

Validación de la Escala de Evaluación General de la Personalidad (OPERAS) en Estudiantes Universitarios Chilenos

Validation of the Overall Personality Assessment Scale (OPERAS) in Chilean University Student

Montserrat Rodríguez¹, Jesús Privado², Sergio Escorial³ y Francisco J. Román⁴

Resumen

El objetivo de esta investigación es adaptar y validar la Escala de Personalidad de los Cinco Grandes OPERAS (Vigil-Colet et al., 2013a) en dos muestras independientes de seis universidades de Chile (validación cruzada): N=444, 74.5% de mujeres de 20.33 años y N=466, 76.0% de mujeres de 19.18 años. La evidencia de validez interna indica la presencia de cinco factores de personalidad que explican 42.9% y 41.9% de la varianza total con adecuados valores de consistencia interna (.67 y .84). Los rasgos presentan correlaciones medias-altas con medidas de resiliencia, autoeficacia y estrés académico (evidencia de validez convergente) y bajas con motivación (evidencia de validez discriminante). Todos los resultados se obtuvieron controlando la deseabilidad social y aquiescencia. Además, se ofrecen los baremos de la prueba para ambos sexos. En conclusión, el OPERAS es un instrumento adecuado para la población universitaria chilena desde el punto de vista psicométrico.

Palabras clave: personalidad, Cinco Grandes, validación cruzada

Abstract

The objective of this research is to adapt and validate the Big Five OPERAS Personality Scale (Vigil-Colet et al., 2013a) in two independent samples from six Chilean universities (cross validation): N=444, 74.5% of women of 20.33 years and N=466, 76.0% of women aged 19.18 years old. The internal validity evidence indicates the presence of five personality factors that explain 42.9% and 41.9% of the total variance with adequate internal consistency values (.67 and .84). The traits show medium-high correlations with measures of resilience, self-efficacy, and academic stress (evidence of convergent validity) and low correlations with motivation (evidence of discriminant validity). All results were obtained by controlling social desirability and acquiescence. In addition, test scores are provided for both sexes. In conclusion, the OPERAS is a psychometrically adequate instrument for the Chilean university population.

Keywords: personality, Big Five, cross validation

Agradecimientos: ANID (Chile) por la beca N°72200457 concedida para estudios de doctorado

¹ Universidad de Playa Ancha, Valparaíso, Chile.

² Doctor. Centro de Enseñanza Superior Cardenal Cisneros, Madrid, España. Tel.: +34 913943080. Correo: jesus.privado@pdi.ucm.es (Autor de correspondencia)

³ Doctor. Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España.

⁴ Doctor. Universidad Autónoma de Madrid, Madrid, España.

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°64 · Vol.3 · 41-55 · 2022

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

La personalidad ha sido un constructo muy utilizado por su predicción y relación con otras medidas en distintos contextos, edades y poblaciones (Backmann et al., 2019; Bahçekapılı & Karaman, 2020; Barrick & Mount, 1991; Sorić et al., 2017; Zhou, 2015). Dentro del estudio de la personalidad uno de los modelos más estudiados es el de los Cinco Grandes (Costa & McCrae, 1992) que plantea una estructura de la personalidad formada por cinco factores independientes: Extraversión (E) (sociabilidad y tendencia a buscar estimulación en compañía de otros), Estabilidad Emocional (EE), lo contrario a Neuroticismo (N), referido a la vulnerabilidad a emociones desagradables, depresión e inseguridad), Amabilidad (Am) (reflejando simpatía, flexibilidad, tolerancia y cooperación), Responsabilidad (R) (voluntad, autodisciplina, planificación y confiabilidad) y Apertura a la experiencia (Ap) (imaginación, curiosidad intelectual, creatividad y sensibilidad artística) (Barrick & Mount, 1991; Costa & McCrae, 1992).

El modelo de los Cinco Grandes de personalidad (Costa & McCrae, 1992) ha sido el más influyente en investigación educativa (Poropat, 2009) siendo estudiado como un factor no cognitivo que predice el rendimiento académico (Richardson et al., 2012; Trapmann et al., 2007; Wilson et al., 2019) y ha presentado relaciones con otras medidas como resiliencia (Oshio et al., 2018), autoeficacia académica (Stajkovic et al., 2018), motivación académica (Zhou, 2015), estrés (Saklofske et al., 2012), estilos de aprendizaje (Chamorro-Premuzic & Furnham, 2009), orientación a las metas (Sorić et al., 2017).

Medidas de los Cinco Grandes

Se han generado distintas escalas para evaluar los Cinco Grandes, entre ellas destacamos: el NEO Inventario de Personalidad Revisado de 240 ítems (NEO-PI-R; Costa & McCrae, 1992), una versión reducida es el NEO-FFI de 60 ítems (Costa & McCrae, 1992), el Inventario de Personalidad de Cinco Factores (FFPI) de 100 ítems (Hendriks et al., 1999) y el Big Five Inventory (BFI) de 44 ítems (Benet-Martínez & John, 1998).

La escala NEO-PI-R (Costa & McCrae, 1992) es de origen estadounidense y es una de las medidas más populares para evaluar los cinco factores de personalidad en seis facetas. En una muestra española la fiabilidad es adecuada (ver Tabla 1) (Sanz & García-Vera, 2009), resultados similares a los obtenidos con población de voluntarios estadounidenses (Costa & McCrae, 1992). El estudio de Aluja et al., (2005) evaluó la invarianza del instrumento en muestra estadounidense y española y encontró que las puntuaciones factoriales de los cinco factores fueron las mismas independiente del tipo de rotación (ortogonal vs oblicua) y el análisis confirmatorio o exploratorio (Aluja et al., 2005).

Una versión reducida es el NEO-FFI de 60 ítems (Costa & McCrae, 1992) con una fiabilidad adecuada (ver Tabla 1) en población de Estados Unidos y otros países (McCrae & Costa, 2004). En la versión aplicada a estudiantes universitarios españoles la fiabilidad también fue adecuada y se obtuvieron 5 componentes empleando un análisis de componentes principales con rotación varimax que explican el 35.0% de la varianza observada (Manga et al., 2004).

El FFPI de Hendriks et al. (1999) es de origen holandés. Utiliza las cinco dimensiones incluidas en el NEO-PI-R excepto por Ap que es cambiado por Autonomía y se refiere a la tendencia de tomar decisiones independientes controlando la influencia y presión social. La versión adaptada al español con estudiantes universitarios mostró una adecuada fiabilidad (ver Tabla 1). Se extrajeron cinco componentes mediante un análisis de componentes principales y rotación ortogonal que explican el 34.3% de la varianza total. Los resultados muestran estabilidad y congruencia con la versión original en holandés (Rodríguez-Fornells et al., 2001), así como evidencia de validez de generalización al replicarse los datos en trece países, lo que indica estabilidad en la estructura interna de la prueba (Hendriks et al., 2003).

El BFI de Benet-Martínez y John (1998) de origen estadounidense, realizó un estudio intercultural con muestra de estudiantes estadounidenses y españoles encontrando similares resultados en fiabilidad, promedio, desviación estándar, estructura factorial en ambas muestras. La escala española mostró una fiabilidad adecuada

Tabla 1. Fiabilidad de los Cinco Grandes en diferentes pruebas

Prueba y autores de la validación	E	EE o N	Am	R	Ap
BFI (Benet-Martínez & John, 1998)	.85	.80	.66	.77	.79
BFI (Schmitt et. Al, 2007)	.70	.74	.67	.76	.79
FFPI (Rodríguez-Fornells et al., 2001)	.88	.87	.84	.86	.84
NEO-FFI (Manga et al., 2004)	.81	.82	.71	.81	.76
NEO-FFI (McCrae & Costa, 2004)	.82	.78	.72	.81	.70
NEO-PI-R (Sanz & García-Vera, 2009)	.88	.90	.86	.89	.88
OPERAS (Vigil-Colet et al., 2013a)	.86	.86	.71	.77	.81

Nota. EE: Estabilidad emocional; N: Neuroticismo; Ap: Apertura a la Experiencia; E: Extraversión; Am: Amabilidad; R: Responsabilidad.

salvo para Am (ver Tabla 1). Mediante un análisis de componentes principales con rotación varimax encontraron una solución de cinco factores que se validó con un análisis factorial confirmatorio. El estudio de Schmitt et. al (2007) analiza el BFI en 56 países entre los que estaban Chile, Argentina, Bolivia, Brasil y Perú. Mediante un análisis factorial exploratorio con rotación varimax se encontraron cinco factores con adecuada fiabilidad (excepto para Am) que explicaron un 30,8% de la varianza. Esta estructura factorial se replicó en todos los países analizados.

