

Estructura interna del BFI-10P y BFI-15P: un estudio complementario con enfoque CFA y ESEM

Dominguez-Lara, Sergio ^{*, a}; Merino-Soto, César ^a

Artículo Original

Resumen	Abstract	Tabla de Contenido
<p>El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura interna de dos medidas breves de personalidad, <i>Big Five Inventory-15P</i> y el <i>Big Five Inventory-10P</i>, en 534 estudiantes universitarios (77.5% mujeres; $M_{edad} = 20.75$ años) y 238 adultos de población general (53.8% mujeres; $M_{edad} = 31.75$ años). El modelo de cinco factores fue evaluado con CFA y el <i>exploratory structural equation modeling</i> (ESEM), y además se construyeron modelos competitivos no sustantivos. Complementariamente, la diferenciación empírica entre factores fue evaluada comparando la raíz cuadrada de la varianza media extraída y la correlación interfactorial. La confiabilidad fue estimada con los coeficientes ω y H, y fue analizada la diferencia entre coeficientes α y ω. Los resultados mostraron que la estructura de cinco factores fue mejor representada por el ESEM, mostrando además factores diferenciados empíricamente. Los coeficientes ω y H alcanzaron magnitudes aceptables y, en algunos casos, difieren de α.</p>	<p>Internal structure of BFI-10P and BFI-15P: a complementary study with CFA and ESEM approach. The aim of this paper was to analyze the internal structure of two brief measures of personality, Big Five Inventory-15P and Big Five Inventory-10P, through SEM-CFA and ESEM, in 534 college students (77.5% females; $M_{age} = 20.75$ years) and 238 adults from general population (53.8% females; $M_{age} = 31.75$ years). The five factor model was evaluated with CFA and exploratory structural equation modeling (ESEM); non-substantive competitive models were also estimated. In addition, the empirical differentiation between factors was evaluated by comparing the squared root of the average variance extracted and the interfactorial correlation. The reliability was estimated by coefficients ω and H, and we analyzed the difference between ω and α. The results showed that the five factors structure were better represented by the ESEM, with empirically differentiated factors. The coefficients ω and H reached acceptable magnitudes and, in some cases, they differ from α.</p>	<p>Introducción 22 Método 24 Participantes 24 Instrumentos 24 Procedimiento 24 Análisis de datos 24 Resultados 25 Discusión 30 Referencias 32</p>
<p><i>Palabras clave:</i> ESEM, análisis factorial confirmatorio, estructura interna, modelo de los cinco grandes.</p>	<p><i>Keywords:</i> ESEM, confirmatory factor analysis, internal structure, big five model.</p>	

Recibido el: 31 de Agosto de 2018; Aceptado el 5 de Diciembre de 2018

Editaron este artículo: Raquel Peltzer, Paula Abate, Gabriela Rivarola, Débora Jeanette Mola y Fabiola Machione

Introducción

Las medidas breves de *personalidad* basadas en el modelo de los cinco grandes factores (5GF) están tomando cada vez mayor relevancia en la investigación empírica (e.g., Gosling, Rentfrow, & Swann, 2003; Rammstedt, 2007). Por ese motivo, su uso es cada vez más frecuente en diversas latitudes, incluyendo el desarrollo de estudios instrumentales orientados a consolidar sus propiedades psicométricas mediante diferentes

estrategias analíticas (e.g., Rammstedt & John, 2007), pese a que en ocasiones no se obtenga estructura factorial esperada (e.g., Carvalho, Nunes, Primi, & Nunes, 2012).

Respecto al último punto, es decir, la dificultad para recuperar la estructura factorial esperada en cuestionarios de personalidad, uno de los métodos de análisis empleados con mayor frecuencia, concretamente el *análisis factorial*

^a Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

*Enviar correspondencia a: Domínguez-Lara, S. E-mail: sdominguezmpcs@gmail.com, sdominguezl@usmp.pe

Citar este artículo como: Domínguez-Lara, S. & Merino-Soto, C. (2018). 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

confirmatorio (CFA), ha sido indicado como una de sus causas fundamentales, sugiriendo otros métodos menos restrictivos, es decir, que no especifiquen como nulas cargas secundarias que podrían ser diferentes de cero (McCrae, Zonderman, Costa, Bond, & Paunonen, 1996).

Si bien el CFA brinda indicadores favorables en la mayoría de las ocasiones, se ha observado que cuando se analizan cuestionarios de *personalidad* desde el modelo de los 5GF, se obtiene sistemáticamente un mal ajuste estadístico (Booth & Hughes, 2014; Marsh et al., 2010; McCrae et al., 1996), lo que se debería a la restricción mencionada en el párrafo anterior. Esa omisión se traduce como una *mala especificación* (Saris, Satorra, & van der Veld, 2009), lo que afecta la viabilidad del modelo y su posterior interpretación.

Esta situación es esperada, ya que frecuentemente la personalidad es concebida como un constructo complejo (Marsh et al., 2010), y las restricciones impuestas por el CFA no reflejan dicha complejidad. Por tal motivo se ha destacado que lo primordial es compatibilizar los supuestos básicos del modelo teórico con el método analítico empleado (Booth & Hughes, 2014).

A fin de solucionar esta dificultad, fue desarrollado el *modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales* (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009), que posee toda la potencia computacional del CFA, pero adicionalmente la flexibilidad del análisis factorial exploratorio (EFA) al estimar las cargas secundarias. Asimismo, contribuye a recuperar de forma más precisa las correlaciones interfactoriales (Marsh et al., 2009; Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014). Por lo mencionado, el ESEM se constituye como una de las principales alternativas en la investigación psicométrica actual.

