







Artículo original

Evidencias de validez del Inventario NEO-FFI en adultos mayores colombianos

Validity evidence of the Inventory NEO-FFI in Colombian older adults

María Fernanda Reyes-Rodríguez ¹  [ORCID](#); Natalia Maldonado ²  [ORCID](#); Luz Adriana Trujillo ³  [ORCID](#); Eva Chaparro ⁴  [ORCID](#); Encarnación Satorres ⁵  [ORCID](#); Juan Carlos Meléndez ⁵  [ORCID](#)

¹ PhD. en Psicogerontología. Universidad El Bosque, Colombia.

² Maestra en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y de la Salud. Universidad El Bosque.

³ PhD. de Psicología Clínica y de la Salud. Universidad El Bosque.

⁴ Psicóloga. Universidad El Bosque.

⁵ PhD. en Psicogerontología. Universidad de Valencia, España.

Fecha correspondencia:

Recibido: marzo 03 de 2021.

Aceptado: febrero 23 de 2022.

Forma de citar:

Reyes-Rodríguez, M.F., Maldonado, N., Trujillo, A., Chaparro, E., Satorres, E., & Meléndez, J.C. (2022). Evidencias de validez del Inventario NEO-FFI en adultos mayores colombianos. *Rev. CES Psico*, 15(2), 135-150. <https://dx.doi.org/10.21615/cesp.6136>

Open access

© Derecho de autor

Licencia creative commons

Ética de publicaciones

Revisión por pares

Gestión por Open Journal System

DOI: 10.21615/cesp.6136

ISSNe: 2011-3080

Publica con nosotros

Resumen

El uso de instrumentos para evaluar la personalidad es una práctica común en psicología, de ahí que su validación y adaptación a diferentes grupos poblacionales sea fundamental. El objetivo de la presente investigación fue evaluar la validez de constructo del NEO Five Factor Inventory (NEO-FFI) en un grupo de 617 personas adultas mayores en Bogotá, Colombia. Se realizaron análisis factoriales confirmatorios, así como un análisis bifactorial. Los resultados mostraron que el inventario no logra un ajuste adecuado en ninguno de los modelos de primer orden, ni en el modelo bifactorial, como tampoco en el análisis de los factores por separado. Solamente, presentó un ajuste adecuado en los modelos AFC modificados que evalúan cada factor como individual, a excepción del factor Amabilidad. Precisamente, los ítems que tuvieron bajas cargas factoriales son aquellos ítems negativos o reversos, y, dado que la comprensión de este tipo de ítems requiere de mejores habilidades lingüísticas, se infiere que el bajo nivel educativo de las personas que conformaron la muestra pudo interferir en el logro de un ajuste adecuado de los modelos; en consecuencia, se recomienda estudiar este aspecto en futuras investigaciones.

Palabras clave: vejez; personalidad; NEO-FFI; Análisis Factorial Confirmatorio.

Abstract

The use of instruments to assess personality is a common practice in psychology, therefore its validation and adaptation to different population groups is fundamental. The aim of the current research was to evaluate the construct validity of the NEO-FFI Inventory in a group of 617 elderly people in Bogotá, Colombia. First ordered confirmatory factor analyses and bi-factor models were performed. The results showed that the Inventory does not achieve an adequate adjustment in any of the first-order models, nor in the bi-factorial model, nor in the analysis of the factors separately. Only in the modified CFA models that evaluate each factor individually, with the exception of Agreeableness, an adequate fit was achieved. The items registering low factor loadings are especially those negative or reverse items, and since the understanding this type of items requires better linguistic skills, it is inferred that the low educational level of the sample could interfere in achieving an adequate adjustment of the models. Consequently, it is recommended to study this aspect in future research.

Keywords: old age; personality; NEO-FFI; Confirmatory Factor Analysis.

Introducción

La evaluación psicológica en personas mayores es un reto (Rossi et al., 2014; Segal et al., 2012), especialmente, por la alta probabilidad de que presenten dificultades sensoriales y cognitivas asociadas a la edad (Edelstein et al., 2008), así como, bajos niveles educativos (Hooren et al., 2007) especialmente, en los países denominados en vías de desarrollo. Por lo tanto, en los estudios y tratamientos con personas de esta población, es fundamental realizar una elección adecuada de las herramientas de medición que permitan lograr un adecuado diagnóstico, intervención y seguimiento (Edelstein et al., 2008; Rossi et al., 2014; Segal et al., 2012; Van den Broeck et al., 2012a).

El modelo de los Cinco Grandes Factores (Big-Five) de Costa y McCrae (1988) ha liderado las teorías de la personalidad en la adultez (Roberts et al., 2006; Segal et al., 2012), especialmente, porque ha demostrado su aplicabilidad transcultural (Ispas et al., 2014). Este modelo plantea que los rasgos de personalidad son relativamente estables a lo largo de la vida y se mantienen a través de diferentes culturas (McCrae et al., 1998; McCrae & Costa, 2004). Sin embargo, dado que el desarrollo de la personalidad sucede a lo largo de la vida, incluso en la vejez (Roberts et al., 2006; Wagner & Mueller, 2020), se ha encontrado que algunos de estos rasgos de personalidad cambian durante el envejecimiento (Debast et al., 2014). Por ejemplo, la amabilidad y responsabilidad tienden a aumentar con la edad mientras que el neuroticismo y apertura a la experiencia generalmente presentan una leve disminución (Roberts et al., 2006). Y, en muchos casos, estos cambios pueden facilitar la adaptación a las circunstancias que se viven en la vejez (Debast et al., 2014).

El estudio de la personalidad en personas adultas mayores se ha enfocado en conocer los cambios durante el ciclo vital (Debast et al., 2014), identificar trastornos de la personalidad, así como, reconocer aspectos positivos en esta etapa de la vida que actúan como factores protectores del deterioro cognitivo y la enfermedad de Alzheimer (Duchek et al., 2007; Terracciano & Sutin, 2019), y predictores del bienestar y de un adecuado funcionamiento psicosocial en la vejez (Potter et al., 2020; Rizzuto et al., 2017).