Una medida reciente para medir los Cinco Grandes es la escala General de Evaluación de la Personalidad (OPERAS, Vigil-Colet et al., 2013a). Ha sido validada en población española en una muestra de 3.838 participantes (51.0% mujeres) con edades comprendidas entre los 13 y los 95 años. Es una prueba de tan solo 40 ítems con un buen ajuste a cinco factores independientes de personalidad que explican el 52.9% de la varianza (Vigil-Colet et al., 2013a). La escala mostró una fiabilidad adecuada para las cinco escalas (ver Tabla 1). Además, ha sido diseñada para contrarrestar los sesgos de respuesta más comunes en personalidad: la deseabilidad social (DS) y la aquiescencia (Aq) (Morales-Vives et al., 2017; Navarro-González et al., 2019; Vigil-Colet et al., 2013a). La DS es la disposición a presentarse a los demás de un modo más favorable (Holden & Passey, 2010) y la Aq la tendencia a estar de acuerdo con las declaraciones hechas previamente independiente de su contenido (Paulhus & Vazire, 2005). Estos efectos han sido encontrados en muestras con menor nivel educativo, en niños o adolescentes (Meisenberg & William, 2008; Rammstedt et al., 2010; Rammstedt & Farmer, 2013), en personas mayores (Soubelet & Salthouse, 2011; Vigil-Colet et al., 2013b), y especialmente las mujeres mayores tienden a mostrar niveles más altos de

DS y Aq (Vigil-Colet et al., 2013b). El estudio de Morales-Vives et al. (2017) comparó el efecto de la SD y AC sobre la estructura factorial de los Cinco Grandes en tres escalas: BFI, FFPI y OPERAS. Las escalas FFPI y BFI mostraron cambios al incorporar los marcadores de DS y Aq, mientras que el OPERAS mostró menores cambios ya que es una prueba diseñada para disminuir los sesgos de respuesta, presentando una mayor estabilidad según el rango de edad y el nivel educativo.

Evidencias de validez de criterio de los Cinco Grandes

El modelo de los Cinco Grandes se ha relacionado con numerosas variables psicológicas como la resiliencia (Backman et al., 2019; Campbell-Sills et al., 2006; Oshio et al., 2018), la autoeficacia académica (De Feyter et al., 2012; Stajkovic et al., 2018; Bahçekapılı & Karaman, 2020), la motivación académica (De Feyter et al., 2012; Komarraju et al., 2009; Zhou 2015) y el estrés (Ebstrup et al., 2011; Liu et al., 2021; Saklofske et al., 2012). En la Tabla 2 se recogen los principales resultados encontrados.

Respecto a la resiliencia, se ha encontrado evidencia de validez de criterio con relaciones positivas medias con E y R, negativas medias con N y positivas bajas con el resto de rasgos de personalidad en estudiantes estadounidenses (Campbell-Sills et al., 2006) y belgas universitarios (Backmann et al., 2019). Resultados confirmados por un meta-análisis de Oshio et al. (2018).

En relación a medidas más usadas en ámbitos académicos, la autoeficacia académica presenta asociación media-baja con E, R y Ap (Bahçekapılı & Karaman, 2020; Stajkovic et al., 2018) y baja con el resto de rasgos (Bahçekapılı & Karaman, 2020; De Feyter et al., 2012; Stajkovic et al., 2018) en muestras de estudiantes universitarios

Tabla 2. Correlaciones de Pearson entre los Cinco Grandes y varios criterios

Autores de la validación	Criterio	E	N	Am	R	Ap
Backmann et al. (2019)	Resiliencia	.39	-.46	.19	.22	.36
Campbell-Sills et al. (2006)		.61	-.65	.15	.46	.20
Oshio et al. (2018)		.40 a .42	-.41 a -.44	.27 a .32	.42 a .45	.28 a .34
Bahçekapılı y Karaman (2020)	Autoeficacia	.46	-.36	.20	.40	.48
De Feyter et al. (2012)			-.11 a -.21			
Stajkovic et al., (2018)		.14	-.22		.25	
De Feyter et al. (2012)	Motivación	.19		.20	.67	
Komaraju et al. (2009)		.17			.28 a .29	.24
Zhou (2015)				.20	.31	.33
Ebstrup et al. (2011)	Estrés	-.31	.65	-.10	-.39	-.01
Liu et al. (2021)		.11	.48		-.09	
Saklofske et al. (2012)		-.32	.55	-.14	-.21	-.09

Nota. N: Euroticismo; Ap: Apertura a la Experiencia; E: Extraversión; Am: Amabilidad; R: Responsabilidad.

belgas y turcos. Y la motivación académica en la universidad únicamente ha presentado relación positiva media-baja con R (De Feyter et al., 2012; Komaraju et al., 2009; Zhou, 2015).

Finalmente, empleando como criterio clínico el nivel de estrés se ha encontrado una relación positiva media-alta con N y negativa media-baja con E en población danesa (Ebstrup et al., 2011), estudiantes escoceses (Saklofske et al., 2012) y estudiantes canadienses durante la pandemia por el COVID-19 (Liu et al., 2021).

Objetivo

El presente trabajo trata de adaptar y validar el OPERAS en dos muestras independientes de universitarios chilenos, de diferentes estudios académicos, con objeto de realizar una validación cruzada de la prueba. Se analizarán las propiedades psicométricas de la escala: fiabilidad y evidencias de la estructura interna, validez discriminante y convergente con otra serie de medidas (resiliencia, autoeficacia académica, motivación y estrés académicos). Y se calcularán los baremos de la prueba. No hay estudios previos de adaptación de la prueba a ningún país sudamericano y dadas las ventajas (menor cantidad de ítem y control de dos sesgos de respuesta) de esta prueba en relación con otras que miden personalidad desde el modelo de los Cinco Grandes resulta de interés realizar su validación.

Método

Participantes

El estudio evaluó a dos muestras independientes obtenidas mediante un muestreo

no probabilístico. La primera muestra estuvo formada por 444 estudiantes chilenos de la Universidad de Playa Ancha con un 74.5% de mujeres (M=20.33 años y DT=2.51) con un rango entre 17 y 29 años. El año de ingreso en la universidad fue entre 2015 y 2020 por medio de un acceso regular. La distribución por facultades fue de un 48.2% para Ciencias de la Educación, un 20.7% Ciencias de la Salud, un 16.4% Ciencias Sociales, 8.3% Humanidades, 2.7% Ingeniería, 2.0% de estudios Técnicos y 1.6% otros estudios. La segunda muestra estuvo formada por 466 estudiantes pertenecientes a cinco universidades chilenas: Universidad de Tarapacá, Universidad de Atacama, Universidad Metropolitana Ciencias de la Educación, Universidad Santísima de la Concepción y Universidad Católica de Temuco. Tenía un 76.0% de mujeres (M=19.18 años y DT=1.89) con un rango de edad de 17 a 29 años. El año de ingreso fue entre 2015 al 2020. El 72.5% ingreso por el Programa de Acceso Efectivo a la Educación Superior, mientras que el 27.5% por vía regular. La representación de las facultades fue de 28.3% para Ciencias de la Educación, 23.0% Ciencias Médicas y de la Salud, 17.0% Ciencias Sociales, 13.5% Ingeniería y Tecnología, 9.4% Humanidades, 6.7% estudios técnicos, 1.1% Ciencias Naturales, 0.6% Ciencias Agrícolas y 0.4% otros estudios.