De este modo, su implementación en cuestionarios extensos de personalidad ha generado buenos resultados en cuanto a su ajuste estadístico y diferenciación empírica entre constructos (e.g., Booth & Hughes, 2014; Chiorri, Marsh, Ubbiali, & Donati, 2016; Marsh et al., 2010; Perera, McIlveen, Burton, & Corser, 2015). Con todo, la aplicación del ESEM en medidas breves de personalidad es escasa, encontrando un reporte técnico que concluye que el ESEM es la mejor opción (Gunnarsson, Gustavsson, Holmberg, & Weibull, 2015), así como otros

trabajos donde ni CFA ni ESEM indican un ajuste adecuado (e.g., Ginns, Martin, Liem, & Papworth, 2014), o en donde la implementación de errores correlacionados mejora un ajuste inicialmente pobre (e.g., Arias, Jenaro, & Ponce, 2018).

Los cuestionarios BFI-15P y BFI-10P fueron derivados de la validación de la versión en español del *Big Five Inventory* (BFI; Benet-Martinez & John, 1998) en universitarios peruanos, la cual fue diseñada prescindiendo de los usos del idioma propios de cada país haciendo de esta una versión estándar. Con todo, los BFI-15P y BFI-10P cuentan con un solo estudio instrumental sobre su estructura factorial (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018a), por lo que es necesario enriquecer el bagaje respecto a sus bondades psicométricas. En dicho estudio se recomendó corroborar la estructura de cinco dimensiones con muestras independientes, motivo por el cual se consideró para este estudio, además de los universitarios, un grupo de adultos procedente de la población general.

Además, si bien no es la primera vez que se aplica de forma conjunta el CFA y ESEM a medidas breves de personalidad, las investigaciones revisadas se concentran en los índices de ajuste y correlaciones interfactoriales, pero no considera la evaluación de la presencia de *malas especificaciones* presentes en el modelo basado en CFA (Arias et al., 2018; Ginns et al., 2014), la confiabilidad del constructo (Gunnarsson et al., 2015) o evidenciar que las correlaciones interfactoriales teóricamente esperadas (e.g., entre *extraversión* y *amabilidad*; ver Dominguez-Lara, Merino-Soto, Zamudio, & Guevara-Cordero, 2018, para un resumen) aparecen al controlar la complejidad factorial de los ítems inherente al modelo mediante la estimación de las cargas cruzadas.

Otro aspecto a considerar es la ausencia de modelos competitivos distintos al habitual modelo nulo provisto por los programas basados en SEM (e.g., todos los ítems son independientes entre sí), pero que son factibles de aparecer en estudios instrumentales (p.e., *factores de dificultad*: agrupamiento de ítems basados en medias). Aunque los ítems ordinales de una medida usualmente son tratados como variables continuas, sus valores discretos son característicos de ellos y, pese a ello, no dejan de ser variables categóricas. Esta característica tiende a producir factores de dificultad que son

confundidos como factores sustantivos, y por lo tanto, interpretados como tales (Bernstein & Teng, 1989; Merino, Manrique, Angulo, & Isla, 2007). Por otro lado, un aspecto a resaltar es que en algunos casos (e.g., Gunnarsson et al., 2015) se omite el reporte de las cargas secundarias lo que imposibilita valorar el grado de *complejidad de los ítems*, que si bien tradicionalmente se ha reservado al EFA (Fleming & Merino, 2005), es factible aplicarlo al enfoque ESEM debido a las características del método y el modelo a evaluar.

Conforme a lo expuesto, el objetivo del presente trabajo fue analizar la estructura interna de dos medidas breves de personalidad, el BFI-15P y BFI-10P, mediante SEM-CFA y ESEM.

Método

Participantes

Se contó con la participación de 534 estudiantes universitarios (77.5 % mujeres) entre los 16 y 38 años ($M_{edad} = 20.75$; $DE_{edad} = 2.86$; 91.2 % entre 18 y 26 años), 92.1 % solteros y el 27.9 % trabaja. Los estudiantes cursaban entre el primer y octavo ciclo de la carrera de psicología (95 % entre el tercer y octavo ciclo) en una universidad de gestión privada ubicada en Lima Metropolitana.

El grupo procedente de población general estuvo conformado por 238 personas (53.8 % mujeres) de diferentes ocupaciones, entre los 18 y 61 años ($M_{edad} = 31.75$; $DE_{edad} = 8.70$; 68.2 % entre 20 y 32 años), 62.2 % solteros. Con respecto a la instrucción el 37 % reportó educación superior universitaria, mientras que el 37 % y 16.4 % educación superior técnica y educación secundaria (el resto no respondió), respectivamente.

Instrumentos

El *Big Five Inventory-15P* y el *Big Five Inventory-10P* (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018a) son dos medidas breves que mediante 15 y 10 ítems, respectivamente, evalúan los 5GF: *Extraversión* (e.g., ...es extrovertido, sociable), *Afabilidad* (e.g., ...es considerado y amable con casi todo el mundo), *Responsabilidad* (e.g., ...hace planes y los sigue cuidadosamente), *Neuroticismo* (e.g., ...es temperamental, de humor cambiante), y *Apertura* (e.g., ...valora lo artístico y lo estético). Los ítems presentan cinco opciones de respuesta (*Muy en desacuerdo*, *Ligeramente en desacuerdo*, *Ni de acuerdo ni en desacuerdo*,

Ligeramente de acuerdo y *Muy de acuerdo*), y evalúan cada dimensión a razón de tres (BFI-15P) y dos (BFI-10P) ítems.

Procedimiento

El presente reporte fue desarrollado como parte del proyecto *Relación entre burnout académico, ansiedad y depresión en estudiantes universitarios: análisis mediacional de factores protectores y de riesgo* aprobado con Resolución Decanal N° 0130-2018-DF.CC.CC.TyPs.-USMP. Antes de las evaluaciones, fueron solicitados los permisos respectivos a las autoridades universitarias para realizar las aplicaciones en horario de clase, lo que posteriormente fue coordinado con los docentes de curso. Luego de firmar del consentimiento informado, se dieron las instrucciones y los estudiantes completaron los cuestionarios de manera voluntaria y anónima. Por otro lado, la información de la población general fue obtenida en el contexto de otras investigaciones que incluyeron el BFI-15P, donde a su vez los participantes fueron informados de que los datos brindados serían usados para fines académicos. En la presente investigación fueron aplicados los principios de la declaración de Helsinki, así como del código de ética del colegio de psicólogos del Perú (Colegio de Psicólogos del Perú, 2017).