Ahora bien, se han elaborado distintos inventarios para la evaluación del modelo de los Cinco Grandes Factores de Costa y McCrae (1988), entre ellos, el más utilizado es el NEO Personality Inventory (NEO-PI), que evalúa cada uno de los factores principales de la personalidad propuestos por dicho modelo: (O = Apertura a la experiencia, C = Responsabilidad, A = Amabilidad, E = Extraversión; y N = Neuroticismo). El NEO-PI ha demostrado ser confiable y válido tanto para muestras clínicas, como normativas (McCrae & Costa, 2004). Existen versiones en diferentes idiomas y su validación ha mostrado aplicabilidad transcultural (p.e. Ispas et al., 2014; McCrae et al., 1998); (Panayiotou et al., 2004).

Debido a que la versión revisada del NEO-PI (NEO Personality Inventory-Revised -NEO-PI-R) tuvo en cuenta el contexto y características de la adultez mayor para la selección de sus ítems (Rossi et al., 2014) y ha demostrado tener adecuadas propiedades psicométricas para ser usado con personas mayores (Costa & McCrae, 1988; Van den Broeck et al., 2012b), es comúnmente usado en estudios en esta población. Sin embargo, la aplicación de la versión completa está dirigida a personas adultas mayores con educación académica (Segal et al., 2012), alfabetos y sin deterioro cognitivo (Edelstein et al., 2008).

A pesar de que las diferentes versiones del inventario NEO (NEO-PI, NEO-FFI, NEO-PI-R) se han caracterizado por su aplicabilidad transcultural, su estructura factorial no siempre se ha podido comprobar (ej: Le Corff & Busque-Carrier, 2016; Vassend & Skrandal, 2011). La falta de un buen ajuste del modelo se ha atribuido a la correlación entre los errores, razón por la cual Gignac et al., (2007) plantearon la necesidad de abordar cada uno de los factores como individuales y Cupani et al., (2012) sugieren revisar y mejorar el ajuste del factor Amabilidad.

Por su parte, Marsh et al. (2010) refieren que los enfoques metodológicos clásicos a través del uso de análisis factoriales confirmatorios (AFC) para evaluar los inventarios de personalidad NEO pueden ser muy restrictivos, por lo que proponen usar metodologías más flexibles como los modelos de ecuaciones estructurales exploratorios (ESEM), cuando el enfoque de AFC no logra un ajuste adecuado. También se recomienda usar el enfoque de modelos bifactoriales para el estudio de la personalidad (Gäde et al., 2017; Howell et al., 2020), dado que el factor general está al mismo nivel de los otros factores específicos y es útil cuando los diferentes dominios o factores están relacionados, como es el caso del modelo de personalidad de los Cinco Grandes Rasgos (Chen et al., 2006).

En Latinoamérica, los estudios sobre las características psicométricas de los inventarios de personalidad NEO en población adulta mayor son escasos. Existen investigaciones en población joven y no logran comprobar su estructura factorial (Martínez-Uribe & Cassaretto-Bardales, 2011; Meda-Lara et al., 2015). Dado lo anterior, este estudio busca evaluar la validez de constructo del inventario NEO-FFI en una muestra de adultos mayores colombianos a través de diferentes enfoques metodológicos, desde el enfoque clásico de AFC hasta modelos más flexibles como los bifactoriales (ver [Figura 1](#)).

Método

La presente investigación corresponde a un estudio de tipo instrumental que tiene como objetivo conocer la confiabilidad y validez de un instrumento que mide el constructo psicológico de la personalidad (Ato, López, & Benavente., 2013).

Participantes

La muestra estaba conformada por 617 personas de entre 57 y 80 años ($M = 70$, $SD = 7,4$) que vivían en espacios domésticos, es decir, no estaban institucionalizadas. Del total, 39% eran hombres y 61% mujeres. Un 27% no finalizaron escuela primaria, 18% completaron primaria, seguidos por 14% con secundaria incompleta; 10% habían terminado la escuela secundaria; 7% terminaron el nivel técnico-técnico, mientras que 14% tenían estudios universitarios; y, finalmente, 10% no tenía estudios.

Como criterios de inclusión de los participantes se tuvo en cuenta: a) personas de 60 años y más, b) de nacionalidad colombiana, c) que no presentarán ningún signo de alteración cognoscitiva, moderado a severo, y/o trastorno psiquiátrico diagnosticado que afecte su desempeño. Como método de cribado del deterioro cognoscitivo se utilizó el Mini Mental State Examination.

Instrumentos

NEO Five Factor Inventory (NEO-FFI). Desarrollado por Costa y McCrae (1988), es una versión reducida del NEO-PI. Consta de 60 elementos para evaluar el modelo de personalidad de los Cinco Grandes Factores: (N) Neuroticismo, (A) Amabilidad, (C) Responsabilidad, (O) Apertura a experiencia, y (E) Extraversión. Utiliza una escala Likert de 0 - Totalmente en desacuerdo a 4 - Totalmente de acuerdo. El NEO-FFI ha sido traducido a varios idiomas y mostró propiedades psicométricas adecuadas (Ispas et al., 2014; McCrae & Costa, 2004). Para este estudio se utilizó la versión en español del inventario, de la cual Aluja et al. (2005) reportaron una buena estructura de ítems.

Procedimiento

Los participantes fueron contactados en centros comunitarios que ofrecen actividades de esparcimiento para adultos mayores en la ciudad de Bogotá, Colombia y dos municipios de los

alrededores. Inicialmente, fueron informados sobre el propósito del estudio e invitados a participar, enfatizando en el carácter voluntario y confidencial de dicha participación. Quienes manifestaron su interés firmaron el respectivo consentimiento.

En primera instancia, se utilizó el MiniMental State Examination (MMSE) como método de cribado del deterioro cognitivo para determinar si la persona cumplía con los criterios de inclusión. Se tuvieron en cuenta los puntos de corte de la validación colombiana realizada por Roselli et al. (2000): personas con escolaridad de básica primaria o más con puntuaciones mayores o iguales a 24, alfabetas sin estudios con puntuaciones mayores o iguales a 21 y analfabetas con puntuaciones mayores o iguales a 17. Cinco personas fueron excluidas por puntuar por debajo del punto de corte del MMSE y derivadas a una evaluación especializada a través de su seguro de salud, y quienes cumplieron los criterios de inclusión y manifestaron su interés en continuar, siguieron el protocolo.