Instrumentos

Escala OPERAS (Vigil-Colet et al., 2013a) evalúa los cinco rasgos de personalidad: E, EE, R, Am y Ap con 40 ítems, 7 por dimensión, 4 ítems corresponden a DS y 15 ítems están redactados en

la dirección opuesta para permitir el control de la Aq. El tipo de respuesta es una escala Likert desde 1 (completamente en desacuerdo) a 5 (completamente de acuerdo). Ejemplos de ítems para las 5 dimensiones son: E, “Soy el alma de la fiesta”; EE, “Me siento cómodo conmigo mismo”; R, “Evito mis obligaciones”; Am, “Respeto a los demás”; y Ap, “Me gusta visitar sitios nuevos”. La prueba presenta adecuada evidencia de validez interna y fiabilidad en la muestra española (alfa de Cronbach entre .71 y .86). La consistencia interna de todas las pruebas aplicadas en la presente investigación aparece en la Tabla 5.

Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas (EAPESA) (Del Valle et al., 2018) que consta de 10 ítems, por ejemplo, “Me considero lo suficientemente capacitado para enfrentarme con éxito a cualquier carrera universitaria” y “Me da igual que los profesores sean exigentes y duros, ya que confío en mi propia capacidad académica”. El formato de respuesta es tipo Likert desde 1 (nunca) a 4 (siempre), mayor puntuación obtenida indica mayor autoeficacia académica percibida. La prueba ha sido validada en universitarios chilenos (Del Valle et al., 2018), adolescentes chilenos (García-Fernández et al., 2016) y población española (Palenzuela, 1983) confirmando una estructura unidimensional y una consistencia interna adecuada entre .88 y .89.

Escala de Resiliencia de Connors-Davidson (CD-RISC; Connor & Davidson (2003) validada en población universitaria chilena por Cisternas (2015) que tiene 25 ítems. Ejemplos de ítems son: “Trabajo para alcanzar mis metas”, “Soy capaz de adaptarme a los cambios”. Las respuestas fluctúan de 0 (en absoluto), 1 (rara vez), 2 (a veces), 3 (a menudo) a 4 (casi siempre) basados en sus experiencias del último mes. La estructura factorial refleja la presencia de una sola dimensión con adecuada consistencia interna: .90 a .94 (Cisternas, 2015).

Cuestionario de Autorregulación Académica (SRQ-A) de Ryan y Connell (1989) versión de Vergara (2018) que mide la motivación por el estudio. Tiene 16 ítems que evalúan dos factores de motivación (autónoma y controlada) en una escala Likert de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). Ejemplos de ítems son: para motivación autónoma “Porque es algo

emocionante hacer” y “Porque es personalmente importante para mí”, para motivación controlada “Porque me sentiría culpable si no la estudiara” y “Porque se supone que debo hacerlo”. El cuestionario ha mostrado adecuada consistencia interna en estudios con universitarios chilenos de .80 y .89 para los dos tipos de motivaciones respectivamente (Vergara, 2018).

Inventario de Burnout de Maslach (MBI-SS) de Maslach y Jackson (1981). Mide el burnout (estrés) académico, consta de 22 ítems que evalúan un factor general de estrés. Las respuestas se codificaban en formato Likert desde 0 (Nunca) a 6 (Todos los días). Ejemplos de ítems son: “Estar todo el día con otras personas es un esfuerzo” y “Me siento emocionalmente agotado por mis estudios”. La prueba se ha validado en población chilena por Pérez et al. (2012) obteniendo un factor único de burnout un alfa de Cronbach de .84.

Procedimiento

Primero se analizaron las posibles diferencias lingüísticas de la escala OPERAS que permitiera su uso sin alterar su significado en Chile. Un grupo de seis profesionales psicólogos chilenos con experiencia en población universitaria y clínica evaluaron de forma independiente los enunciados de los ítems. Se analizó la equivalencia gramatical, semántica y lingüística siguiendo los criterios de Elosua et al. (2014). La equivalencia gramatical no presentó diferencias al utilizar ambos países la lengua española. La equivalencia semántica hizo modificar palabras manteniendo la estructura, buscando sinónimos que mantuvieran la familiaridad con el contenido. Y la equivalencia lingüística indicó que se deberían hacer cambios en tres ítems: el ítem 11 se cambió de “*Alguna vez he cogido algo que no era mío*” a “*Alguna vez he tomado algo que no era mío*”; el ítem 31 de “*Permanezco en segundo plano*” se cambió a “*Permanezco bajo perfil*”; y el ítem 39 de “*Cuando alguien me la juega, se la devuelvo*” se cambió por “*Cuando alguien me es desleal, se lo devuelvo*”. Los cambios fueron sugeridos por el 83% de los jueces chilenos. Una vez sugeridos estos cambios, tres jueces españoles mostrando un 100% de acuerdo en que las modificaciones sugeridas no alteraban el significado de la escala.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos y correlación biserial-puntual (r_{bp}) del OPERAS

Ítem	Muestra 1					Muestra 2				
	M	Varianza	Índice de Asimetría	Índice de Curtosis	r_{bp}	M	Varianza	Índice de Asimetría	Índice de Curtosis	r_{bp}
2	2.65	1.28	.09	-.68	.60	2.57	1.15	.04	-.57	.58
3	3.45	1.31	-.44	-.53	.64	3.57	1.16	-.46	-.38	.64
4	4.11	.72	-.74	.27	.45	4.12	.74	-.87	.63	.44
5	4.27	.58	-.77	-.01	.41	4.29	.56	-.78	.00	.28
6	4.23	.45	-.39	-.39	.53	4.34	.52	-.92	.79	.46
7	1.60	.88	1.50	1.47	.45	1.82	1.03	.99	.06	.46
8	3.52	1.03	-.47	-.04	.61	3.42	1.09	-.25	-.37	.72
9	2.74	1.45	.26	-.76	.67	2.88	1.42	.17	-.84	.68
10	2.20	1.10	.61	-.26	.66	2.11	1.09	.69	-.29	.55
11	1.91	1.24	.94	-.24	.48	1.75	1.25	1.46	1.19	.46
12	4.65	.31	-1.66	3.93	.41	4.71	.34	-2.51	8.73	.50
13	4.69	.30	-1.60	1.61	.41	4.60	.43	-1.74	3.56	.35
14	2.96	1.60	.07	-.93	.67	2.95	1.65	-.01	-.96	.68
15	2.91	1.44	.11	-.87	.73	2.84	1.51	.15	-.88	.72
16	2.51	1.34	.38	-.67	.63	2.35	1.35	.52	-.68	.54
17	3.30	.82	-.02	.20	.22	3.33	.86	-.07	.00	.34
18	2.48	1.57	.57	-.63	.30	2.91	1.47	.06	-.71	.25
19	3.17	1.31	-.27	-.70	.42	3.08	1.33	-.13	-.77	.33
20	3.06	1.30	-.11	-.64	.60	3.12	1.50	-.08	-.89	.66
21	2.07	1.32	.92	-.01	.31	2.06	1.16	.83	-.02	.23
22	2.78	1.78	.15	-1.14	.47	2.59	1.66	.28	-1.03	.48
23	2.81	1.27	.05	-.65	.35	2.62	1.09	.19	-.35	.37
24	3.74	1.51	-.70	-.50	.53	3.53	1.37	-.37	-.58	.45
25	3.81	1.06	-.40	-.61	.39	3.69	1.09	-.35	-.39	.47
26	1.55	.89	1.71	2.07	.41	1.53	.86	1.89	3.14	.39
27	2.63	1.64	.36	-.89	.56	2.71	1.51	.26	-.91	.52
28	3.71	1.22	-.58	-.32	.20	3.73	1.26	-.69	-.11	.21
29	2.22	1.16	.64	-.21	.45	2.09	1.06	.67	-.26	.47
30	4.60	.57	-2.19	5.20	.36	4.55	.60	-2.05	4.71	.33
31	3.62	1.15	-.23	-.69	.58	3.42	1.25	-.31	-.45	.51
32	2.95	1.65	.11	-1.01	.57	3.01	1.52	-.06	-.92	.55
33	2.98	1.57	.01	-.95	.60	3.04	1.48	-.02	-.86	.59
34	4.39	.69	-1.31	1.34	.42	4.53	.57	-1.90	4.18	.48
35	4.51	.60	-1.67	2.80	.37	4.44	.71	-1.63	2.62	.41
36	3.09	1.25	-.26	-.51	.56	3.07	1.17	-.10	-.36	.55
37	2.55	1.63	.29	-.99	.72	2.45	1.64	.39	-.93	.65
38	3.69	.98	-.46	-.30	.43	3.84	.97	-.54	-.26	.46
39	1.95	1.28	1.17	.68	.32	1.98	1.41	1.15	.43	.39
40	2.12	1.47	.82	-.37	.43	2.18	1.32	.67	-.44	.47
Total	3.13	1.37	-.51	1.81		3.12	1.32	-.67	3.39	

