

Estructura Interna de la Batería Sociocognitiva de Autoeficacia Vocacional

Internal Structure of the Socio-Cognitive of the Vocational Self-Efficacy Battery

Gina Chávez-Ventura¹, Maricela Osorio-Guzmán², Henry Santa-Cruz Espinoza³
y Carlos Prado-Romero⁴

Resumen

El objetivo del estudio es analizar las características psicométricas y estructura interna de la batería sociocognitiva de autoeficacia vocacional para estudiantes de Psicología, que solo posee una evidencia de validez basada en el contenido. Participaron 199 estudiantes peruanos de Psicología que realizaban prácticas pre-profesionales (83.77% mujeres y 16.23% varones), seleccionados con un muestreo no probabilístico intencional. Para el procesamiento de datos se emplearon los programas JAMOVI y AMOS, así como el módulo en Excel de Índices bifactor. Las escalas de Autoeficacia percibida, Expectativas de resultados, Intereses, Metas, Apoyo y Barreras presentan adecuados índices de bondad de ajuste en su estructura interna, con el modelo oblicuo a diferencia del modelo bifactor, y confiabilidad esperada en el Coeficiente Omega. Se concluye que la batería posee adecuada evidencia de validez basada en la estructura interna para la población investigada. Finalmente, se discuten las implicancias de los hallazgos, limitaciones y alcances para investigaciones futuras.

Palabras clave: autoeficacia, intereses, metas, validez, confiabilidad

Abstract

The objective of the research is to analyze the psychometric characteristics and internal structure of the socio-cognitive battery of vocational self-efficacy for Psychology students, which only has one evidence of validity based on the content. There were 199 Peruvian Psychology students who were doing their pre-professional internship (83.77% females and 16.23% males), selected with intentional non-probabilistic sampling. The programs JAMOVI and AMOS were used for data processing, as well as the bifactor Indexes module in Excel. The Scales of perceived Self-efficacy, Outcome expectations, Interests, Goals, Support and Barriers show adequate indexes of goodness of fit in their internal structure, with the oblique model as opposed to the bifactor model, and expected values in the Omega Coefficient. It is concluded that the battery has adequate evidence of validity based on the internal structure for the investigated population. Finally, the implications of the findings, limitations and scopes for future research are discussed.

Keywords: self-efficacy, interests, goals, validity, reliability

¹Doctora en Psicología. Psicóloga y Docente-Investigadora del Instituto de Investigación en Ciencia y Tecnología, Universidad César Vallejo, Perú. <http://orcid.org/0000-0002-4638-3487>. Universidad César Vallejo. Av. Larco 1770. Urb. Las Flores, distrito Víctor Larco, Trujillo, Perú. Tel.: +51044485000 ext.7075. Correo: gchavez@ucv.edu.pe

²Doctora de Investigación en Ciencias Psicológicas y Pedagógicas. Psicóloga, Profesora e Investigadora Titular C. de la Universidad Nacional Autónoma de México, FES Iztacala. <http://orcid.org/0000-0001-7798-5301>. Universidad Nacional Autónoma de México. Facultad de Estudios Superiores Iztacala. Jefatura de Psicología. Av. de los Barrios 1, los Reyes Iztacala. Tlalnepantla Estado de México. 54090 México. Tel.: (55) 56231333 ext.39806. Correo: mosorio@unam.mx

³Maestro en Psicología Clínica, Magíster en Educación, Teorías y Práctica Educativa. Psicólogo y Docente-Investigador de la Universidad Autónoma del Perú, Perú. <http://orcid.org/0000-0002-6475-9724>. Scopus Author ID: 57197585194. Universidad Autónoma del Perú. Carretera Panamericana Sur Km 16.3, Mz. A Lote 6, Villa El Salvador, Lima, Perú. Tel.: +51017153335 ext.352. Correo: henry.santacruz@autonoma.pe