El Inventario fue autoadministrado, las personas fueron citadas en salones comunales y un auxiliar de investigación apoyó a quienes necesitaron asistencia para la lectura del mismo. Al final, se les informó que, si estaban interesados en los resultados, podrían solicitarlos y se les proporcionó información de contacto.

Consideraciones Éticas

El proyecto dio cumplimiento a los requisitos de ética de la investigación con participantes humanos consideradas en la declaración de Helsinki. El estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad El Bosque, institución que lo financió (PCI2012-338), y cada participante firmó el respectivo consentimiento informado.

Análisis Estadístico

Para conocer la confiabilidad de la prueba se utilizó el coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach para cada una de las dimensiones y el alfa de Cronbach sin el ítem para conocer si el error de medida aumentaba una vez se eliminará alguno de los ítems. En cuanto a las evidencias de validez de constructo se realizaron análisis factoriales confirmatorios (AFC) en Mplus7 para datos ordinales, se evaluaron AFC de primer orden para el modelo completo y para cada rasgo por separado (ver [Figura 1](#)). Se usó el método de estimación 'Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted' (WLSMV). El ajuste de los modelos se evaluó a través de χ^2 e índices de aproximación. Debido a que el χ^2 es una medida conservadora, es poco probable que los modelos de ecuaciones estructurales en ciencias sociales logren un modelo con un buen ajuste definido por este estadístico, por lo que se analizaron adicionalmente índices de aproximación (Byrne, 2012). Se tuvieron en cuenta los índices de ajuste incremental el 'comparative fit index' ($CFI \geq 0,90$) y el 'Root Mean Square Error of Aproximation' ($RMSEA \leq 0,70$) (Byrne, 2012; Hu & Bentler, 1998). Se realizaron modificaciones a los modelos de medición a través del análisis de las cargas y residuales estandarizados. Adicionalmente, se evaluó un modelo bifactorial (ver [Figura 1](#)). Estos modelos tienen ventajas en el estudio de los inventarios

de personalidad (Hörz-Sagstetter et al., 2020) ya que permiten evaluar si la varianza sistemática del ítem es explicada tanto por el factor general como el específico (Gäde et al., 2017; Howell et al., 2020).

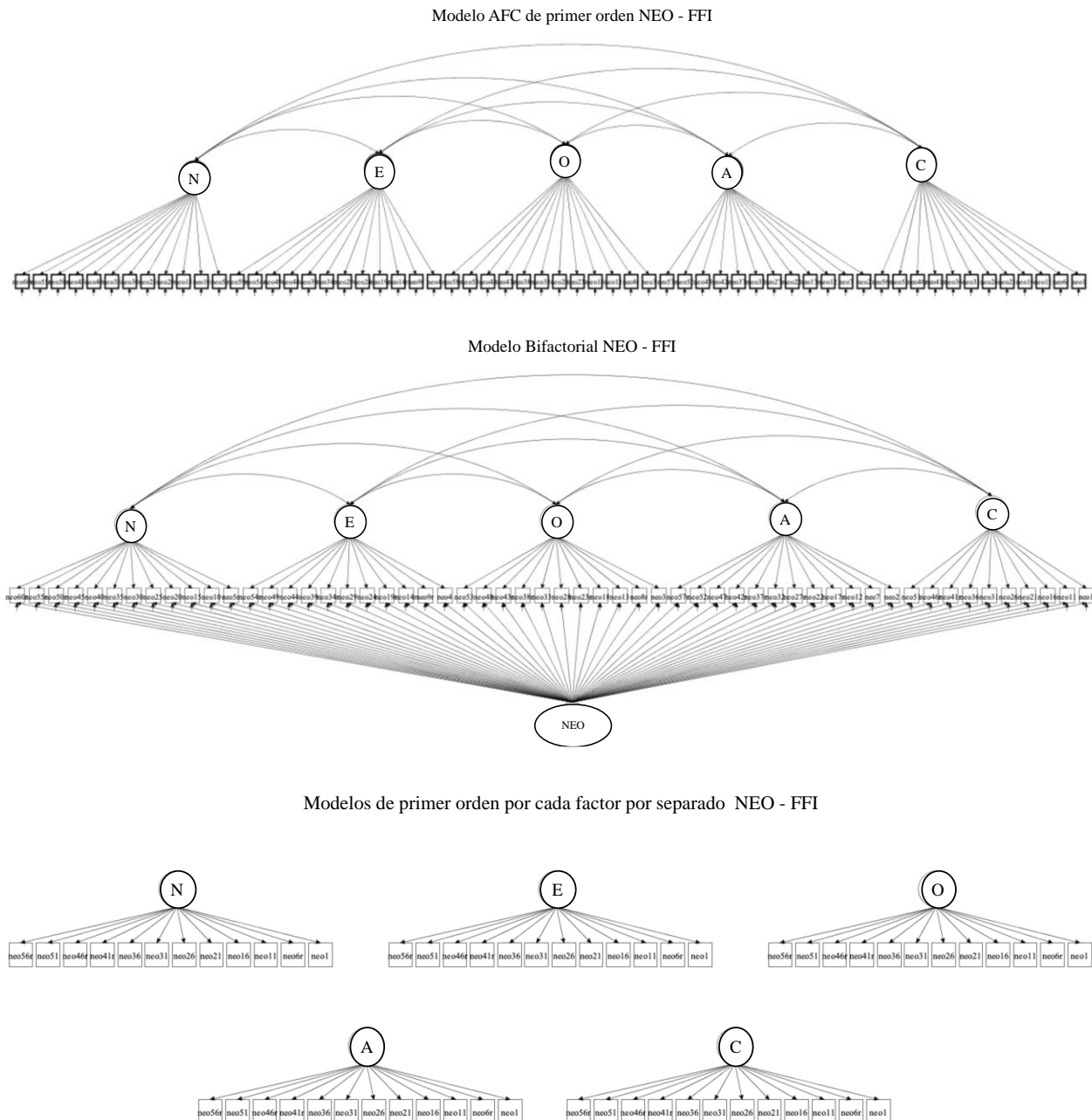


Figura 1. Representación de los modelos evaluados en este estudio del inventario NEO -FFI.
 N = neuroticismo, E = extraversión, O = apertura a la experiencia, A = amabilidad y
 C = responsabilidad.