Segundo, se realizó una prueba piloto aplicando la escala adaptada a 50 estudiantes chilenos de la Universidad de Playa Ancha con una edad entre 18 a 34 años ($M=22.16$ y $DT=3.78$), de los cuales el 42.0% eran mujeres. La consistencia interna (alfa de Cronbach) en esta prueba piloto ofreció índices adecuados para los cinco rasgos: .85 para E, .80 para EE, .76 para R; .71 para Am y .69 para Ap.

Finalmente, se aplicaron las diferentes pruebas de modo online poniéndonos en contactos con los participantes por medio del correo institucional con apoyo de las diferentes universidades. Todos los participantes cumplieron los tests en una sesión, se cumplieron los estándares éticos de la investigación con personas. La participación fue voluntaria y confidencial y todos firmaron el consentimiento informado de participación.

Análisis estadístico

Todos los análisis se repitieron por separado para las dos muestras con objeto de obtener evidencias de validación cruzada de los resultados. Primero, se estudió la distribución de los ítems del OPERAS. Segundo, se estudió la estructura factorial del OPERAS mediante un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) empleando matrices policóricas, rotación varimax, análisis paralelo y controlando la DS y la Aq siguiendo el procedimiento de Ferrando et al. (2009). Tercero, se estudió la consistencia interna de los factores del OPERAS y su discriminación interna mediante la correlación biserial-puntual. Cuarto, se analizaron las evidencias de validez convergente y discriminante del OPERAS con el resto de medidas recogidas. Y quinto, se calcularon los baremos de la prueba con objeto de poder usarlos por futuros usuarios. Los análisis de

datos se realizaron con el Psychological Test Toolbox mediante el paquete *vampyr* de R para controlar los dos sesgos de respuesta Aq y DS (Navarro-Gonzalez et al., 2019) y el paquete estadístico SPSS V. 25.

Resultados

Análisis descriptivos

En la Tabla 3 aparecen los estadísticos descriptivos de los ítems del OPERAS y sus índices de asimetría y curtosis para las dos muestras. Los valores superiores a $|\pm 1,96|$ indican ausencia de distribución normal (Mardia, 1970). En la primera muestra los ítems 12, 26, 30 y 35 no distribuyen normalmente y en la segunda muestra no se distribuyen normalmente los ítems 12, 13, 26, 30, 34 y 35.

Análisis de la estructura interna

Los resultados del AFE aparecen en la Tabla 4. Del análisis se excluyó el primer ítem porque es un ítem de prueba que no mide ningún factor de personalidad (Vigil-Colet et. al, 2013a). En la primera muestra, el valor de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) fue 0,81 presentando adecuación muestral. La prueba de Bartlett fue estadísticamente significativa [$\chi^2(741)=8487.70$, $p<.001$] lo que refleja que la matriz de correlaciones no es una matriz identidad. La comunalidad (h^2) para los ítems presenta valores entre 0,59 y 1,00, al ser superiores a 0,15 indica que los ítems son explicados en gran medida por los factores comunes que se extraerán en el AFE. El análisis paralelo propuesto por Lattin et al. (2003) indicó que el número de factores adecuado para los ítems del OPERAS era de 5 los cuales se corresponden con los propuestos por los autores la prueba. Estos factores se extrajeron controlando la DS y Aq de las respuestas a los ítems y lograron explicar un 42.9% de la varianza total: E explica un 6.7%, EE un 18.8%, R un 4.0%, Am un 5.7% y Ap un 7.7%.

Para controlar la varianza de la DS y Aq se siguió el procedimiento de Ferrando et al. (2009), mediante estimaciones de mínimos cuadrados no ponderados se calculó la covarianza residual. La DS se puede observar en el primer factor de cuatro ítems con cargas entre $-.57$ y $.61$, el ítem 39

(.46) presentó mayor carga en este factor, pese a pertenecer teóricamente al factor Am donde presentó un valor de $.18$. En la Tabla 2 se puede ver que los ítems relacionados con EE, R y Am presentan mayor carga en DS que las otras dimensiones, al igual que los resultados obtenidos por (Vigil-Colet et al., 2013a). El factor de DS representó el 13.9% de la varianza y la Aq representó un 8.0%, resultados similares a los indicados por los autores de la escala (DS explica un 12.5% y Aq explica un 7.3%). La agrupación de los ítems en factores es la misma que obtuvieron en el estudio de validación del OPERAS, salvo para el ítem 39.

Estos 5 factores ajustan muy bien a los datos según los diferentes índices de bondad de ajuste. Respecto al ajuste absoluto, que indica hasta qué punto el modelo se ajusta a los datos empíricos, el *Índice de Bondad de Ajuste* (GFI) propuesto por Jöreskog y Sörbom (1993) y Hu y Bentler (1999) presenta un valor de $.95$, siendo adecuados los valores mayores o iguales de $.95$; y la *Raíz Media Cuadrada de los Errores* (RMSEA) de Steiger (1990) tiene un valor de $.03$, cuyos valores son adecuados cuando son inferiores o iguales a $0,05$. Respecto al ajuste incremental, que permite comparar el modelo obtenido con el modelo nulo, el *Índice de Ajuste Comparativo* (CFI) de Bentler (1990) valió $.99$ y el *Índice del Ajuste no Normalizado* (NNFI) (Tucker & Lewis, 1973) valió $.98$, siendo valores adecuados los superiores o iguales a $.95$.

En la segunda muestra se siguió el mismo procedimiento que en la primera, excluyendo el primer ítem del análisis. El valor del KMO fue $.86$ y la prueba de Bartlett fue estadísticamente significativa [$\chi^2(741)=8412.30$, $p<.001$] reflejando adecuación muestral para realizar un AFE. Las h^2 para los ítems presentan valores entre $.45$ y $1,00$, indicando la existencia de varianza compartida. El análisis paralelo indicó que lo adecuado era extraer 5 factores controlando la DS y Aq de las respuestas a los ítems. Los cinco factores logran explicar un 41.9% de la varianza total: E explica un 19.7%, EE un 6,1%, R un 4.8%, Am un 3.9% y Ap un 7.4%. La DS está controlando los cuatro ítems con cargas entre $-.45$ y $.69$, los ítems relacionados a EE, R y Am presentan mayor carga en esta dimensión al igual que en la muestra 1 y que los autores de la escala (Vigil-Colet et al.,