⁴Licenciado en Psicología. Doctorado en Psicología y Salud, profesor de Asignatura de la Facultad de Estudios Superiores Iztacala, Universidad Nacional Autónoma de México. <https://orcid.org/0000-0003-0809-0672>. Av. de los Barrios 1, los Reyes Iztacala. Tlalnepantla Estado de México. 54090 México Tel.: (55) 56231333 ext.39806 Correo: carlos.prado@iztacala.unam.m

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · Nº67 · Vol.1 · 59-74 · 2023

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 Psicología vocacional ha concentrado sus esfuerzos en explicar los procesos del desarrollo de la carrera profesional, que ocurren a lo largo de la vida, en diferentes modelos del enfoque social cognitivo: desde los intereses vocacionales, la elección del plan educativo (Lent et al., 1994, 2004, 2008), el desempeño profesional (Lent et al., 1994; Brown et al., 2011), la satisfacción con la profesión (Lent & Brown, 2006a; 2008), así como la autogestión de carrera (Lent & Brown, 2013, Lent et al., 2017).

El modelo cognitivo social de desarrollo de carrera tiene como base los planteamientos de Bandura (1986, 1997) y en él interactúan variables de agencia personal: autoeficacia, expectativas de resultado, metas e intereses; con variables contextuales: apoyo y barreras, así como personales (Lent et al., 2004), orientados a la autodeterminación en la carrera (Blustein, 2017).

La autoeficacia es el eje central del modelo y está referido a las creencias o juicios respecto a las propias capacidades que ejercen control sobre el desenvolvimiento (Bandura, 1991); influye en las decisiones, afectos, motivación intrínseca y persistencia (Bandura, 1991; Lent et al., 1994). Su fuente más importante es la experiencia personal de logros de ejecución, que cuando es exitosa favorece el rendimiento futuro (Lent et al., 2004). Produce expectativas de resultado favorables, que son las creencias sobre resultados esperados ante acciones efectuadas (Lent et al., 2008), que dependen en gran magnitud de la autopercepción de las capacidades de desempeño (Lent & Hackett, 1987).

Las expectativas de resultado y la autoeficacia son esenciales en el desarrollo de intereses, que en conjunto, conducen a la formulación de metas, referidas a la determinación para involucrarse en una acción determinada o para lograr un resultado posterior; por tanto, la persona autodirige con ellas su comportamiento, especialmente si son claras, están bien delimitadas y especificadas (Lent et al., 2004); sin embargo, el apoyo recibido o las barreras del contexto pueden facilitar o dificultar el cumplimiento de las metas (Lent et al., 2008). Además, pueden presentarse algunas variantes, debido a que la elección ocupacional, en muchas ocasiones se rige por la condición socioeconómica y no por los intereses (Lent et al., 2004).

Los estudios instrumentales del enfoque social cognitivo de desarrollo de carrera se han trabajado especialmente desde los modelos de exploración y decisión de carrera (Miguel et al., 2013; Ireland & Lent, 2018; Lent et al., 2016, 2017). Además, también se reportan estudios psicométricos relacionados al modelo de satisfacción (Lent et al., 2005). Para fines de este estudio se considerará el modelo de autoeficacia vocacional aplicado al campo de formación y desempeño pre-profesional en Psicología, donde los estudiantes al realizar sus prácticas pre-profesionales, afirman su vocación y, a la vez, ejercitan sus competencias, como antesala al ejercicio profesional.

La medición de la autoeficacia vocacional se ha desarrollado con amplitud en contextos que gozan de una sólida economía, como Estados Unidos; y, generalmente en el idioma inglés (Casas & Blanco-Blanco, 2016) aun en estudios interculturales (Glosenberget al., 2018); sin embargo, el uso de instrumentos americanos-anglosajones pueden no ser convenientes en otros contextos económicos, considerando que el modelo social cognitivo de carrera funciona bien en entornos con un mejor desarrollo económico y alto individualismo (Glosenberget al., 2018). En otros contextos culturalmente diferentes, los modelos deben analizarse, adecuarse (Leong & Gupta, 2008; Leung, 2008) y, preferentemente, se deben diseñar instrumentos que utilicen el idioma nativo (Glosenberget al., 2018), porque un constructo puede tener distintos significados en diferentes culturas; y, en esa condición, una adaptación no sería pertinente al estar midiéndose constructos diferentes (Barbero-García et al., 2008).