Análisis de datos

Fueron analizados los estadísticos descriptivos, media y desviación estándar, así como la asimetría y curtosis donde valores superiores a 3 y 10, respectivamente, indican un alejamiento significativo de la normalidad (Kline, 2016). Luego de ello, se ejecutó un *análisis factorial confirmatorio* (CFA) y un *modelamiento exploratorio de ecuaciones estructurales* (ESEM), ambos con el programa Mplus versión 7 (Muthén & Muthén, 1998-2015) y con el método de estimación WLSMV y correlaciones policóricas. En el caso del ESEM, se especificó la rotación geomin ($\epsilon = .05$; Asparouhov & Muthén, 2009). El ajuste se consideró aceptable con un CFI > .90 (McDonald & Ho, 2002) y que el límite superior del intervalo de confianza (IC) del RMSEA sea menor que .10 (West, Taylor, & Wu, 2012). En ambos casos se esperó que las magnitudes de las *cargas principales* (de los ítems que teóricamente pertenecen a su factor) sean mayores que .60 (Dominguez-Lara, 2018), y que la magnitud de las correlaciones interfactoriales permitan la

diferenciación de los factores. Para el caso del ESEM, la relevancia de las *cargas secundarias* (de los ítems que teóricamente no pertenecen al factor) se evaluó con el *índice de simplicidad factorial* (ISF; Fleming & Merino, 2005), cuyos valores menores que .70 indican un grado de complejidad que podría afectar la interpretación del ítem.

A fin de comparar los modelos propuestos con modelos nulos distintos a los habituales (e.g., todas las variables independientes entre sí), se construyeron modelos competitivos no sustantivos (Bernstein & Teng, 1989; Merino et al., 2007) en base a la magnitud de las medias y desviación estándar. Por ejemplo, se agruparon los tres ítems con las medias más altas en un primer factor, y así sucesivamente. Producto de ello, el ajuste de los modelos CFA con la estructura original fue comparado con dos modelos no sustantivos en cada muestra.

La diferenciación empírica entre factores fue evaluada comparando la raíz cuadrada de la varianza media extraída (\sqrt{VME}) con la correlación interfactorial (ϕ), esperando que la primera sea de mayor magnitud. Esto indica que cada factor retiene por sí mismo más varianza de la comparte con otro.

Por otro lado, con la mejor estimación (sea

ESEM o CFA), la confiabilidad del constructo fue estimada con los coeficientes ω y H , esperando magnitudes moderadas ($> .70$; Hunsley & Marsh, 2008). Adicionalmente, fue analizada la diferencia entre coeficientes α y ω ($\Delta_{\alpha-\omega}$; Gignac, Bates, & Jang, 2007) a fin proveer información sobre los efectos de la violación de la tau-equivalencia sobre la confiabilidad de las puntuaciones, considerando valores mayores que $|.060|$ como sustanciales (Gignac et al., 2007).

Finalmente, en cuanto al CFA, además del ajuste, fue evaluada la presencia de *malas especificaciones* (Saris et al., 2009) mediante un módulo especializado (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018b). Para tal motivo, fueron consideradas las potenciales *cargas cruzadas* con base en *índices de modificación* estadísticamente significativos ($\chi^2 > 10$).

Resultados

Análisis descriptivo

En términos generales, los ítems presentan magnitudes de asimetría y curtosis adecuadas (Tabla 1), ya que solo un ítem excede los límites permitidos para la valoración de la curtosis en el grupo de población general (ítem 8: *...persevera hasta terminar el trabajo*).

Tabla 1.

Estadísticos descriptivos de los ítems

	Universitarios				Adultos			
	M	DE	g_1	g_2	M	DE	g_1	g_2
Ítem 1*	3.569	1.129	-0.574	-0.443	3.517	1.105	-0.544	-.0320
Ítem 2	2.236	1.253	0.582	-0.954	1.664	0.975	1.434	1.163
Ítem 3*	4.240	0.826	-1.213	1.894	4.420	0.769	-1.670	3.978
Ítem 4	3.747	0.956	-0.524	-0.174	4.340	0.805	-1.332	2.095
Ítem 5*	3.876	0.927	-0.533	-0.207	4.710	0.613	-2.622	8.563
Ítem 6*	3.155	1.222	-0.138	-1.009	2.597	1.186	0.257	-0.939
Ítem 7*	3.953	1.010	-0.860	.0318	3.992	1.095	-0.937	0.211
Ítem 8*	4.099	0.892	-0.881	0.356	4.664	0.685	-2.796	10.037
Ítem 9	3.577	1.020	-0.411	-0.335	4.076	0.999	-1.074	0.790
Ítem 10*	2.972	1.245	-0.029	-1.026	2.286	1.202	0.580	-.714
Ítem 11	3.463	0.963	-0.367	-0.119	4.063	0.955	-1.065	0.850
Ítem 12	4.154	0.866	-0.929	0.631	4.445	0.771	-1.572	3.000
Ítem 13*	3.479	1.154	-0.384	-0.568	3.756	1.173	-0.671	-0.376
Ítem 14*	4.234	0.835	-1.083	0.972	4.580	0.675	-1.830	4.174
Ítem 15*	3.732	1.133	-0.671	-0.324	4.239	0.899	-1.160	1.130

Nota: M: Media; DE: desviación estándar; g_1 : asimetría; g_2 : curtosis; *: configuran el BFI-10P.