Tabla 4. Análisis factorial exploratorio del OPERAS para ambas muestras

Ítem	Muestra 1								Muestra 2							
	DS	Aq	E	EE	R	Am	Ap	h^2	DS	Aq	E	EE	R	Am	Ap	h^2
5	-.57	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.72	-.45	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.70
11	.68	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.88	.69	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.58
19	.58	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.78	.49	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.80
26	.61	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.88	.67	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.91
2	-.05	.23	-.74	.09	-.11	-.03	.06	.81	.04	.15	.69	.13	-.02	-.09	-.06	.65
8	-.17	.12	-.63	.36	-.28	.04	-.05	.89	-.15	.22	.70	.39	.22	-.11	-.10	.96
14	.03	-.02	.76	-.09	.16	.03	.20	.80	-.02	-.01	-.76	-.15	-.17	.08	.18	.86
20	-.08	.16	-.64	.33	-.11	-.22	-.02	.78	-.09	.20	.68	.30	.13	-.10	.06	.75
25	-.15	.36	.55	-.11	.04	-.11	-.05	.75	-.03	.06	-.63	.02	-.11	.00	.05	.73
31	-.10	.22	.72	.00	.13	-.01	.05	.72	.12	.14	-.67	-.05	-.03	.12	.06	.75
36	-.01	.22	-.60	.25	-.15	.08	-.13	.73	.06	.22	.51	.30	.31	-.14	-.12	.65
3	-.22	-.14	-.13	.73	-.29	.03	.02	1.00	-.36	-.03	.21	.65	.14	-.01	-.01	.80
9	.18	.39	.07	-.61	.36	.15	.16	1.00	.24	.30	-.05	-.74	-.11	.04	.13	.93
15	.29	.42	.12	-.62	.24	.11	.07	.92	.29	.36	-.09	-.71	-.09	.02	.10	.85
21	-.01	-.16	-.10	.47	.18	.02	.20	.59	-.02	-.01	.04	.38	-.16	-.09	.25	.65
27	.18	.29	.19	-.59	-.02	.08	.01	.80	.25	.20	-.11	-.48	-.16	.19	.00	.66
32	.38	.39	.15	-.40	.11	.13	.00	.70	.31	.33	-.12	-.49	-.06	.25	.11	.86
37	.28	.37	.08	-.70	.17	.14	.11	1.00	.40	.19	-.28	-.64	-.05	.10	.06	1.00
4	-.38	.11	-.13	.13	-.47	-.02	-.04	.67	-.44	.29	.10	.18	.36	-.19	-.06	.75
10	.49	.27	-.03	-.09	.69	.08	-.04	1.00	.57	.16	.02	-.05	-.46	.02	.09	.83
16	.41	.20	.21	-.11	.57	-.06	-.06	.75	.45	.16	-.17	-.14	-.51	.07	.04	.76
22	.30	.27	.07	-.02	.47	-.03	.05	.63	.48	.15	-.08	.07	-.45	-.06	-.09	.77
28	-.14	.24	-.02	-.05	-.37	.41	-.16	.76	-.12	.21	.01	.05	.47	.30	-.05	.59
33	.47	.36	.17	-.14	.50	-.04	.07	.95	.53	.21	-.11	-.04	-.47	.08	.01	.81
38	-.29	.06	-.18	.25	-.41	.03	.15	.72	-.31	.17	.18	.23	.46	-.23	-.02	.66
6	-.53	.34	-.01	.11	-.08	-.50	-.03	1.00	-.54	.36	.05	.07	.05	-.23	.01	.70
12	-.57	.27	.19	.05	-.23	-.38	.00	.87	-.51	.33	-.12	.06	.16	-.54	-.11	1.00
17	-.10	.13	-.01	.20	.00	-.40	.04	.67	-.14	.28	.10	.20	.07	-.40	-.01	.49
23	.34	.16	.07	.15	-.13	.53	-.08	.78	.45	.03	-.03	.04	.25	.38	.00	.60
29	.44	.13	.10	-.02	-.03	.50	.14	.69	.51	.11	-.09	-.19	.10	.45	.09	.81
34	-.35	.29	.06	.14	-.02	-.50	.03	.72	-.50	.46	.13	.04	.08	-.36	.07	1.00
39	.46	-.02	-.08	.00	-.10	.18	.17	.76	.48	.01	-.03	.06	.01	.35	.25	.77
7	.05	-.14	.01	.16	.03	.70	.04	.79	.01	-.09	.05	.03	.02	.05	.75	.95
13	-.17	.46	.07	.08	-.09	-.02	-.50	.73	-.17	.35	-.06	.23	.17	-.16	-.46	.84
18	.01	-.01	-.01	-.01	-.12	-.05	.54	.62	-.13	.07	-.20	-.08	-.09	-.05	.41	.45
24	-.07	.40	-.02	-.05	-.02	.09	-.67	.91	.13	.28	-.04	-.11	-.07	-.06	-.61	.66
30	-.13	.37	-.22	.11	-.39	-.12	-.42	.92	-.27	.45	.20	.13	-.03	.10	-.41	1.00
35	-.26	.38	-.19	.18	-.16	-.09	-.40	.74	-.15	.46	.12	.26	.06	.04	-.51	.97
40	.02	-.20	.15	-.02	-.03	-.03	.57	.60	.12	-.09	-.12	.09	.00	.25	.64	.71
VCE	.14	.08	.07	.19	.04	.06	.08		.17	.07	.20	.06	.05	.04	.07	

Nota. DS: Deseabilidad Social; Aq: Aquisencia; EE: Estabilidad emocional; Ap: Apertura a la Experiencia; E: Extraversión; Am: Amabilidad; R: Responsabilidad; h^2 : Comunalidad; VCE: Varianza común explicada por cada factor.

2013a). El factor de DS explicó un 16.6% de la varianza y la Aq un 6.7%. Los índices de bondad de ajuste de los 5 factores resultaron adecuados, con un GFI de .95 y la RMSEA con un valor de .05. El CFI fue de .98 y el NNFI fue de .97, siendo superiores a .95. Por lo tanto, la estructura factorial del OPERAS de 5 factores independientes se replica en ambas muestras, lo que confirma evidencia de validez cruzada de la prueba.

Consistencia Interna

La escala OPERAS mostró una adecuada consistencia interna con un alfa de Cronbach (ver Tabla 5) con valores entre .68 y .84 para la primera muestra y de .67 a .84 para la segunda muestra. La correlación biserial puntual (ver Tabla 3) fue mayor

a .20 en todos los ítems lo que refleja que la discriminación interna de la prueba es adecuada y no es necesario eliminar ningún ítem de la misma.

Evidencias de validez convergente y discriminante

Se calculó en ambas muestras la correlación de Pearson entre los 5 factores del OPERAS con las siguientes medidas: resiliencia, autoeficacia, motivación autónoma, motivación controlada y estrés académico. En la Tabla 5 aparecen los resultados obtenidos. Primero, respecto a la evidencia de validez discriminante entre los factores del OPERAS, cabe esperar que presenten correlaciones bajas (<|.30|). Sin embargo, en el caso de la primera muestra hay correlaciones superiores a este criterio entre E y EE (.35) y EE y

Tabla 5. Correlaciones de Pearson entre las puntuaciones obtenidas del OPERAS y el resto de las medidas para ambas muestras

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. E		.37	.28	.20	.23	.48	.40	.33	-.14	-.35	20.13	5.65	.84
2. EE	.35		.43	.33	.06	.57	.49	.25	-.11	-.55	21.75	5.82	.83
3. R	.30	.47		.39	.10	.50	.43	.36	-.15	-.38	25.61	4.87	.75
4. Am	.04	.23	.22		.23	.35	.19	.31	-.17	-.35	28.23	3.82	.70
5. Ap	.17	-.04	.07	.10		.21	.15	.24	-.01	-.22	28.21	4.03	.67
6. Resiliencia	.39	.44	.42	.15	.19		.64	.45	-.14	-.55	70.32	14.79	.91
7. Autoeficacia	.30	.43	.39	.05	.18	.50		.44	-.14	-.52	27.46	5.85	.91
8. Motivación Autónoma	.26	.22	.32	.15	.28	.35	.42		-.32	-.40	22.34	4.48	.88
9. Motivación Controlada	-.07	-.26	-.17	-.02	-.10	-.20	-.26	-.34		.20	11.53	5.80	.84
10. Estrés	-.33	-.55	-.53	-.33	-.16	-.40	-.46	-.39	.37		50.94	16.29	.81
11. Media	19.93	21.73	25.04	27.60	29.34	68.10	29.08	23.04	11.67	43.24			
12. DT	5.47	6.13	5.03	3.69	4.06	16.95	5.71	4.18	6.05	17.91			
13. Alfa de Cronbach	.83	.84	.77	.66	.68	.92	.90	.87	.87	.83			

Nota. Debajo de la diagonal figuran los resultados de la muestra 1. Y encima los de la muestra 2. Leyenda: 1. E: Extraversión; 2. EE: Estabilidad emocional; 3. R: Responsabilidad; 4. Am: Amabilidad; 5. Ap: Apertura a la Experiencia; 6. Resiliencia; 7. Autoeficacia; 8. Motivación Autónoma; 9. Motivación Controlada; 10. Estrés; 11. Media; 12. DT: Desviación Típica. 13. Alfa de Cronbach. Las correlaciones $\geq |\pm .10|$ son estadísticamente significativas al 5%.