Resultados

Se calculó, inicialmente, la consistencia interna de cada uno de los factores con el coeficiente alfa de Cronbach. Los resultados mostraron una consistencia interna aceptable para los factores de Neuroticismo ($\alpha = .72$) y Extraversión ($\alpha = .75$). La consistencia interna para las otras dimensiones fue media y baja: Apertura a la Experiencia ($\alpha = .59$), Amabilidad ($\alpha = .63$) y Responsabilidad ($\alpha = .67$).

Se realizó un AFC para datos ordinales en el programa Mplus7. Debido a que no se encontró una distribución normal, se usó como método de estimación el WLSMV considerado robusto y que se usa para variables no distribuidas normalmente (Brown, 2006).

Inicialmente, se realizó un AFC de primer orden para el NEO-FFI completo, es decir, con los cinco factores. Este primer modelo obtuvo un ajuste pobre en todos los índices (ver [Tabla 1](#)). La mayoría de las cargas factoriales y las correlaciones entre los factores fueron significativas. Sin embargo, se encontró que el ítem “A veces pierdo el interés cuando la gente habla de cuestiones muy abstractas y teóricas” del factor Apertura a la experiencia (O) no fue significativo y que las saturaciones de algunos elementos fueron muy bajas ($\leq .20$).

Con base en los pobres resultados en la consistencia interna y las bajas cargas factoriales de algunos elementos, se eliminaron estos ítems y se probó un segundo modelo. Para el factor de Neuroticismo (N) se eliminó el ítem “6. rara vez me siento con miedo o ansioso”; el de Extraversión (E) el ítem “42. huyo de las multitudes”; el de Apertura a la experiencia (O) los ítems “8. la poesía tiene poco o ningún efecto sobre mí”, “23. encuentro aburridas las discusiones filosóficas”, “38. tengo poco interés en andar pensando sobre la naturaleza del universo o de la condición humana”, “43. a veces pierdo el interés cuando la gente habla de cuestiones muy abstractas y teóricas, y “58. rara vez experimento emociones fuertes”; y el de Amabilidad (A) los ítems “54. puedo ser sarcástico y mordaz si es necesario” y “59. los mendigos no me inspiran simpatía”, y, por último, para el factor de Responsabilidad (C) los ítems “55. hay tantas pequeñas cosas que hacer que a veces lo que hago es no atender a ninguna” y “60. muchas veces no preparo de antemano lo que tengo que hacer”. Este modelo modificado sin los ítems descritos anteriormente logró un ajuste adecuado para el índice RMSEA, pero no para índice CFI (ver [Tabla 1](#)); adicionalmente, el ítem “56. es difícil que yo pierda los estribos” del factor Neuroticismo tuvo una carga factorial no significativa.

Se probó un tercer modelo para evaluar si al eliminar el ítem 56, que no fue significativo, e incluir dos covarianzas entre los errores de los ítems podría mejorar el ajuste del modelo general. Los resultados mostraron un ajuste adecuado para el índice RMSEA, sin embargo, para los índices CFI y TLI el ajuste continuó siendo pobre (ver [Tabla 1](#)). La correlación entre los factores fue significativa a excepción de Neuroticismo y Apertura a la experiencia (ver [Tabla 2](#)). Debido a que no se logró un ajuste adecuado con los modelos, no se realizaron más modificaciones a los modelos AFC y se decidió probar un modelo bifactorial.

Tabla 1. Índices de ajuste análisis factorial confirmatorio y bifactorial del NEO-FFI, modelos iniciales y modificados.

	Modelo	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δ gl	CFI	TLI	RMSEA [IC]
Modelos primer orden	Inicial	9261,13**	1700			,55	,53	,08 [,08 - ,08]
	Modelo 2	3952,39**	1117	5308,74**	20	,61	,59	,06 [,06 - ,07]
	Modelo 3	3428,22**	1068	524,17**	49	,67	,65	,06 [,05 - ,06]
Modelo Bifactoriales	Modelo 4	3261,97**	1418			,78	,76	,046 [,04 - ,05]
	Modelo 5 (3 covarianzas)	2769,12**	1362	492,75**	56	,82	,80	,04 [,03-,04]
	Modelo 6 (11 covarianzas)	2543,04**	1354	226,08**	8	,85	,83	,03 [,03 - ,04]

Tabla 2. Correlación entre los factores AFC NEO-FFI modelo 3 de primer orden.

	N	E	O	A
N	-			
E	-0,42**	-		
O	-0,01	0,61**	-	
A	-0,23**	0,63**	0,45**	-
C	-0,24**	0,64**	0,59**	0,63**

Modelo Bifactorial del NEO-FFI

Primero se evaluó un modelo bifactorial con un factor general y cinco factores (rasgos) específicos. En este modelo no se incluyeron los ítems que en los modelos del AFC presentaron bajas cargas factoriales (ver [Figura 1](#)). El modelo bifactorial (Modelo 4, ver [Tabla 1](#)) presentó igualmente un mal ajuste para CFI y TLI, aunque el índice RMSEA fue satisfactorio y todas las cargas factoriales fueron significativas; sin embargo, se presentaron bajos pesos factoriales (< ,30) para algunos ítems (ej. NEO33, NEO48, NEO53, NEO39). Al revisar los índices de modificación se decidió incluir tres covarianzas entre los errores de los ítems en un nuevo modelo (Modelo 5). Sin embargo, los resultados mostraron que los índices CFI y TLI continuaron con un ajuste pobre (ver [Tabla 1](#)). Las saturaciones de los elementos fueron significativas, aunque algunos ítems continuaron con bajas cargas factoriales. Se revisaron nuevamente los índices de ajuste y se evaluó un nuevo modelo (Modelo 6) en el que se incluyó un total de 11 covarianzas entre los errores. A pesar de que el ajuste mejoró, no se lograron los índices esperados para CFI y TLI (Modelo 6, ver [Tabla 1](#)). Para el modelo 6, las saturaciones de los elementos para los factores específicos y general fueron significativas, al igual que las

Mayo – agosto de 2022

correlaciones entre los factores específicos (ver [Tabla 3](#)). Debido a que el modelo presenta un ajuste pobre a pesar de la inclusión de covarianzas entre los errores, no se realizaron más modificaciones a los modelos bifactoriales.