Big Five Inventory-15P: estructura interna y confiabilidad

Muestra universitaria. Los modelos nulos obtuvieron índices de ajuste de baja magnitud, tanto el basado en medias (CFI = .818; RMSEA [90%] = .127 [.119, .135]) como en las desviaciones estándar (CFI = .880; RMSEA [90%] = .103 [.095, .111]). Por el contrario, el CFA ejecutado con el modelo original brinda buenos índices de ajuste en comparación a los anteriores (CFI = .939; RMSEA [90%] = .073 [.065, .082]), cargas factoriales significativas y moderadas, así como buena diferenciación empírica entre factores ($\sqrt{VME_{CFA}} > \phi$) (Tabla 2). Pese a ello, fueron identificadas 19 potenciales cargas cruzadas con IM significativo (IM > 10), de las que 11 fueron malas especificaciones (58%).

En cuanto al ESEM, los índices de ajuste fueron óptimos (CFI = 1.000; RMSEA [90%] = .000 [0.000, .029]), y las cargas factoriales de magnitudes aceptables (mayores a .55 en *neuroticismo* y *amabilidad*; mayores a .35 en los demás). Por otro lado, y si bien la magnitud de las VME disminuyó con relación a las del CFA, se apreciaron evidencias de diferenciación empírica ($\sqrt{VME_{ESEM}} > \phi$), así como correlaciones interfactoriales estadísticamente significativas. La evaluación de la complejidad factorial de los ítems indica que en general se aprecian indicadores aceptables (ISF > .70), excepto en los ítems nueve (...es inventivo) y cuatro (...está lleno de energía) (Tabla 2). La correlación interfactorial promedio fue menor ($\phi_{promedio} = |.174|$) respecto a lo observado en CFA ($\phi_{promedio} = |.390|$).

Sobre la confiabilidad, las magnitudes de ω y H fueron aceptables, y únicamente en *responsabilidad*, los coeficientes α y ω fueron estadísticamente similares, mientras que en el resto las diferencias variaron entre .052 y .11, y pueden considerarse sustanciales (> |.060|).

Adultos de población general. El ajuste fue pobre en los modelos nulos basado en medias (CFI = .909; RMSEA [90%] = .097 [.084, .110]) y las desviaciones estándar (CFI = .599; RMSEA [90%] = .203 [.191, .215]), encontrándose además soluciones impropias (40% de las correlaciones interfactoriales fueron mayores que la unidad). En cambio, los índices de ajuste obtenidos con el CFA del modelo original fueron ligeramente superiores a lo hallado en universitarios (CFI = .941; RMSEA [90%] = .078 [.064, .092]), y si bien

las cargas factoriales fueron en muchos casos de magnitudes moderadas, la diferenciación empírica entre factores fue pobre en algunos casos ($\sqrt{VME_{CFA}} < \phi$) (Tabla 3). Por último, fueron identificadas 16 potenciales cargas cruzadas con IM significativo (IM > 10) que fueron consignadas como malas especificaciones siguiendo los criterios de Saris y colaboradores (2009).

Con relación al ESEM, los índices de ajuste mejoraron sustancialmente (CFI = .991; RMSEA [90%] = .044 [.008, .069]) así como cargas factoriales aceptables. En algunos casos, como *amabilidad*, las VME se redujeron sustancialmente, aunque sin un impacto directo en la diferenciación empírica entre factores ($\sqrt{VME_{ESEM}} > \phi$), y con correlaciones interfactoriales significativas. En cuanto a la complejidad factorial, solo en ocho ítems se encontraron ISF > .70 (Tabla 3). De forma similar a los universitarios, la correlación interfactorial promedio fue mucho más baja ($\phi_{promedio} = |.240|$) comparado al CFA ($\phi_{promedio} = |.606|$).

La evaluación de la confiabilidad indica que las magnitudes fueron más bajas que las encontradas en universitarios, y las dimensiones *responsabilidad*, *extraversión* y *apertura* produjeron similar varianza confiable usando α y ω , mientras que *amabilidad* y *neuroticismo*, pero especialmente el primero, son significativamente diferentes ($| \Delta\alpha - \omega | > .06$).

Big Five Inventory-10P: estructura interna y confiabilidad

Universitarios y adultos de población general. Debido a problemas de identificación del modelo, no pudo conducirse el CFA. En ambos grupos, el ESEM ejecutado evidenció un ajuste óptimo (CFI = 1.000; RMSEA [90%] = .000 [.000, .057], para universitarios; CFI = 1.000; RMSEA [90%] = .000 [.000, .046], para adultos de población general), cargas factoriales adecuadas, buena diferenciación empírica, correlación estadísticamente significativa entre los factores, y una complejidad factorial tolerable, aunque el ítem 10 (...es temperamental, de humor cambiante) está al límite (ISF \approx .70) en los dos casos. Finalmente, los indicadores de confiabilidad del constructo resultados aceptables, aunque favorecen al grupo de universitarios (Tablas 4 y 5).

Al evaluar la confiabilidad, en la muestra de universitarios, las estimaciones fueron aceptables, pero las magnitudes de α y ω fueron discrepantes

en *neuroticismo* y *apertura*, mientras que en *responsabilidad*, *amabilidad* y *extraversión* fueron altamente similares. En la muestra de adultos en general, en cambio las discrepancias fueron todas menores que $|.06|$.