Además, es imperativo asumir que la validación de una prueba puede considerarse como la evaluación a las interpretaciones; reconociéndose así la importancia de los contextos y participantes (Kane, 2013). En Latinoamérica, los estudios son escasos, considerando que después de Estados Unidos, la investigación sobre el modelo social cognitivo de carrera se ha desarrollado en países asiáticos y europeos (Sheu & Bordon, 2017), a pesar de su importancia, debido a que el enfoque busca explicar y comprender aspectos del comportamiento humano vocacional que puedan verificarse científicamente y, a la vez, ser aplicables a la práctica del cambio comportamental (Lent, 2017), constituyéndose así

en un ejemplo de la comprensión empírica tradicional de la ciencia (Richardson, 2017).

En un reciente estudio se diseñó una batería de autoeficacia vocacional para estudiantes de psicología que realizan prácticas pre-profesionales. En la investigación participaron 21 jueces psicólogos que ejercen la docencia universitaria en Argentina, Colombia, México y Perú, quienes posibilitaron confirmar, corregir y reemplazar los ítems que conformaban las escalas, valorando los criterios de coherencia y relevancia; mientras que 40 estudiantes de Psicología de los países referidos, quienes realizaban prácticas pre-profesionales, evaluaron la claridad de los ítems (Chávez-Ventura et al., 2020). Las evidencias reportadas están basadas en el contenido; por tanto, resulta pertinente proveer nuevas evidencias basadas en la estructura interna.

Las escalas pertenecientes a la batería se definieron como: a) *Autoeficacia percibida* es la confianza en que las habilidades, características y conocimientos adquiridos ayudarán en la praxis profesional, b) *Expectativas de resultado* son las creencias personales sobre los resultados imaginados que se conseguirán en el ejercicio profesional, c) *Metas* comprende la determinación o intentos para involucrarse en acciones que permitan conseguir un resultado esperado en un futuro, d) *Intereses* son la atracción y agrado por la carrera profesional elegida y satisfacción por las actividades que su ejercicio implica, e) *Apoyo* es el soporte obtenido para la consecución de metas; y, f) *Barreras* son los obstáculos para la consecución de metas.

De esta manera se busca integrar la teoría, práctica y la investigación, que ofrezca soporte empírico a la teoría social cognitiva de desarrollo de carrera, para contribuir a que el modelo estudiado sea comprobable y utilizable para predicciones de la teoría en contextos distintos (Lent, 2017) y para contribuir con una psicología basada en la evidencia (Fouad, 2017). También, la información obtenida con la batería puede emplearse para fines diagnósticos y posibilitaría dirigir acciones psicoeducativas en la formación profesional que permita fortalecer en los estudiantes de Psicología aquellas capacidades en las que aún no se sienten eficaces, lo que favorecería su desempeño; además, contribuiría a orientarlos según sus intereses, hacia el

establecimiento de metas y expectativas de resultados, lo que adquiere especial relevancia porque la población objetivo está próxima a concluir sus estudios universitarios. Finalmente, al conocer las barreras que se les presentaron a los estudiantes y el apoyo que recibieron en el intento de alcanzar sus metas, sería posible identificar sus fortalezas y recursos personales para la reafirmación de su autoeficacia vocacional y búsqueda de soporte institucional, de ser pertinente.