Tabla 3. Cargas factoriales del modelo bifactorial 6 del NEO-FFI para los factores específicos y general y correlaciones entre los factores específicos.

Rasgo	Ítem	Carga Factorial		Rasgo	Ítem	Carga Factorial	
		Factor específico	Factor General			Factor específico	Factor General
Neuroticismo (N)	NEO1	0,37	0,25	Apertura a la experiencia (O)	NEO3	0,5	0,18
	NEO11	0,38	0,39		NEO8R	0,31	-0,18
	NEO16	0,5	0,33		NEO13	0,57	0,31
	NEO21	0,48	0,38		NEO18	0,43	0,25
	NEO26	0,49	0,35		NEO23R	0,37	-0,23
	NEO31	0,43	0,41		NEO33	0,17	0,46
	NEO36	0,55	0,35		NEO38R	0,36	-0,26
	NEO41R	0,51	-0,23		NEO43R	0,35	-0,29
	NEO46R	0,33	-0,17		NEO48	0,27	0,35
	NEO51	0,36	0,34		NEO53	0,24	0,23
Extraversión (E)	NEO2	0,66	0,24	Responsabilidad (C)	NEO10	0,44	0,29
	NEO7	0,48	0,2		NEO15	0,37	0,27
	NEO12	0,48	0,12		NEO20	0,44	0,27
	NEO17R	0,45	-0,14		NEO25	0,42	0,2
	NEO22	0,46	0,29		NEO30	0,53	0,28
	NEO27R	0,53	-0,21		NEO35	0,35	0,35
	NEO32	0,51	0,24		NEO40	0,48	0,34
	NEO37R	0,44	-0,26		NEO45	0,52	0,32
	NEO42R	0,3	-0,2		NEO50R	0,42	-0,27
	NEO47	0,39	0,38		NEO55R	0,37	-0,43
	NEO52	0,4	0,33		NEO60R	0,34	-0,31
	NEO57R	0,45	-0,21				
	Amabilidad (A)	NEO4	0,39		0,28		
NEO9R		0,43	-0,31				
NEO14R		0,4	-0,31				
NEO19R		0,53	-0,14				
NEO24		0,55	0,19				
NEO29		0,28	0,28				
NEO34R		0,34	-0,3				
NEO39		0,28	0,37				
NEO44		0,51	0,29				
NEO49		0,28	0,27				
NEO54R	0,43	-0,32					
NEO5R	0,43	-0,19					

Nota: **p < 0.001. N = neuroticismo, E = extraversión, O = apertura a la experiencia, A = amabilidad y C = responsabilidad.

AFC por cada rasgo de personalidad.

Por último, se planteó evaluar cada uno de los rasgos como factores individuales como lo propone Gignac et al., (2007). Se realizó un AFC para cada rasgo de personalidad por separado: Neuroticismo, Extraversión, Apertura a la experiencia, Amabilidad y Responsabilidad.

Inicialmente, se evaluó el ajuste del rasgo Neuroticismo y como se observa en la [Tabla 4](#) se obtuvo un ajuste bajo en el modelo original. Al revisar los ajustes de modificación, se incluyó una covarianza entre los errores de dos ítems y se eliminaron dos elementos que no presentaron cargas factoriales significativas: “es difícil que yo pierda los estribos” y “rara vez me siento con miedo o ansioso”. Este modelo modificado si logró un ajuste adecuado (CFI = 0,97 y RMSEA = 0,05; ver [Tabla 3](#)). En este modelo se encontró que todas las cargas factoriales fueron significativas. El modelo para el rasgo Apertura a la experiencia mostró un mal ajuste, por lo que se realizaron cambios al modelo con base en los índices de modificación logrando así un ajuste satisfactorio: CFI = 0,94 y RMSEA = 0,07 (ver [Tabla 4](#)). Las modificaciones realizadas a este modelo fueron: establecer tres covarianzas entre los errores de tres ítems y eliminar los siguientes ítems porque sus cargas factoriales no fueron significativas: “tengo poco interés en andar pensando sobre la naturaleza del universo o de la condición humana” y “a veces pierdo el interés cuando la gente habla de cuestiones muy abstractas y teóricas”. Este modelo obtuvo adecuados índices de ajuste y altas cargas factoriales para 12 de los 15 ítems, tan solo tres presentaron bajas saturaciones, aunque significativas (ver [Tabla 5](#)).

Respecto a los rasgos Extraversión y Responsabilidad, similar a los análisis anteriores, el ajuste fue pobre. Sin embargo, al modificar los modelos se logró un ajuste adecuado (ver [Tabla 4](#)). Las modificaciones para Extraversión fueron incluir cinco covarianzas entre los errores de los ítems y para Responsabilidad tres covarianzas. Para estos dos modelos no se eliminó ningún ítem, y todos obtuvieron cargas factoriales significativas (ver [Tabla 5](#)).

Por último, el rasgo de Amabilidad presentó malos índices de ajuste tanto en el modelo inicial, como en el modelo modificado. Por esto, no se realizaron cambios adicionales al modelo de medida, porque según los índices de modificación para poder mejorar el ajuste del modelo se requerían cambios que modificarían sustancialmente la estructura factorial del NEO-FFI, por lo tanto, no se llevaron a cabo (ver [Tabla 5](#)).

Mayo – agosto de 2022

Tabla 4. Índices de ajuste análisis factorial confirmatorio de cada rasgo NEO-FFI modelos iniciales y modificados.