Tabla 2

Estructura interna del BFI-15P en universitarios (CFA y ESEM)

	CFA	F1	F2	F3	F4	F5	ISF
F1: Neuroticismo							
Ítem 2 ^{abce}	.974	.591	-.152	-.155	-.034	.070	.837
Ítem 6	.405	.651	.071	.013	.177	-.057	.895
Ítem 10	.451	.660	.049	.184	-.089	-.011	.887
F2: Responsabilidad							
Ítem 5	.738	-.089	.644	-.026	.128	.073	.915
Ítem 8	.775	-.087	.703	-.053	.074	.141	.916
Ítem 11	.417	.008	.389	.030	.052	.035	.961
F3: Extraversión							
Ítem 1 ^{bcd}	.686	.003	-.009	.739	.025	.128	.962
Ítem 4 ^{bcd}	.725	-.245	.288	.447	.065	.086	.502
Ítem 15	.897	-.094	.063	.789	.195	.070	.898
F4: Amabilidad							
Ítem 3	.716	-.084	.131	.099	.637	.053	.896
Ítem 12	.779	-.059	.086	.016	.665	.266	.814
Ítem 14	.880	-.081	.154	.137	.637	.224	.758
F5: Apertura							
Ítem 7	.634	.100	.203	-.028	-.064	.564	.818
Ítem 9 ^c	.535	.043	.319	.160	-.239	.370	.381
Ítem 13	.626	-.041	-.141	-.048	.048	.832	.955
VME _{ESEM}		.403	.353	.456	.418	.382	
VME _{CFA}		439	440	600	631	360	
$\sqrt{VME_{ESEM}}$.635	.594	.675	.647	.618	
$\sqrt{VME_{CFA}}$.662	.663	.775	.795	.600	
F1			-.274	-.322	-.253	-.013	
F2		-.146		.453	.607	.545	
F3		-.113	.183		.595	.377	
F4		-.136	.249	.218		.458	
F5		-.040 ^{ns}	.271	.156	.225		
ω		.669	.608	.705	.683	.627	
H		.671	.651	.756	.683	.742	
α		.559	.611	.757	.767	.565	
$ \Delta\alpha-\phi $.11	.003	.052	.084	.062	

Nota. ^a: carga cruzada significativa asociada con *extraversión* en CFA; ^b: carga cruzada significativa asociada con *amabilidad* en CFA; ^c: carga cruzada significativa asociada con *responsabilidad* en CFA; ^d: carga cruzada significativa asociada con *neuroticismo* en CFA; ^e: carga cruzada significativa asociada con *apertura* en CFA; en **negrita**: cargas factoriales principales; ISF: Índice de simplicidad factorial; VME_{ESEM}: varianza media extraída con base en el ESEM; VME_{CFA}: varianza media extraída con base en el CFA; sobre la diagonal: correlación interfactorial – método CFA; bajo la diagonal: correlación interfactorial – método ESEM; ω : coeficiente omega; H: coeficiente H. α : coeficiente alfa.

Tabla 3

Estructura interna del BFI-15P en adultos de población general (CFA y ESEM)

	CFA	F1	F2	F3	F4	F5	ISF
F1: Amabilidad							
Ítem 3	.632	.574	.102	.240	.042	-.038	.789
Ítem 12	.780	.558	.159	.052	-.163	.246	.671
Ítem 14	.924	.382	.228	.400	-.257	.147	.304
F2: Responsabilidad							
Ítem 5 ^e	.779	.119	.471	.200	-.275	.065	.557
Ítem 8	.777	.051	.954	-.030	.001	.104	.981
Ítem 11	.636	.326	.244	.041	.039	.223	.450
F3: Extraversión							
Ítem 1 ^{bc}	.433	.002	-.144	.605	.125	.144	.833
Ítem 4 ^{bcd}	.741	-.002	.301	.490	-.240	.024	.567
Ítem 15	.752	.188	-.003	.673	.035	.130	.870
F4: Neuroticismo							
Ítem 2 ^{abce}	.632	-.453	.000	-.019	.327	.071	.644
Ítem 6	.422	.111	.009	.001	.675	-.069	.955
Ítem 10	.690	-.117	.002	.062	.700	-.067	.946
F5: Apertura							
Ítem 7 ^{bcd}	.662	.078	.146	.199	.187	.460	.601
Ítem 9 ^{bcd}	.588	.404	.082	.005	-.076	.163	.767
Ítem 13	.716	-.015	.039	.008	-.063	.981	.993
VME _{ESEM}		.262	.397	.353	.351	.400	
VME _{CFA}		.620	.538	.434	.351	.432	
$\sqrt{VME_{ESEM}}$.512	.630	.594	.592	.632	
$\sqrt{VME_{CFA}}$.787	.733	.659	.592	.657	
F1			.823	.826	-.493	.755	
F2			.35	.711	-.425	.748	
F3			.221	.376	-.311	.685	
F4			-.266	-.203	.077 ^{ns}	-.278	
F5			.260	.272	.277	.100 ^{ns}	
ω		.509	.606	.617	.598	.588	
H		.527	.913	.633	.657	.963	
α		.698	.609	.596	.530	.590	
$ \Delta\alpha-\omega $.189	.003	.021	.068	.002	

Nota: ^a: carga cruzada significativa asociada con extraversión en CFA; ^b: carga cruzada significativa asociada con amabilidad en CFA; ^c: carga cruzada significativa asociada con responsabilidad en CFA; ^d: carga cruzada significativa asociada con neuroticismo en CFA; ^e: carga cruzada significativa asociada con apertura en CFA; en negrita: cargas factoriales principales; ISF: Índice de simplicidad factorial; VME_{ESEM}: varianza media extraída con base en el ESEM; VME_{CFA}: varianza media extraída con base en el CFA; sobre la diagonal: correlación interfactorial – método CFA; bajo la diagonal: correlación interfactorial – método ESEM; ω : coeficiente omega; H: coeficiente H; α : coeficiente alfa.)