Por lo expuesto, el objetivo del estudio es determinar las características psicométricas y estructura factorial de la batería de autoeficacia vocacional en estudiantes peruanos de Psicología que realizan prácticas pre-profesionales. Las escalas medirán las dimensiones del modelo asumido: autoeficacia, expectativas de resultado, intereses, metas, barreras y apoyo. Con ello, se ofrece como aporte un precedente que permita no solo obtener nuevas evidencias de validez del instrumento en un país latinoamericano, sino disponer de una escala para la realización de próximos estudios orientados a hallar evidencias al modelo sociocognitivo de desarrollo de carrera, en la transición entre la formación profesional y el desempeño profesional.

Método

Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística intencional de 199 estudiantes que realizaban prácticas pre-profesionales en la carrera de Psicología, se encontraban en los últimos dos años de estudios y pertenecían a las ciudades de Trujillo y Chiclayo (norte de Perú). Se optó por el muestreo no probabilístico por conveniencia (Otzen & Manterola, 2017) porque los docentes asesores de prácticas pre-profesionales, interesados en colaborar con el estudio, proporcionaron una lista de los estudiantes que cumplían con los requisitos. De ese modo, todos los practicantes recibieron la invitación general para participar voluntariamente en la investigación y, quienes aceptaron, firmaron y entregaron el consentimiento informado; de esta manera, se evitaron sesgos del investigador.

Entre las características, fueron mayoritariamente mujeres (84%), sus edades se encontraban entre 19 y 45 años ($ME=23.75$; $DE=3.18$); hubo un predominio de solteros (84%) sobre casados o convivientes (16%). La mayoría de

los participantes trabajaba (67%) y la mitad de ellos lo realizaba en actividades vinculadas a la carrera profesional; finalmente, casi la totalidad (90%) refirió que elegiría nuevamente como su profesión la carrera de Psicología.

Instrumento

Se aplicó la batería sociocognitiva de Autoeficacia vocacional para estudiantes de psicología que realizan prácticas pre-profesionales (Chávez-Ventura et al., 2020). Tiene cinco opciones de respuesta y mide las siguientes escalas, en su versión aceptada por los jueces:

Autoeficacia percibida. Contiene 46 ítems directos. Con opciones de respuesta: total confianza, un poco de confianza, ni confianza ni desconfianza, un poco de desconfianza y total desconfianza.

Expectativas de resultado. Incluye 12 ítems directos. Las alternativas de respuesta son iguales a las de la escala de Autoeficacia percibida.

Metas. Presenta 8 ítems directos. Sus opciones de respuesta son: completamente de acuerdo, de acuerdo, ni de acuerdo ni en desacuerdo, en desacuerdo y completamente en desacuerdo.

Intereses. Está conformado por 8 ítems directos y contiene como alternativas de respuesta: total interés, un poco de interés, ni desinterés ni interés, un poco de desinterés y total desinterés.

Apoyo. Tiene 10 ítems directos, que se contestan con las opciones: total apoyo, bastante apoyo, regular apoyo, un poco de apoyo y ningún apoyo.

Barreras. Cuenta con 11 ítems directos. Las alternativas para responder son: total, bastante, regular, un poco y ninguno.

La validez que tiene la batería, como ya se ha referido, está basada en el contenido (Aiken, 1980), mediante la valoración de jueces y población objetivo, de los países de Argentina, Colombia, México y Perú, que permitió la selección de un total de 95 ítems con un límite inferior mínimo de .62 en el intervalo de confianza de la V de Aiken (Chávez-Ventura et al., 2020).

Procedimiento

El estudio es de tipo instrumental (Ato et al., 2013) y para su aplicación se informó a los participantes sobre los objetivos del mismo, la finalidad de la evaluación, el carácter libre y

voluntario, así como la confidencialidad de la información. Solo se evaluaron a quienes firmaron la carta de consentimiento informado y la recogida de datos se efectuó de manera colectiva en las aulas de clase, garantizando las condiciones idóneas para la evaluación.