Rasgo	Modelo	χ^2	gl	$\Delta\chi^2$	Δ gl	CFI	TLI	RMSEA [IC]
Neuroticismo	Inicial	448,34**	54			,84	,80	,109 ,10 - ,11
	Modificado	104,33**	34	344,01**	20	,97	,96	,058 ,04 - ,07
Apertura a la experiencia	Inicial	9998,83**	54			,54	,44	,16 ,16 - ,17
	Modificado	139,78**	32	9859,05**	22	,94	,91	,07 ,06 - ,08
Extraversión	Inicial	529,58**	54			,82	,78	,120 ,11 - ,12
	Modificado	268,217**	49	261,363**	5	,92	,90	0,08 0,07 - 0,09
Responsabilidad	Inicial	540,51**	54			,88	,85	,12 ,11 - ,13
	Modificado	237,72**	51	302,79**	3	,95	,94	,07 ,06 - ,08
Amabilidad	Inicial	772,57**	54			,60	,51	,14 ,13 - ,15
	Modificado	451,32**	49	321,25**	5	,78	,70	,116 ,10 - ,12

Tabla 5. Cargas factoriales de los AFC por rasgo – modelos modificados.

Rasgo	Ítem	Carga factorial	E. S
Responsabilidad	5. Parece que nunca soy capaz de organizarme.	,30**	,04
	10. Tengo unos objetivos claros y me esfuerzo por alcanzarlos de forma ordenada	,69**	,02
	15. Trabajo mucho para conseguir mis metas.	,62**	,02
	20. Tengo mucha autodisciplina	,63**	,02
	25. Antes de emprender una acción, siempre considero sus consecuencias	,59**	,03
	30. Trato de hacer mis tareas con cuidado, para que no haya que hacerlas otra vez	,73**	,02
	35. Me esfuerzo por llegar a la perfección en todo lo que hago.	,63**	,02
	40. Soy eficiente y eficaz en mi trabajo.	,74**	,02
	45. Soy una persona productiva, que siempre termina su trabajo.	,80**	,02
	50. En ocasiones primero actúo y luego pienso.	,27**	,04
Apertura a la experiencia	60. Muchas veces no preparo de antemano lo que tengo que hacer.	,11*	,04
	3. A veces, cuando leo poesía o contemplo una obra de arte, siento una profunda emoción o excitación.	,69**	,03
	8. La poesía tiene poco o ningún efecto sobre mí.	,16**	,04
	13. Tengo una gran variedad de intereses intelectuales.	,71**	,03
	18. Me despiertan la curiosidad las formas que encuentro en el arte y en la naturaleza.	,64**	,03
	23. Encuentro aburridas las discusiones filosóficas.	,10*	,04

Mayo – agosto de 2022

	28. Tengo mucha fantasía.	,28**	,04	
	33. Me gusta concentrarme en un ensueño o fantasía y, dejándolo crecer y desarrollarse, explorar todas sus posibilidades.	,45**	,04	
	48. Experimento una gran variedad de emociones o sentimientos	,49**	,03	
	53. Con frecuencia pruebo comidas nuevas o de otros países.	,39**	,04	
	58. Rara vez experimento emociones fuertes.	-,19**	,04	
Amabilidad	4. Tiendo a pensar lo mejor de la gente.	,48**	,04	
	9. A veces intimidado o adulo a la gente para que haga lo que yo quiero.	,42**	,04	
	14. A veces consigo con artimañas que la gente haga lo que yo quiero.	,48**	,05	
	19. Si alguien empieza a pelearse conmigo, yo también estoy dispuesto	,56**	,04	
	24. Cuando me han ofendido, lo que intento es perdonar y olvidar.	,69**	,03	
	29. Mi primera reacción es confiar en la gente.	,25**	,04	
	34. Algunas personas piensan de mí que soy frío y calculador.	,31**	,04	
	39. Tengo mucha fe en la naturaleza humana.	,39**	,04	
	44. Trato de ser humilde.	,67**	,04	
	49. Creo que la mayoría de la gente con la que trato es honrada y fidedigna.	,30**	,04	
	54. Puedo ser sarcástico y mordaz si es necesario.	,44**	,04	
	59. Los mendigos no me inspiran simpatía.	,19**	,04	
	Extraversión	2. Aunque pudiera hacerlo cambiaría pocas cosas en mi vida.	,76**	,02
		7. Encuentro que toda mi vida pasada tiene sentido, incluyendo lo positivo y lo negativo.	,69**	,03
12. Disfruto en las fiestas en las que hay mucha gente.		,69**	,02	
17. No me considero especialmente alegre.		,32**	,04	
22. Me gusta tener mucha gente alrededor.		,71**	,03	
27. No soy tan vivo ni tan animado como otras personas.		,41**	,04	
32. Soy una persona muy activa.		,66**	,03	
37. En reuniones, por lo general prefiero que hablen otros.		,23**	,04	
42. Huyo de las multitudes.		,20**	,04	
47. A veces reboso felicidad		,52**	,03	
Neuroticismo	52. Me gusta estar donde está la acción.	,56**	,03	
	57. No me gusta mucho charlar con la gente	,34**	,04	
	1. A menudo me siento inferior a los demás.	,57**	,04	
	11. A veces me vienen a la mente pensamientos aterradores.	,62**	,03	
	16. A veces me parece que no valgo absolutamente nada.	,68**	,03	
	21. A veces las cosas me parecen demasiado sombrías y sin esperanza.	,66**	,03	
	26. Cuando estoy bajo un fuerte estrés, a veces siento que me voy a desmoronar.	,72**	,02	
	31. A menudo me siento tenso e inquieto.	,66**	,02	
	36. A veces me he sentido amargado y resentido.	,71**	,02	
	41. Soy bastante estable emocionalmente.	,28**	,04	
46. Rara vez estoy triste o deprimido.	,19**	,04		
51. A veces hago las cosas impulsivamente y luego me arrepiento.	,53**	,03		

Nota. ** $p < 0,001$.

Discusión

El modelo del NEO-FFI de Costa y McCrae ha tenido gran aceptación y aplicabilidad en la psicología, gracias a que ha demostrado su carácter transcultural (Costa & McCrae, 1988; Ispas et al., 2014; McCrae, Costa, Del Pilar, Rolland, & Parker, 1998). Sin embargo, se ha cuestionado el ajuste del modelo debido a la correlación entre errores (Le Corff & Busque-Carrier, 2016; Vassend & Skrandal, 2011). Por esta razón, se ha propuesto usar enfoques metodológicos más

flexibles a los AFC y la aplicación de modelos bifactoriales para estudiar este inventario de personalidad (Gäde et al., 2017; Marsh et al., 2010a).