Tabla 4.
Estructura interna del BFI-10P en universitarios (ESEM)

	F1	F2	F3	F4	F5	ISF
F1: Neuroticismo						
Ítem 6	.933	-.003	-.028	.058	-.044	.991
Ítem 10	.435	-.053	.040	-.210	.141	.685
F2: Responsabilidad						
Ítem 5	-.035	.591	.060	.148	.028	.910
Ítem 8	-.023	.809	.077	.070	.004	.979
F3: Apertura						
Ítem 7	.110	.255	.513	-.064	.006	.725
Ítem 13	-.054	-.062	.859	.051	-.034	.982
F4: Amabilidad						
Ítem 3	.010	.136	.057	.574	.079	.903
Ítem 14	.026	.115	.178	.813	.062	.914
F5: Extraversión						
Ítem 1	.018	.013	.114	.070	.657	.949
Ítem 15	-.045	.079	.050	.218	.872	.912
VME	.530	.502	.500	.495	.596	
\sqrt{VME}	.728	.708	.704	.704	.772	
F1	1					
F2	-.031 ^{ns}	1				
F3	.004 ^{ns}	.203	1			
F4	-.038 ^{ns}	.305	.203	1		
F5	-.001 ^{ns}	.101	.109 ^{ns}	.268	1	
ω	.666	.663	.653	.656	.743	
H	.874	.709	.760	.709	.797	
α	.519	.667	.562	.665	.764	
$ \Delta\alpha-\omega $.147	.004	.091	.009	.021	

Tabla 5.
Estructura interna del BFI-10P en adultos de población general (ESEM)

	F1	F2	F3	F4	F5	ISF
F1: Extraversión						
Ítem 1	.732	.034	-.034	.038	-.045	.987
Ítem 15	.567	-.004	.005	.080	.311	.729
F2: Neuroticismo						
Ítem 6	.035	.728	.021	-.062	-.019	.986
Ítem 10	.002	.542	-.070	-.065	-.115	.912
F3: Responsabilidad						
Ítem 5	.197	-.278	.607	-.013	.138	.676
Ítem 8	-.043	.060	.778	.142	.157	.905
F4: Apertura						
Ítem 7	.184	.258	.175	.489	.132	.532
Ítem 13	.074	-.097	.046	.875	.063	.967
F5: Amabilidad						
Ítem 3	.186	.060	.139	-.043	.489	.758
Ítem 14	.142	-.108	.125	.120	.780	.885
VME	.428	.412	.487	.502	.424	
\sqrt{VME}	.654	.642	.698	.709	.651	
F1	1					
F2	.027 ^{ns}	1				
F3	.150 ^{ns}	-.112 ^{ns}	1			
F4	.232	-.040 ^{ns}	.241	1		
F5	.405	-.138 ^{ns}	.411	.249	1	
ω	.596	.578	.651	.651	.583	
H	.620	.607	.679	.782	.651	
α	.590	.535	.628	.655	.550	
$ \Delta\alpha-\omega $.006	.043	.023	.004	.003	

Nota (tabla 4 y 5): ISF: Índice de simplicidad factorial; VME: varianza media extraída; ω : coeficiente omega; H: coeficiente H; α : coeficiente alfa

Discusión

El proceso de obtención de evidencias de un instrumento de medición es una empresa compleja e implica una sucesión de estudios a fin de consolidar dicha medida. Para el caso de los instrumentos breves de personalidad, uno de los principales desafíos es el análisis de la estructura interna considerando las ventajas y limitaciones de diferentes enfoques analítico factoriales (Booth & Hughes, 2014), y aunque en ocasiones se deja de lado (e.g., Gosling et al., 2003) es necesario evaluarlo.

En este sentido, si bien los resultados provistos por el presente estudio no incrementan el conocimiento que se tiene respecto a la superioridad del ESEM sobre el CFA en la estimación del ajuste en medidas de personalidad (e.g., Marsh et al., 2010), sí permiten un acercamiento más riguroso a la estructura interna de dos medidas breves de personalidad generada en el contexto peruano, BFI-15P y BFI-10P, y que podrían extenderse a otras realidades latinoamericanas. Aplicar ambos métodos (CFA y ESEM) directamente probó la replicabilidad de la estructura teórica del BFI peruano.

Para comenzar, el ajuste del modelo sustantivo en BFI-15P (e.g., los 5GF) fue superior a los modelos no sustantivos (e.g., configuración basada en la media), lo que brinda evidencia de un débil efecto de la factorización producto de la *dificultad del ítem* u otros aspectos ajenos al modelo evaluado. Adicionalmente, los parámetros obtenidos mediante el ESEM sugieren que los ítems representan aceptablemente sus respectivas dimensiones, y se aprecia una mayor diferenciación entre estas en comparación al CFA en universitarios y adultos de población general, donde la correlación interfactorial supera la VME de cada factor. Sin embargo, en la población general algunos ítems no son influidos por el constructo teórico (e.g., ítem 9: ...es *inventivo*). En este punto del estudio, no es claro el motivo de la débil validez de este ítem para representar su constructo, y es probable que se requiera reformularlo.

Respecto al BFI-10P, si bien no pudo obtenerse una solución factorial por medio del CFA debido a problemas de identificación, los indicadores generales obtenidos solo con ESEM, como las cargas factoriales, VME y confiabilidad, apoyan la estructura hipotetizada, mostrando

además menor complejidad factorial que la exhibida por el BFI-15P.

Con relación a las correlaciones interfactoriales, las obtenidas con ESEM replican en su mayoría el patrón relacional esperado entre las dimensiones del BFI-15P, al observarse relaciones significativas y positivas (e.g., entre *extraversión* y *amabilidad*) o negativas (e.g., *neuroticismo* y *extraversión*) en ambos grupos, lo que refuerza los argumentos a favor de su estructura interna. No obstante, si bien la mayoría de las correlaciones interfactoriales se mantienen como significativas entre las dimensiones del BFI-10P, el *neuroticismo* deja de asociarse con las demás.

En síntesis, la estructura del BFI-15P y BFI-10P es coherente en universitarios, aunque el BFI-10P tiene mayor respaldo para adultos de población general.