Ingresadas las puntuaciones a una hoja de cálculo de Excel, se eliminaron las pruebas que contenían ítems sin responder o marcaciones tendenciosas. Se utilizó el programa Jamovi (Şahin & Aybeck, 2019), primero para el análisis descriptivo de los ítems y su normalidad univariada con asimetría (< 3) y curtosis (< 10 ; Kline, 2016); segundo, para determinar la pertinencia del análisis factorial con la medida de adecuación de Kayser-Meyer-Olkin (entre .60 y .79, aceptable; > 0.80 , adecuado; Farrall et al., 2020) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < .05$; Pizarro & Martínez, 2020); tercero, para la obtención del análisis factorial exploratorio, donde se conservaron los ítems con cargas factoriales $\geq .40$ (Steves, 1992); y, cuarto para confirmar la estructura factorial de la escala obtenida, se aplicó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el método de estimación de máxima verosimilitud.

Para determinar el ajuste del modelo propuesto, se analizaron los siguientes índices (Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1999): prueba de bondad de ajuste χ^2 ; al tratarse de un parámetro sensible al tamaño de la muestra, se consideró el cociente CMIN/DF (χ^2/gl) cuyo valor < 3 indica un ajuste adecuado; los índices: Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis coefficient (TLI), que con valores $> .90$ se interpretan como propios de un ajuste adecuado; y el de error: el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), que muestra un ajuste adecuado si su valor es $< .08$.

Después, se procedió a realizar el cálculo del coeficiente de confiabilidad Omega McDonald's. Este procedimiento es recomendado (Ventura-León, 2019; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017), dado el nivel de medición y naturaleza de los datos, extraído a partir de la matriz de pesos factoriales. El valor mínimo aceptable para este índice es $\geq .80$.

Finalmente, se aplicó el modelo bifactor confirmatorio (Reise, 2012) con la finalidad de determinar la existencia de un factor general latente

para las escalas multidimensionales. Para determinar la unidimensionalidad / multidimensionalidad se analizaron varios índices, con base al módulo Índices Bifactor (Dominguez-Lara y Rodriguez, 2017), esperando como resultados que apoyan la unidimensionalidad: Omega Jerárquico (ω_H) $\geq .70$; Explained Common Variance (ECV) $\geq .80$; y Percentage of Uncontaminated Correlations (PUC) $> .70$.

Resultados

Análisis descriptivo de los ítems

Los participantes, en promedio, prefirieron alternativas de respuesta medias con tendencia a altas; además, la normalidad univariada de los ítems se encuentran dentro de los parámetros establecidos, con excepción de la escala Metas, que decidió mantenerse para conservar las dimensiones que conforman el modelo cognitivo social asumido (Tablas 1-6).

Análisis Factorial Exploratorio

Se determinó la pertinencia del análisis factorial exploratorio mediante el índice de Kaiser Meyer Olkin (KMO, Pizarro & Martínez, 2020); donde los valores fueron adecuados en casi todas las escalas (.94 para autoeficacia percibida, .898 para expectativa de resultado, .811 para intereses, .798 para apoyo y .914 para barreras) y aceptable en una (.656 metas). Sobre este último resultado, existe contradicción en la literatura, ya que algunos autores (Corruble et al., 2003; Sharma, 1996; Virglerova et al., 2021) consideran que valores entre .60 y .70 en el KMO son aceptables, mientras que otros (Alarcón, 2013; Ferrando et al., 2022; Hair et al., 2007) lo catalogan mediocre; sin embargo, se tomó en cuenta el primer criterio apoyado en los planteamientos teóricos del constructo. Por otro lado, en la prueba de esfericidad de Bartlett, los resultados fueron estadísticamente significativos (3552 en autoeficacia percibida [$p < .001$], 783 en expectativa de resultado [$p < .001$], 306 en metas [$p < .001$], 411 en intereses [$p < .001$], 389 en apoyo [$p < .001$], y 1363 en barreras [$p < .001$]). Posteriormente, se delimitó la estructura inicial de las escalas, seleccionando los ítems con mejores cargas factoriales.