Este estudio se propuso evaluar la validez de constructo del inventario NEO-FFI en una muestra de adultos mayores colombianos a través de diferentes enfoques metodológicos. Los resultados mostraron que el NEO-FFI no logra un ajuste adecuado en ninguno de los modelos de primer orden, ni en el modelo bifactorial, como tampoco en el análisis de los factores por separado. Todos los modelos iniciales obtuvieron un ajuste pobre, por lo que fue necesario realizar modificaciones a los modelos propuestos, tales como correlaciones entre errores y eliminar ítems, para buscar un mejor ajuste. Solamente, en los modelos AFC modificados que evalúan cada factor como individual, a excepción de Amabilidad (similar a lo encontrado por Cupani et al., 2012), se logró un ajuste adecuado. Ahora bien, es de resaltar que los ítems que tuvieron bajas cargas factoriales son especialmente aquellos ítems negativos o reversos, algunos de los cuales tuvieron que ser eliminados. Se ha observado que este tipo de reactivos pueden afectar la comprensión del inventario NEO-FFI en personas adultas mayores (Barnette, 2000; Woods, 2006). Asimismo, la comprensión de ítems inversos requiere de mejores habilidades lingüísticas, por lo que favorecen a los examinados con mejor habilidad verbal (Suárez-Alvarez et al., 2018), lo que lleva a considerar que el bajo nivel educativo de la muestra pudo interferir en el logro de un ajuste adecuado de los modelos; en consecuencia, se recomienda estudiar este aspecto en futuras investigaciones.

Conforme a los resultados de este estudio, se recomienda continuar con el análisis psicométrico del NEO-FFI en población adulta mayor y se sugiere que sea usado con precaución; teniendo en cuenta las modificaciones realizadas y especialmente en lo relacionado con el factor Amabilidad, que no logró un ajuste adecuado. Se sugiere, además, que se evalúen los modelos planteados desde un enfoque confirmatorio, así como realizar análisis multigrupo según el nivel educativo, ya que el Inventario cuenta con una robusta evidencia en otras poblaciones.

Se recomienda tomar en consideración estos resultados para mejorar los procesos de adaptación y evaluación de instrumentos dirigidos a adultos mayores y continuar el estudio de los instrumentos dirigidos a evaluar la personalidad en la vejez. La personalidad es un factor protector, así como indicador de un adecuado funcionamiento psicosocial en la vejez (Potter et al., 2020; Rizzuto et al., 2017). Por lo tanto, contar con instrumentos válidos y confiables dirigidos a personas mayores que faciliten y orienten el diagnóstico e intervención gerontológica es fundamental.

Referencias

- Aluja, A., García, Ó., Rossier, J., & García, L. F. (2005). Comparison of the neo-ffi, the neo-ffi-r and an alternative short version of the neo-pi-r (neo-60) in Swiss and Spanish samples. *Personality and Individual Differences*, 38, 591-604. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2004.05.014>

- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barnette, J. J. (2000). Effects of stem and Likert response option reversals on survey internal consistency: If you feel the need, there is a better alternative to using those negatively worded stems. *Educational and Psychological Measurement*, 60(3), 361-370. <https://doi.org/10.1177/00131640021970592>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- Byrne, B. (2012). *Structural Equation Modeling with MPlus: Basic concepts, applications and programming*. New York, NY: Routledge.
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A Comparison of Bifactor and Second-Order Models of Quality of Life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225. <https://doi.org/10/d7fmpm>
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1988). Personality in adulthood: A six-year longitudinal study of self-reports and spouse ratings on the NEO Personality Inventory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(5), 853-863. <https://doi.org/10/cqsmx9>
- Cupani, M., Vaiman, M., Font, M. L., Pizzichini, F., & Saretti, B. (2012). Análisis factorial confirmatorio del NEO-FFI utilizando parcelización de ítems y método bootstrap. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 159-168.
- Debast, I., & Alphen, S. P. J. (Bas) van, Rossi, G., Tummers, J. H. A., Bolwerk, N., Derksen, J. J. L., & Rosowsky, E. (2014). Personality Traits and Personality Disorders in Late Middle and Old Age: Do They Remain Stable? A Literature Review. *Clinical Gerontologist*, 37(3), 253-271. <https://doi.org/10/gf6c9r>
- Duchek, J. M., Balota, D. A., Storandt, M., & Larsen, R. (2007). The Power of Personality in Discriminating Between Healthy Aging and Early-Stage Alzheimer's Disease. *Journals of Gerontology: Series B*, 62(6), 353-361. <https://doi.org/10/c2wzx3>
- Edelstein, B., Woodhead, E., Segal, D., Heisel, M., Bower, E., Lowery, A., & Stoner, S. (2008). Older Adult Psychological Assessment. *Clinical Gerontologist*, 31, 1-35. <https://doi.org/10/c2s7hj>
- Gäde, J. C., Schermelleh-Engel, K., & Klein, A. G. (2017). Disentangling the Common Variance of Perfectionistic Strivings and Perfectionistic Concerns: A Bifactor Model of Perfectionism. *Frontiers in Psychology*, 8, 160. <https://doi.org/10/f9qz8t>
- Gignac, G. E., Bates, T. C., & Jang, K. L. (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. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.02.024>
- Hooren, S. A. H. van, Valentijn, A. M., Bosma, H., Ponds, R. W. H. M., Boxtel, M. P. J. van, & Jolles, J. (2007). Cognitive Functioning in Healthy Older Adults Aged 64–81: A Cohort Study into the Effects of Age, Sex, and Education. *Aging, Neuropsychology, and Cognition*, 14(1), 40-54. <https://doi.org/10/cq5795>