Si bien podría cuestionarse el uso del coeficiente α , fue necesaria la estimación de la confiabilidad con múltiples coeficientes porque cada uno se deriva de presupuestos diferentes, y por lo tanto el valor obtenido tiende a variar con relación al cumplimiento de los datos sobre estos presupuestos. Por ejemplo, el modelo tau-equivalencia es condicional a la obtención válida del coeficiente α , y la ausencia de errores correlacionados es condicional a la validez de los tres coeficientes (α , ω y H), por lo que debe conocerse el impacto del incumplimiento de esos supuestos, aunque analizados en conjunto fueron obtenidos algunos patrones de resultados. Primero, la dimensión *neuroticismo* tiende a mostrar consistentemente grandes discrepancias entre α y ω , y el valor obtenido por α generalmente es bajo; esto sugiere la discrepancia de la validez de los ítems para definir el constructo de manera uniforme, y por lo tanto, los ítems parecen representar una medida congénica (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014), lo que además se adhiere a la premisa de que la amplitud de los 5GF solo pueden ser capturadas de forma aproximada y no homogénea por medidas breves como el BFI-15P o BFI10P. En segundo lugar, *responsabilidad* no produjo discrepancias sustanciales, y por lo tanto, es indistinto usar alguno de los coeficientes; esto fue interesante porque la diferencia entre sus cargas factoriales fueron elevadas ($\Delta > .30$; Yoon & Millsap, 2007), pero sin un aparente efecto en la magnitud comparativa de α u ω . En cuarto lugar, el resto de

los factores mostraron un patrón irregular de discrepancias según el grupo estudiado. Por último, la versión de 10 ítems (BFI-10P) fue la que obtuvo menos discrepancias. En conjunto, estos resultados conducen a sugerir que la estimación de la confiabilidad de las puntuaciones en el BFI-15P y BFI-10P se realice con el coeficiente ω , dado que es menos influenciado por la diferencia entre las cargas factoriales y más apropiado para medidas congénicas, como las presentadas. A menos que exista una clara similitud entre las cargas factoriales, el coeficiente α puede obtenerse de manera confiada. Esta sugerencia asume que no hay errores correlacionados, o estos son triviales (e.g., no catalogados como *mala especificación*), pero este supuesto debería ser tratado a profundidad en estudios posteriores. Pese a las potenciales discrepancias entre coeficientes, la replicabilidad del constructo, evaluada con el coeficiente H (Rodríguez, Reise, & Haviland, 2016), mostró magnitudes aceptables aún con la reducida cantidad de ítems de ambas escalas.

Los resultados obtenidos no pueden ser comparados con estudios anteriores directamente, porque no se calcularon coeficientes de confiabilidad derivados del análisis factorial. Esto también sugiere que los estudios anteriores pueden haber tomado conclusiones que aumentaron el error tipo I en relación la confiabilidad de sus datos, esto es, rechazar la confiabilidad obtenida cuando pudo haber sido apropiada. Sin la inclusión de, al menos, dos coeficientes que representen diferentes modelos subyacentes en los datos (e.g., tau-equivalencia y congénico), se corre el riesgo de la inaceptabilidad de la confiabilidad obtenida.

Las implicancias prácticas del presente estudio descansan en el uso del BFI-15P y BFI-10P en investigación empírica, ya que si bien ya se apuntó que el uso de las escalas existentes es masivo (e.g. TIPI; Gosling et al., 2003), los análisis psicométricos realizados en el contexto latinoamericano de otras medidas breves no han recuperado satisfactoriamente los 5GF (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018a; Carvalho et al., 2012) por lo que es necesario virar a alternativas con mejores indicadores. Por otro lado, uno de los aportes brindados en el presente estudio es la inclusión la cuantificación de la complejidad factorial usando las cargas estandarizadas de los ítems en todos los factores

evaluados aprovechando que el modelamiento ESEM estima estas cargas factoriales. De ese modo, los resultados presentan un aceptable argumento para concluir sobre la relativa independencia de los ítems, aunque en mayor grado en el grupo de universitarios. Un segundo aporte es que se evaluó el plausible efecto de factorizar variables categóricas, lo que usualmente es llamado factores de dificultad; este procedimiento no es nuevo, pero parece infraestimado en la investigación psicométrica sobre la estructura interna. Estos resultados corroboraron a robustez de la estructura del BFI-15P y BFI-10P frente a este artefacto estadístico, y con lo cual se añade otro argumento para la replicabilidad de las medidas usadas.

En cuanto a las limitaciones, si bien el tamaño muestral es adecuado considerando el número de ítems, dimensiones y magnitud de las cargas factoriales (Wolf, Harrington, Clark, & Miller, 2013), que los datos fueran obtenidos en una sola ciudad puede limitar su aplicación a otras regiones del país. Del mismo modo, la participación mayoritariamente femenina pudo sesgar los resultados dadas las diferencias halladas entre varones y mujeres en algunos estudios (Schmitt, Realo, Voracek, & Allik, 2008). Esto último, sin embargo, debería ser contrastado con la representatividad distribucional de la muestra de universitarios con relación a su población peruana de referencia, donde es habitual la mayor proporción de mujeres en la matrícula.

Se recomienda ampliar y diversificar la muestra de la población general a otras ciudades peruanas, así como analizar las diferencias según género mediante métodos que capitalicen la complejidad inherente al modelo de los 5GF. Sería conveniente complementar con otros procedimientos (e.g., relación con otras variables psicológicas) para otorgarle al BFI-15P y BFI-10P pertenencia a una red nomológica, sobre todo cuando es sabido que la personalidad es una variable predictora, incluso mediadora, de diversos constructos psicológicos.

Por último, se recalca que estas versiones breves no deben ser empleadas en contextos de alto impacto en la toma de decisiones (selección de personal, diagnóstico clínico, etc.), porque su brevedad puede no satisfacer la cobertura de contenido de constructos de amplio rango conceptual que es necesaria para esas situaciones; por lo tanto, es preferible reservar su

uso para investigación empírica o instrumental, o evaluaciones masivas sin impacto directo en la vida de las personas (e.g., encuestas nacionales; Rammstedt, Goldberg, & Borg, 2010).