En el caso de la escala de *Autoeficacia percibida*, quedaron eliminados todos los ítems que pertenecían a las dimensiones de la escala original: *confianza en las habilidades socioemocionales para la interacción social* («Controlar mis emociones para que los problemas de los demás no me afecten», «identificar mis emociones cuando escucho los problemas de los demás», «encontrar formas de negociación hacia un conflicto», «colocarme imaginariamente en la situación de las personas con quienes me relaciono», «comprender las emociones de los demás», «mantener la calma cuando escucho algo que me desagrada») y *confianza en la habilidad comunicativa* («escuchar con atención cuando me hablan», «comprender lo que las personas comunican de modo no verbal», «expresar mis puntos de vista sin ofender a los demás», «exponer con fluidez frente al público», «redactar reportes con claridad», «comunicarme verbalmente con claridad», «redactar con buena ortografía»).

También, en la escala de Autoeficacia percibida, se eliminaron ítems de la escala original en la dimensión *confianza en la capacidad de intervención* («brindar orientación psicológica», «lograr que mis usuarios se encuentren satisfechos con la calidad de servicio que les brindo», «aplicar psicoterapia/intervenir psicológicamente») y quedó un ítem referido a la prevención, que se unió a la dimensión de *confianza en la habilidad de diagnosticar*, por lo que la dimensión pasó a denominarse *confianza en la capacidad para realizar diagnóstico y prevención*. En cambio, la dimensión que se conservó casi intacta fue la de *confianza en la habilidad de investigación*, en la que solamente se eliminó un ítem («plantear problemas de investigación»).

En la dimensión *confianza en la capacidad de asesoría* se eliminaron dos ítems («brindar asesorías de investigación en las instancias que lo solicitan», «proponer estrategias para superar dificultades en el ámbito educativo») y se conservó uno referido a plantear propuestas de mejora organizacional, que se fusionó con dos ítems pertenecientes a la dimensión *confianza en la habilidad de gestión* (del que se eliminó el ítem «evaluar el logro de los objetivos de los programas de prevención en salud mental aplicados») y también se sumaron cinco ítems de la dimensión de *confianza en la ética profesional* (dimensión en la

Tabla 1. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad de modelos oblicuo y bifactor para la Escala de Autoeficacia percibida de capacidades pre-profesionales

	Modelo oblicuo				Modelo bifactor						g1	g2	M	DE	
	M1				M2										
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	FG	ECV					
Item 18 (37)	.733				1.217				.747	.274	-1.58	2.42	4.41	0.829	
Item 19 (38)	.738				.091				.718	.984	-1.58	2.42	4.41	0.829	
Item 20 (39)	.734				.072				.714	.99	-1.38	1.85	4.31	0.871	
Item 21 (42)	.769				-.029				.771	.999	-1.38	1.1	4.38	0.873	
Item 22 (43)	.839				-.021				.845	.999	-1.38	1.46	4.43	0.781	
Item 23 (44)	.769				-.050				.771	.996	-1.52	2.03	4.46	0.777	
Item 24 (45)	.729				-.064				.739	.993	-2.21	4.99	4.69	0.622	
Item 25 (46)	.753				-.022				.757	.999	-1.21	1.09	4.44	0.728	
Item 7 (24)		.726				.466			.598	.622	-0.84	0.406	4	0.943	
Item 8 (26)		.703				.47			.548	.576	-0.86	0.353	4.04	0.953	
Item 9 (27)		.715				.60			.432	.341	-0.559	-0.277	3.51	1.1	
Item 10 (28)		.806				.658			.500	.366	-0.517	-0.136	3.82	0.952	
Item 11 (29)		.820				.763			.426	.238	-0.476	-0.275	3.54	1.01	
Item 12 (30)		.703				.552			.494	.445	-0.718	-0.041	3.98	0.951	
Item 13 (31)		.800				.769			.387	.202	-0.453	-0.459	3.52	1.1	
Item 14 (32)		.783				.792			.367	.177	-0.76	0.044	3.89	1.03	
Item 1 (8)			.717					.834	.329	.135	-1.29	1.6	4.44	0.721	
Item 2 (9)			.821					.694	.542	.379	-1.27	0.928	4.44	0.775	
Item 3 (10)			.814					.632	.582	.459	-1.12	1.68	4.33	0.751	
Item 4 (11)			.861					.673	.592	.436	-1.32	1.71	4.34	0.819	
Item 5 (12)			.682					.527	.596	.561	-1.32	1.62	4.35	0.826	
Item 6 (20)			.761					.472	.551	.577	-1.02	0.718	4.27	0.833	
Item 15 (33)				.716					.576	.443	.372	-0.888	0.343	3.82	1.04
Item 16 (34)				.884					.744	.472	.287	-1.26	1.46	4.21	0.919
Item 17 (35)				.934					.88	.493	.239	-1.4	2.26	4.27	0.868
ω	.916	.915	.901	.883											
α	.914	.913	.899	.87											
ω_H					.036	.6	.552	.645	.794						
Hh						.873	.843	.838	.945						
$\lambda_{promedio}$.149	.64	.639	.733	.577						
ECV									.494						
PUC									.753						
χ^2		559					713.681								
df		269					254								
p		<.001					<.001								
CFI		.916					.866								
TLI		.906					.841								
RMSEA		.0737					.096								
AIC		9661					855.681								