Tabla 6. Diferencia de medias en el OPERAS en función del sexo

Rasgos	Sexo	N	M	DT	Prueba <i>t</i>	<i>d</i>
DS	Varón	225	8.68	2.95	$t_{348}=2.8. p=.005$.22
	Mujer	685	8.06	2.62		
E	Varón	225	19.77	5.22	$t_{411}=.83. p=.405$.06
	Mujer	685	2.12	5.67		
EE	Varón	225	23.35	5.63	$t_{908}=4.71. p<.001$.36
	Mujer	685	21.22	5.98		
R	Varón	225	24.27	4.62	$t_{908}=3.73. p<.001$.29
	Mujer	685	25.68	5.01		
Am	Varón	225	27.45	3.96	$t_{908}=2.16. p=.031$.17
	Mujer	685	28.08	3.69		
Ap	Varón	225	28.05	4.36	$t_{908}=3.04. p=.002$.23
	Mujer	685	29.00	3.97		

Nota. DS: Deseabilidad Social; EE: Estabilidad emocional; Ap: Apertura a la Experiencia; E: Extraversión; Am: Amabilidad; R: Responsabilidad.

R (.47). Y para la muestra 2 hay correlaciones destacadas entre E y EE (.37), EE y R (.43), EE y Am (.39), lo que indicaría que, salvo Ap, el resto de factores del OPERAS no son totalmente independientes.

Segundo, la evidencia de validez convergente entre el OPERAS y el resto de las medidas, tomando como valor mínimo $|\pm .30|$, en ambas muestras la E se relaciona con resiliencia, autoeficacia y negativamente con estrés académico; la EE con resiliencia, autoeficacia y negativamente con estrés; R muestra relación con resiliencia, autoeficacia, motivación autónoma y negativamente con estrés, Am se relaciona negativamente con estrés y positivamente con motivación. Respecto a la evidencia de validez discriminante: Ap presenta relaciones muy bajas con los diferentes criterios y ningún rasgo del OPERAS se relaciona con la motivación controlada.

Según estos resultados, el OPERAS presentaría una adecuada convergencia con medidas similares en dos muestras independientes, lo que de nuevo es una evidencia de validación cruzada.

Baremos

Se realizó una prueba *t* de medidas independientes en función del sexo para los 5 rasgos del OPERAS y DS. En la Tabla 6 se muestran los resultados obtenidos. Aparecen diferencias estadísticamente significativas para DS y EE a favor de los varones y E, R, Am y Ap a favor de las mujeres. Si tenemos en cuenta el tamaño del efecto (*d*), siguiendo los criterios de Cohen (1992), sólo se dan tamaños del efecto bajo para DS, EE, R y Ap. Según Cohen una *d*=.20 supone un tamaño del efecto bajo, una *d*=.50 presenta un tamaño del efecto medio y una *d*=.80 es un tamaño del efecto alto.

En la Tabla 7 se muestran los baremos para la escala. Se calcularon los centiles más representativos, la *Z* normalizada (Z_n) y la puntuación *T* con media 50 y DT de 10. En base a los resultados de la prueba *t* se calcularon los baremos para toda la muestra agregada para E, Am y por separado para cada sexo en los rasgos que presentan un tamaño del efecto bajo.

Tabla 7. Baremos para las medidas del OPERAS

	Puntuaciones directas										Centiles	Z _n	T
	DS		E	EE		R		Am	Ap				
	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer			
4	4	4	8	9	7	13	14	16	16	18	1	-2.33	26.70
5	4	4	11	13	11	16	17	21	20	22	5	-1.64	33.60
5	5	5	12	15	13	18	19	23	22	24	10	-1.28	37.20
6	5	5	14	17	15	19	20	24	24	25	15	-1.04	39.60
6	6	6	15	19	16	20	21	25	25	26	20	-.84	41.60
7	6	6	16	20	17	21	22	26	25	26	25	-.67	43.30
7	6	6	17	21	18	22	23	26	26	27	30	-.52	44.80
7	7	7	18	21	19	23	24	27	26	28	35	-.39	46.10
8	7	7	19	22	20	23	25	27	27	28	40	-.25	47.50
8	7	7	20	23	21	24	25	28	27	29	45	-.13	48.70
8	8	8	20	23	21	25	26	28	28	29	50	.00	5.00
9	8	8	21	24	22	25	27	29	29	30	55	.13	51.30
9	8	8	22	25	23	26	27	29	30	30	60	.25	52.50
10	9	9	22	26	24	26	28	30	30	31	65	.39	53.90
10	9	9	23	27	25	27	29	30	31	32	70	.52	55.20
10	10	10	24	28	26	28	30	31	31	32	75	.67	56.70
11	10	10	25	29	27	28	30	31	32	33	80	.84	58.40
12	11	11	26	29	28	29	31	32	33	33	85	1.04	6.40
13	12	12	27	30	29	29	32	32	34	34	90	1.28	62.80
14	13	13	29	32	30	32	34	33	35	35	95	1.64	66.40
17	16	16	32	35	33	35	35	35	35	35	99	2.33	73.30
N	225	685	910	225	685	225	685	910	225	685	910	910	910
Media	8.68	8.06	2.03	23.35	21.22	24.27	25.68	27.92	28.05	29.00	.00	.00	5.00
DT	2.95	2.62	5.56	5.63	5.98	4.62	5.01	3.77	4.36	3.97	1.00	1.00	1.00

Nota. DS: Deseabilidad Social; EE: Estabilidad emocional; Ap: Apertura a la Experiencia; E: Extraversión; Am: Amabilidad; R: Responsabilidad.

Discusión

El objetivo del presente estudio ha sido adaptar en Chile y validar una medida de los Cinco Grandes, OPERAS, previamente validada en una muestra española por Vigil-Colet et al. (2013a). La ventaja de esta prueba, en comparación con otras medidas de personalidad, es que permite medir la DS y Aq, ya que son necesario pruebas en este ámbito que controlen estos sesgos (Morales-Vives et al., 2017). Además, se debe añadir que las muestras empleadas son de un tamaño adecuado para este tipo de validaciones (N=444 y N=466, para la muestra 1 y 2 respectivamente) y formados por estudiantes de diferentes ámbitos educativos: educación, salud, ingeniería, estudios técnicos, estudios sociales y agrícolas. Igualmente se obtuvieron datos de diferentes universidades chilenas pertenecientes al consejo de rectores del país. Además, se ofrecen los baremos de la prueba para ambos sexos con objeto que futuros evaluadores los puedan emplear en Chile.

