511)

Benet-Martínez, V., & John, O. P. (1998). Los Cinco Grandes across cultures and ethnic groups: Multitrait-multimethod analyses of the big five in Spanish and English. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(3), 729-750. doi:[10.1037//0022-3514.75.3.729](https://doi.org/10.1037//0022-3514.75.3.729)

Chiorri, C., Marsh, H. W., Ubbiali, A., & Donati, D. (2016). Testing the factor structure and measurement invariance across gender of the Big Five Inventory through exploratory structural equation modeling. *Journal of Personality Assessment*, 98(1), 88 – 99. doi:[10.1080/00223891.2015.1035381](https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1035381)

Domínguez, S., Merino, C., Zamudio B., & Guevara-Cordero, C. (2018). Big Five Inventory en Universitarios Peruanos. Resultados preliminares de su validación. *Psyche*, 20(10), 1-12. [doi:10.7764/psykhe.27.2.1052](https://doi.org/10.7764/psykhe.27.2.1052)

Domínguez, S., & Merino, C. (2018a). Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(3), 22-34. [doi:10.30882/1852.4206.v10.n3.21037](https://doi.org/10.30882/1852.4206.v10.n3.21037)

Domínguez, S., & Merino, C. (2018b). Dos versiones breves del Big Five Inventory en universitarios peruanos: BFI-15p y BFI-10p. *Liberabit*, 24(1), 81-96. [doi:10.24265/liberabit.2018.v24n1.06](https://doi.org/10.24265/liberabit.2018.v24n1.06)

Gurven, M., von Rueden, C., Massenkoff, M., Kaplan, H., & Lero Vie, M. (2013). How universal is the Big Five? Testing the five-factor model of personality variation among forager-farmers in the Bolivian Amazon. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(2), 354-370. [doi:10.1037/a0030841](https://doi.org/10.1037/a0030841)

John, O. P., Donahue, E. M. & Kentle, R. L. (1991). The Big Five Inventory — versions 4a and 54. Berkeley, CA: Institute of Personality and Social Research.

Kunnel John, R., Xavier, B., Waldmeier, A., Meyer, A., & Gaab J. (2019) Psychometric Evaluation of the BFI-10 and the NEO-FFI-3 in Indian Adolescents. *Frontiers in Psychology*, 10 (1057), 1-10. [doi:10.3389/fpsyg.2019.01057](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01057)

Malgady, R. (2007). How skewed are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. [doi:10.3200/GENP.134.3.355-360](https://doi.org/10.3200/GENP.134.3.355-360)

McCrae, R. R., Zonderman, A. B., Costa, P. T., Bond, M. H., & 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(3), 552-566. [doi:10.1037/0022-3514.70.3.552](https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.552)

Parker, J. D. A., Bagby, R. M., & Summerfeldt, L. J. (1993). Confirmatory factor analysis of the Revised NEO Personality Inventory. *Personality and Individual Differences*, 15, 463-466. [doi:10.1016/0191-8869\(93\)90074-D](https://doi.org/10.1016/0191-8869(93)90074-D)

RStudio Team (2015). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, Inc., Boston, MA. Disponible en: <https://www.rstudio.com/>

Rammstedt, B., Kemper, C. J., Klein, M. C., Beierlein, C., & Kovaleva, A. (2013a). Eine kurze skala zur messung der fünf dimensionen der persönlichkeit. *Methoden, Daten, Analysen*, 7(2), 233-249. [doi:10.12758/mda.2013.013](https://doi.org/10.12758/mda.2013.013)

Rammstedt, B., Kemper, C. J., & Borg, I. (2013b). Correcting big five personality measurements for acquiescence: An 18-country cross-cultural study. *European Journal of Personality*, 27, 71-81. [doi:10.1002/per.1894](https://doi.org/10.1002/per.1894)

Ruiz, M. A., Pincus, A. L., & Schinka, J.A. (2008). externalizing pathology and the five-factor model: a meta-analysis of personality traits associated with antisocial personality disorder,

substance use disorder, and their co-occurrence. *Journal of Personality Disorders*, 22, (4), 365-388. [doi:10.1521/pedi.2008.22.4.365](https://doi.org/10.1521/pedi.2008.22.4.365)

Salgado, E., Vargas-Trujillo, E., Schmutzler, J. & Wills-Herrera, E. (2016). Uso del Inventario de los Cinco Grandes en una muestra colombiana. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 34(2), 365-382. [doi:10.12804/apl34.2.2016.10](https://doi.org/10.12804/apl34.2.2016.10)

Soldz, S. & Vaillant, G. E. (1999). The Big Five Personality Traits and the Life Course: A 45-Year Longitudinal Study. *Journal of Research in Personality*, 33, 208–232. [doi:10.1006/jrpe.1999.2243](https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2243)

Solís, M. (2015). The dilemma of combining positive and negative items in scales. *Psicothema*, 27 (2), 192-199. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72737093010>

Suárez-Álvarez, J., Pedrosa, I., Lozano Fernández, L. M., García-Cueto, E., Cuesta, M., & Muñiz, J. (2018). Using reversed items in Likert scales: a questionable practice. *Psicothema* 30, 149–158. Disponible en: <http://www.psicothema.com/pdf/4463.pdf>

Terwee, C. B., Bot, S. D., Boer, M. R. van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., Bouter, L. M., & de Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42. [doi:10.1016/j.jclinepi.2006.03.012](https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2006.03.012)

Tomás, J., Sancho, P., Oliver, A, Galiana, L., & Melendez, C. (2012) Efectos de método asociados a ítems invertidos vs ítems en negativo. *Revista Mexicana de Psicología*, 29(2),105-115. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243030190001>

Vigil, A., Navarro, D., & Morales, F. (2020). To reverse or not reverse Likert.type ítems: that is the question. *Psicothema*, 32(1), 109-114. [doi: 10.7334/psicothema2019.286](https://doi.org/10.7334/psicothema2019.286)