- Hörz-Sagstetter, S., Volkert, J., Rentrop, M., Benecke, C., Gremaud-Heitz, D. J., Unterrainer, H.-F., Schauenburg, H., Seidler, D., Buchheim, A., Doering, S., Feil, M. G., Clarkin, J. F., Dammann, G., & Zimmermann, J. (2020). A Bifactor Model of Personality Organization. *Journal of Personality Assessment, 0(0)*, 1-12. <https://doi.org/10/ghszxw>
- Howell, J., Anderson, R., Egan, S., & McEvoy, P. (2020). One factor? Two factor? Bi-factor? A psychometric evaluation of the Frost Multidimensional Scale and the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Cognitive Behaviour Therapy, 49(6)*, 518-530. <https://doi.org/10/ghpv46>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3(4)*, 424-453.
- Ispas, D., Iliescu, D., Ilie, A., & Johnson, R. E. (2014). Exploring the Cross-Cultural Generalizability of the Five-Factor Model of Personality: The Romanian NEO PI-R. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 45(7)*, 1074-1088. <https://doi.org/10/f6c5fv>
- Le Corff, Y., & Busque-Carrier, M. (2016). Structural validity of the NEO Personality Inventory 3 (NEO-PI-3) in a French-Canadian sample. *International Journal of Arts & Sciences, 9(3)*, 449-460.
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Del Pilar, G. H., Rolland, J. P., & Parker, W. D. (1998). Cross-cultural assessment of the five-factor model: The Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 29(1)*, 171-188. <https://doi.org/10.1177/0022022198291009>
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Muthén, B., Asparouhov, T., Morin, A. J. S., Trautwein, U., & Nagengast, B. (2010a). A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. *Psychological Assessment, 22(3)*, 471-491. <https://doi.org/10/fhccgz>
- Martinez-Uribe, P., & Cassaretto-Bardales, M. (2011). Validación del Inventario de los Cinco Factores NEO-FFI en español en estudiantes universitarios peruanos. *Revista Mexicana de Psicología, 28(1)*, 63-74. <https://www.redalyc.org/pdf/2430/243029630006.pdf>
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (2004). A contemplated revision of the NEO Five-Factor Inventory. *Personality and Individual Differences, 36(3)*, 587-596. <https://doi.org/10/fk9h3s>
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Del Pilar, G. H., Rolland, J.-P., & Parker, W. D. (1998). Cross-Cultural Assessment of the Five-Factor Model: The Revised NEO Personality Inventory. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 29(1)*, 171-188. <https://doi.org/10/gr2>
- Meda-Lara, R., Moreno-Jimenez, B., García, L. F., Palomera, A., Mariscal de Santiago, M., & Palomera-Chávez, A. (2015). Validez factorial del NEO-FFI en una muestra mexicana: Propuesta de una versión reducida. *Revista Mexicana de Psicología, 32(1)*, 57-67.
- Moye, J., Karel, M. J., Stamm, K. E., Qualls, S. H., Segal, D. L., Tazeau, Y. N., & DiGilio, D. A. (2019). Workforce Analysis of Psychological Practice with Older Adults: Growing Crisis Requires Urgent Action. *Training and education in professional psychology, 13(1)*, 46-55. <https://doi.org/10/ghdmng>

- Potter, S., Drewelies, J., Wagner, J., Duezel, S., Brose, A., Demuth, I., Steinhagen-Thiessen, E., ... Gerstorf, D. (2020). Trajectories of multiple subjective well-being facets across old age: The role of health and personality. *Psychology and Aging, 35*(6), 894-909. <https://doi.org/10/ghtqsr>
- Rizzuto, D., Mossello, E., Fratiglioni, L., Santoni, G., & Wang, H.-X. (2017). Personality and Survival in Older Age: The Role of Lifestyle Behaviors and Health Status. *The American Journal of Geriatric Psychiatry, 25*(12), 1363-1372. <https://doi.org/10/gckxzq>
- Roberts, B. W., Walton, K. E., & Viechtbauer, W. (2006). Patterns of mean-level change in personality traits across the life course: A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin, 132*(1), 1-25. <https://doi.org/10/bq5rjd>
- Rosselli, D., Ardila, A., Pradilla-Ardila, G., Morillo, L., Bautista, L., Rey, O., & Camacho, M. (2000). El examen mental abreviado (Mini-Mental State Examination) como prueba de tamizaje para el diagnóstico de demencia: estudio poblacional colombiano. *Revista Neurología, 30*(05), 428-432. <https://doi.org/10.33588/rn.3005.99125>
- Rossi, G., Broeck, J. V. den, Dierckx, E., Segal, D. L., & van Alphen, S. P. (2014). Personality assessment among older adults: The value of personality questionnaires unraveled. *Aging & Mental Health, 18*(8), 936-940. <https://doi.org/10/ghm52k>
- Segal, D. L., Zweig, R., & Molinari, V. (2012). Personality Disorders in Later Life. En *The Wiley-Blackwell Handbook of Adulthood and Aging* (pp. 312-330). John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781118392966.ch16>
- Suárez-Alvarez, 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*(2), 149-158. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.33>
- Terracciano, A., & Sutin, A. R. (2019). Personality and Alzheimer's disease: An integrative review. *Personality Disorders, 10*(1), 4. <https://doi.org/10/gfs8jb>
- Van den Broeck, J., Rossi, G., Dierckx, E., & De Clercq, B. (2012a). Age-neutrality of the NEO-PI-R: Potential Differential Item Functioning in Older Versus Younger Adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*(3), 361-369. <https://doi.org/10/ghm57v>
- Van den Broeck, J., Rossi, G., Dierckx, E., & De Clercq, B. (2012b). Age-neutrality of the NEO-PI-R: Potential Differential Item Functioning in Older Versus Younger Adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*(3), 361-369. <https://doi.org/10/ghm57v>
- Vassend, O., & Skrandal, A. (2011). The NEO personality inventory revised (NEO-PI-R): Exploring the measurement structure and variants of the five-factor model. *Personality and Individual Differences, 50*(8), 1300-1304. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.03.002>
- Wagner J., & Mueller, S. (2020) Personality Development in Late Adulthood. In: Zeigler-Hill V., Shackelford T.K. (eds). *Encyclopedia of Personality and Individual Differences*. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-24612-3_1877
- Woods, C. M. (2006). Careless responding to reverse-worded items: Implications for confirmatory factor analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 28*(3), 186-191. <https://doi.org/10.1007/s10862-005-9004-7>