Los resultados obtenidos indican unas adecuadas propiedades psicométricas del OPERAS en dos muestras independientes de Chile, lo que abala su evidencia de validación cruzada. A nivel

de evidencia de validez interna en ambas muestras se dan unos valores de comunalidad muy altos ($h^2=.45$ a 1.00) y la presencia de los cinco factores obtenidos inicialmente en la muestra española con un ajuste a los datos muy bueno en ambas muestras de este estudio (GFI=.95 y .95; RSMEA=.03 y .05; CFI=.99 y .98). Respecto a los índices de DS y Aq son similares a los obtenidos por los autores de la propia escala (Vigil-Colet et al., 2013a). Los cinco factores logran explicar un 42,9% de la varianza total en la primera muestra y un 41,9% en la segunda. Los factores de personalidad presentan una adecuada consistencia interna (.68 a .84). Estos resultados darían apoyo a la consideración que la estructura más adecuada de la personalidad es la formada por cinco factores como ya se ha encontrado previamente en la misma escala (Vigil-Colet et al., 2013a) y otras similares (Benet-Martínez & John, 1998; Costa & McCrae, 1992; Hendriks et al., 1999).

Respecto a la evidencia de validez convergente y discriminante de la escala destaca la ausencia de discriminación entre los cinco rasgos, ya que EE presenta correlaciones superiores a .35 con R y E en ambas muestras lo que indicaría que no se pueden asumir que son totalmente independientes. Este resultado sería

coincidente con el resultado del meta-análisis de van der Linden et al. (2017) de la presencia de un factor general de personalidad que agrupe a los Cinco Grandes.

En relación a la evidencia de validez convergente se encontró relación ($r > .30$) con resiliencia y los rasgos de E, ES y R como previamente había sido encontrado por Campbell-Sills et al. (2006), Oshio et al. (2018) y Backmann et al. (2019). La autoeficacia se relacionó con E y EE resultados coincidentes con previos (Bahçekapılı & Karaman, 2020; Stajkovic et al., 2018), si bien otros autores han relacionado la autoeficacia también con R y Ap (Bahçekapılı & Karaman, 2020) y alguno no han encontrado relación con personalidad (De Feyter et al., 2012). Para motivación se encontró relación con R, como previamente se ha encontrado (De Feyter et al., 2012; Komarraju et al., 2009; Zhou, 2015) y Am, resultado discrepante con otros autores que encontraron relaciones más bajas ($< .30$) con este rasgo (De Feyter et al., 2012; Zhou, 2015). Y, respecto a estrés académico se obtuvieron relaciones en coincidencia con estudios previos con E y ES (Ebstrup et al., 2011; Liu et al., 2021; Saklofske et al., 2012) y R (Ebstrup et al., 2011), pero también se halló una relación con Am no encontrada previamente (Ebstrup et al., 2011; Liu et al., 2021; Saklofske et al., 2012).

El rasgo que no presentó relación con ninguna de las anteriores medidas criterio fue Ap, lo que podría reflejar una evidencia de validez discriminante, si bien ha habido estudios previos que han relacionado Ap con autoeficacia (Bahçekapılı & Karaman, 2020), resiliencia (Backmann et al., 2019) y motivación (Zhou, 2015), lo que sería el resultado más discrepante en relación a la literatura previa. El estudio de Schmitt et al. (2007) encontró que países de América del Sur y Europa tendían a ocupar el primer lugar en la dimensión Ap, Chile en particular presentó los puntajes más altos entre los 56 países que detalla el estudio. Una posible explicación de este resultado es que la muestra de este estudio es universitaria y puntúo más alto en Ap que en las otras dimensiones, lo que reflejaría una posible presencia de restricción de rango y como consecuencia una disminución de la correlación entre este rasgo y el resto de criterios.

La principal limitación del estudio realizado es fundamentalmente el empleo de estudiantes universitarios para realizar la validación del OPERAS y de rangos de edad entre 17 y 29 años. Aunque se debe destacar que son de diferentes ámbitos académicos y de diferentes universidades. Estudios futuros deberían tratar de validar la prueba en muestras no universitarias y de edades mayores a 29 años con objeto de comprobar si los resultados se replican. Además, se debe añadir que la muestra presenta una mayor proporción de mujeres, por lo que sería conveniente utilizar en un futuro muestras más equilibradas en el sexo de los participantes. También sería interesante tratar de estudiar la predicción de la personalidad de otros criterios como el rendimiento académico, con objeto de ver el carácter predictivo de los rasgos de personalidad, ya que es uno de los criterios más relevantes en el ámbito educativo. E igualmente se podría ver la relación de rasgos de personalidad como EE y E con medidas de bienestar psicológico como el funcionamiento psicológico (Oliveira et al., 2018).

Referencias

- Aluja, A., García, O., García, L. F., & Seisdedos, N. (2005). Invariance of the "NEO-PI-R" factor structure across exploratory and confirmatory factor analyses. *Personality and Individual Differences*, 38(8), 1879-1889. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.11.014>
- Backmann, J., Weiss, M., Schippers, M. C., & Hoegl, M. (2019). Personality factors, student resiliency, and the moderating role of achievement values in study progress. *Learning and Individual Differences*, 72, 39-48. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.04.004>
- Bahçekapılı, E., & Karaman, S., (2020). A path analysis of five-factor personality traits, self-efficacy, academic locus of control and academic achievement among online students. *Knowledge Management and E-Learning: An International Journal*, 12(2), 191-208. <https://doi.org/10.34105/j.kmel.2020.12.010>
- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The big five personality dimensions and job

- performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology*, 44(1), 1-26.
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1991.tb00688.x>
- 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.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.75.3.729>
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Campbell-Sills, L., Cohan, S. L., & Stein, M. B. (2006). Relationship of resilience to personality, coping, and psychiatric symptoms in young adults. *Behaviour Research and Therapy*, 44(4), 585-599.
<https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.05.001>
- Chamorro-Premuzic, T., & Furnham, A. (2009). Mainly Openness: The relationship between the Big Five personality traits and learning approaches. *Learning and Individual Differences*, 19(4), 524-529.
<https://doi.org/10.1016/j.lindif.2009.06.004>
- Cisternas, F. (2015). Análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales sobre la escala de resiliencia de Connor y Davidson (CD-RISC) en Chile y España. *Salud y Sociedad*, 6(3), 238-247.
<https://doi.org/10.22199/S07187475.2015.0003.00004>
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82.
<https://doi.org/10.1002/da.10113>
- Costa, P., & McCrae, R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual*. Psychological Assessment Resources.
- De Feyter, T., Caers, R., Vigna, C., & Berings, D. (2012). Unraveling the impact of the Big Five personality traits on academic performance: The moderating and mediating effects of self-efficacy and academic motivation. *Learning and Individual Differences*, 22(4), 439-448.
<https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.03.013>
- Del Valle, M., Díaz, A., Pérez, M., & Vergara, J. (2018). Análisis Factorial Confirmatorio Escala Autoeficacia Percibida en Situaciones Académicas (EAPESA) en Universitarios Chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 4(49), 97-106.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.08>
- Ebstrup, J. F., Eplöv, L. F., Pisinger, C., & Jørgensen, T. (2011). Association between the Five Factor personality traits and perceived stress: Is the effect mediated by general self-efficacy? *Anxiety, Stress, y Coping*, 24(4), 407-419.
<https://doi.org/10.1080/10615806.2010.540012>
- Elosua, P., Mujika, J., Almeida, L. S., & Hermosilla, D. (2014). Procedimientos analítico-rationales en la adaptación de tests. Adaptación al español de la batería de pruebas de razonamiento. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 46(2), 117-126.
[https://doi.org/10.1016/S0120-0534\(14\)70015-9](https://doi.org/10.1016/S0120-0534(14)70015-9)
- Ferrando, P. J., Lorenzo-Seva, U., & Chico, E. (2009). A general factor analytic procedure for assessing response bias in questionnaire measures. *Structural Equation Modeling*, 16, 364-381.
<https://doi.org/10.1080/10705510902751374>
- García Fernández, J. M., Inglés Saura, C. J., Juan, M. V., Maciá, C. G., Pérez Sánchez, A. M., & San Martín, N. L. (2016). Validación de la Escala de Autoeficacia Percibida Específica de Situaciones Académicas en Chile y su relación con las estrategias de aprendizaje. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 41(1), 118-131.
- Hendriks, A. J., Hofstee, W. K. B., & Raad, B. D. (1999). The Five-Factor Personality Inventory (FFPI). *Personality and Individual Differences*, 27(2), 307-325.
[https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(98\)00245-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(98)00245-1)
- Hendriks, A. A. J., Perugini, M., Angleitner, A., Ostendorf, F., Johnson, J. A., Fruyt, F. D., Hřebíčková, M., Kreitler, S., Murakami, T.,