Referencias

- Arias, V. B., Jenaro, C., & Ponce, F. P. (2018). Testing the generality of the general factor of personality: An exploratory bifactor approach. *Personality and Individual Differences, 129*, 17–23. doi: 10.1016/j.paid.2018.02.042
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 16*(3), 397-438. doi: 10.1080/10705510903008204
- Benet-Martinez, 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
- Bernstein, I. H., & Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: Spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin, 105*(3), 467-477. doi: 10.1037/0033-2909.105.3.467
- Booth, T., & Hughes, D. J. (2014). Exploratory structural equation modeling of personality data. *Assessment, 21*(3), 260-271. doi: 10.1177/1073191114528029
- Carvalho, L., Nunes, M., Primi, R., & Nunes, C. (2012). Unfavorable evidence for personality assessment with a 10-item instrument. *Paidéia (Ribeirão Preto), 22*(51), 63-71. doi: 10.1590/S0103-863X2012000100008
- 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.
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). Código de Ética Profesional del Psicólogo Peruano. Recuperado de: http://www.cpsp.pe/aadmin/contenidos/marcol_egal/codigo_de_etica_del_cpsp.pdf
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica, 28*(6), 401-402. doi: 10.1016/j.enfcli.2018.06.002
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018a). 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
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018b). Evaluación de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, 10*(2), 19-24. doi: 10.30882/1852.4206.v10.n2.19595.
- Dominguez-Lara, S., Merino-Soto, C., Zamudio, B., & Guevara-Cordero, C. (2018). Big Five Inventory en Universitarios Peruanos: Resultados Preliminares de su Validación. *Psykhé, 27*(2), 1 – 12. doi: 10.7764/psykhe.27.2.1052
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology, 105*(3), 399 – 412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Fleming, J., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología, 23*(2), 252-266.
- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. (2007). Implications relevant to CFA model misfit, reliability, and the Five Factor Model as measured by the NEO-FFI. *Personality and Individual Differences, 43*(5), 1051–1062. doi: 10.1016/j.paid.2007.02.024
- Ginns, P., Martin, A. J., Liem, G. A. D., & Papworth, B. (2014). Structural and concurrent validity of the International English Mini-Markers in an adolescent sample: Exploring analytic approaches and implications for personality assessment. *Journal of Research in Personality, 53*, 182–192. doi: 10.1016/j.jrp.2014.10.001
- Gosling, S., Rentfrow, P., & Swann, W. (2003). A very brief measure of the Big Five personality domains. *Journal of Research in Personality, 37*(6), 504-528. doi: 10.1016/S0092-6566(03)00046-1
- Gunnarsson, M., Gustavsson, P., Holmberg, S., & Weibull, L. (2015). *Statistical evaluation of six short Five Factor Model personality measures aiming for potential inclusion in the SOM Institute's national surveys*. Recuperado

- desde:
https://som.gu.se/digitalAssets/1557/1557730_statistical-evaluation-of-six-short-five-factor-model-personality-measures.pdf
- Hunsley, J., & Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. En J. Hunsley & E. J. Marsh (Eds.) *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). Oxford: Oxford University Press.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J. S., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment*, 22(3), 471-491. doi:10.1037/a0019227
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., & Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling*, 16(3), 439-476. doi: 10.1080/10705510903008220
- McCrae, R., Zonderman, A., Costa, P., Bond, M., & Paunonen, S. (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.
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64-82. doi: 10.1037/1082-989X.7.1.64
- Merino, C., Manrique, G., Angulo, M., & Isla, N. (2007). Indicador de Estrategias de Afrontamiento al Estrés: Exploración normativa y de su estructura factorial. *Ansiedad y Estrés*, 13(1), 25-40.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2015). *Mplus User's guide* (7th ed.). Los Ángeles, CA: Muthén & Muthén.
- Perera, H. N., Mclveen, P., Burton, L. J., & Corser, D. M. (2015). Beyond congruence measures for the evaluation of personality factor structure replicability: An exploratory structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences*, 84, 23-29. doi: 10.1016/j.paid.2015.01.004
- Rammstedt, B. (2007). The 10-Item Big Five Inventory (BFI-10): Norm values and investigation of socio-demographic effects based on a German population representative sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 23, 193-201. doi: 10.1027/1015-5759.23.3.193
- Rammstedt, B., Goldberg, L. R., & Borg, I. (2010). The measurement equivalence of Big-Five factor markers for persons with different levels of education. *Journal of Research in Personality*, 44(1), 53-61. doi: 10.1016/j.jrp.2009.10.005
- Rammstedt, B., & John, O. P. (2007). Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality*, 41(1), 203 - 212. doi: 10.1016/j.jrp.2006.02.001
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16(4), 561 - 582. doi: 10.1080/10705510903203433
- Schmitt, D. P., Realo, A., Voracek, M., & Allik, J. (2008). Why can't a man be more like a woman? Sex differences in Big Five personality traits across 55 cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(1), 168 - 182. doi: 10.1037/0022-3514.94.1.168
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 209-231). New York, NY: Guilford.
- Wolf, E., Harrington, K., Clark, S., & Miller, M. (2013). Sample size requirements for structural equations modeling: an evaluation of power, bias, and solution propriety. *Educational and Psychological Measurement*, 76(6), 913-934. doi: 10.1177/0013164413495237
- Yoon, M., & Millsap, R. E. (2007). Detecting

Dominguez-Lara, S. y Merino-Soto, C. / RACC, 2018, Vol. 10, N°3, 22-34

violations of factorial invariance using data-based
specification searches: A Monte Carlo study.
Structural Equation Modeling, 14(3), 435–463.
doi: 10.1080/10705510701301677