- Bratko, D., Conner, M., Nagy, J., Rodríguez-Fornells, A., & Ruisel, I. (2003). The five-factor personality inventory: Cross-cultural generalizability across 13 countries. *European Journal of Personality, 17*(5), 347-373. <https://doi.org/10.1002/per.491>
- Holden, R. R., & Passey, J. (2010). Socially desirable responding in personality assessment: Not necessarily faking and not necessarily substance. *Personality and Individual Differences, 49*, 446-450. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.04.015>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: User's guide*. Scientific Software International.
- Komaraju, M., Karau, S. J., & Schmeck, R. R. (2009). Role of the Big Five personality traits in predicting college students' academic motivation and achievement. *Learning and Individual Differences, 19*(1), 47-52. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.07.001>
- Lattin, J., Carroll, D. J., & Green, P. E. (2003). *Analyzing multivariate data*. Duxbury Press.
- Liu, S., Lithopoulos, A., Zhang, C.-Q., Garcia-Barrera, M. A., & Rhodes, R. E. (2021). Personality and perceived stress during COVID-19 pandemic: Testing the mediating role of perceived threat and efficacy. *Personality and Individual Differences, 168*, 110351. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110351>
- Manga, D., Campos, F., & Astorga, M. C. (2004). The Spanish Norms of the NEO Five-Factor Inventory: New data and analyses for its improvement. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 4*(3), 639-648.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika, 57*(3), 519-530. <https://doi.org/10.2307/2334770>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior, 2*(2), 99-113. <https://doi.org/10.1002/job.403002>
- 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/10.1016/S0191-8869\(03\)00118-1](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00118-1)
- Meisenberg, G., & Williams, A. (2008). Are acquiescent and extreme response styles related to low intelligence and education? *Personality and Individual Differences, 44*(7), 1539-1550. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.01.010>
- Morales-Vives, F., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2017). How response biases affect the factor structure of Big Five personality questionnaires. *Anales de Psicología/Annals of Psychology, 33*(3), 589-596. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.33.2.254841>
- Navarro-Gonzalez, D., Vigil-Colet, A., Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2019). Psychological Test Toolbox: A new tool to compute factor analysis controlling response bias. *Journal of Statistical Software, 91*(1), 1-21. <https://doi.org/10.18637/jss.v091.i06>
- Oliveira, E. P., Merino, M. D., Privado, J., & Almeida, L. S. (2018). Escala de Funcionamento Psicológico Positivo: Adaptação e estudos iniciais de validação em universitários portugueses. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, 48*, 151-162. <https://doi.org/10.21865/ridep48.3.13>
- Oshio, A., Taku, K., Hirano, M., & Saeed, G. (2018). Resilience and Big Five personality traits: A meta-analysis. *Personality and Individual Differences, 127*, 54-60. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.01.048>
- Palenzuela, D. L. (1993). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificaciones de la Conducta, 9*, 185-219.
- Paulhus D. L., & Vazire S. (2005). "The Self-Report Method." En RW Robins, RC Fraley, RF Krueger (Eds.), *Handbook of Research Methods in Personality Psychology*. Guilford Press.

- Pérez, C., Parra, P., Fasce, E., Ortiz, L., Bastías, N., & Bustamante, C. (2012). Estructura Factorial y Confiabilidad del Inventario de Burnout de Maslach en Universitarios Chilenos. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 21(3), 255-263.
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135(2), 322. <https://doi.org/10.1037/a0014996>
- Rammstedt, B., & Farmer, R. F. (2013). The impact of acquiescence on the evaluation of personality structure. *Psychological Assessment*, 25(4), 1137-1145. <https://doi.org/10.1037/a0033323>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2009.10.005>
- Richardson, M., Abraham, C., & Bond, R. (2012). Psychological correlates of university students' academic performance: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138(2), 353. <https://doi.org/10.1037/a0026838>
- Rodríguez-Fornells, A., Lorenzo-Seva, U., & Andrés-Pueyo, A. (2001). Psychometric properties of the Spanish adaptation of the Five Factor Personality Inventory. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(2), 145-153. <https://doi.org/10.1027//1015-5759.17.2.145>
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(5), 749-761. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.5.749>
- Saklofske, D. H., Austin, E. J., Mastoras, S. M., Beaton, L., & Osborne, S. E. (2012). Relationships of personality, affect, emotional intelligence and coping with student stress and academic success: Different patterns of association for stress and success. *Learning and Individual Differences*, 22(2), 251-257. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2011.02.010>
- Sanz, J., & García-Vera, M. (2009). Nuevos Baremos para la Adaptación Española del Inventario de Personalidad NEO Revisado (NEO PI-R): Fiabilidad y datos normativos en voluntarios de la población general. *Clínica y Salud*, 20(2), 131-144.
- Schmitt, D. P., Allik, J., McCrae, R. R., & Benet-Martínez, V. (2007). The geographic distribution of Big Five personality traits: Patterns and profiles of human self-description across 56 nations. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 38(2), 173-212. <https://doi.org/10.1177/0022022106297299>
- Sorić, I., Penezić, Z., & Burić, I. (2017). The Big Five personality traits, goal orientations, and academic achievement. *Learning and Individual Differences*, 54, 126-134. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.01.024>
- Soubelet, A., & Salthouse, T. A. (2011). Influence of social desirability on age differences in self-reports of mood and personality. *Journal of Personality*, 79(4), 741-762. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2011.00700.x>
- Stajkovic, A. D., Bandura, A., Locke, E. A., Lee, D., & Sergent, K. (2018). Test of three conceptual models of influence of the big five personality traits and self-efficacy on academic performance: A meta-analytic path-analysis. *Personality and Individual Differences*, 120, 238-245. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.08.014>
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Trapmann, S., Hell, B., Hirn, J. O. W., & Schuler, H. (2007). Meta-analysis of the relationship between the Big Five and academic success at university. *Zeitschrift für Psychologie/Journal of Psychology*, 215(2), 132-151. <https://doi.org/10.1027/0044-3409.215.2.132>
- Tucker, L., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- van der Linden, D., Pekaar, K. A., Bakker, A. B., Schermer, J. A., Vernon, P. A., Dunkel, C. S., & Petrides, K. V. (2017). Overlap between the general factor of personality and emotional intelligence: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 143(1), 36-52.

<https://doi.org/10.1037/bul0000078>

Vergara, J. (2018) *Influencia de factores motivacionales docentes en la satisfacción y desempeño académico de estudiantes universitarios*. Tesis Doctoral, Universidad de Concepción-Chile.

<http://repositorio.udec.cl/jspui/handle/11594/3548>

Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., Camps, E., Tous, J., & Lorenzo-Seva, U. (2013a). Development and validation of the Overall Personality Assessment Scale (OPERAS). *Psicothema*, 25(1), 100-107.

<https://doi:10.7334/psicothema2011.411>

Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., & Lorenzo-Seva, U. (2013b). How social desirability and acquiescence affect the age-personality relationship. *Psicothema*, 25(3), 342-348.

<https://doi.org/10.7334/psicothema2012.297>

Wilson, C. A., Babcock, S. E., & Saklofske, D. H. (2019). Sinking or swimming in an academic pool: A study of resiliency and student success in first-year undergraduates. *Canadian Journal of Higher Education/Revue canadienne d'enseignement supérieur*, 49(1), 60-84. <https://doi.org/10.7202/1060824ar>

Zhou, M. (2015). Moderating effect of self-determination in the relationship between Big Five personality and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 86, 385-389.

<https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.005>