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis, F1=confianza para la atención psicológica, F2=confianza en investigación, F3=confianza en la capacidad para realizar diagnóstico y prevención, F4=confianza en la gestión para el trabajo colectivo; $\omega_{H,S}$ =omega jerárquico del factor, ECV-I=ECV de los ítems, H_{H,S}=Coeficiente H

que no se eliminaron ítems). La fusión de estos ítems ameritó la denominación de la dimensión como *confianza en la atención psicológica*. Vale señalar que, de la dimensión *confianza en la habilidad de gestión*, tres ítems integraron el factor *confianza en la gestión para el trabajo colectivo*.

Entonces, la escala de autoeficacia quedó conformada por 4 dimensiones y 25 ítems, que representan el 62.2% de la varianza total de la escala: confianza en la atención psicológica (18% de la varianza explicada, 8 ítems), confianza en la capacidad de investigación (16.8 % de la varianza explicada, 8 ítems), confianza en la habilidad para realizar diagnóstico y prevención (16.4% de la varianza explicada, 6 ítems) y confianza en la gestión para el trabajo colectivo (11% de la varianza explicada, 3 ítems).

En la escala *Expectativas de resultado*, se eliminaron seis ítems, dos de los cuales pertenecían a la dimensión *físico tangible* («tener ingresos económicos suficientes para mantenerme y mantener a mi familia», «independizarme económicamente»), uno a la dimensión *social* («contribuir con el bienestar de otros») y tres que constituían la dimensión *autoevaluativo-personal* («sentirme autorrealizado», «sentirme satisfecho con lo que hago», «aplicar las capacidades logradas en mi formación profesional»). De este modo, la escala quedó compuesta por seis ítems distribuidos en dos dimensiones, que representó un 70.8% de varianza total de la prueba, donde la dimensión de expectativas tangibles (3 ítems) presenta un 36.3% de la varianza y la dimensión de expectativa personal-social (3 ítems) 34.4%.

Tabla 2. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad de modelos oblicuo y bifactor para la Escala de Expectativas de resultado

Ítems	Modelo oblicuo		Modelo bifactor				g1	g2	M	DE
	M1		M2							
	F1	F2	F1	F2	FG	ECV				
Item 19 (52)	.787		1.171		.734	.35	-1.57	1.84	4.46	0.857
Item 20 (53)	.792		.027		.750	.982	-1.56	2.87	4.42	0.799
Item 21 (54)	.844		.082		.776	1	-2.1	4.55	4.59	0.753
Item 16 (48)		.822		1.059	.777	.282	-1.44	1.61	4.32	0.947
Item 17 (49)		.844		.109	.800	.999	-1.65	2.57	4.43	0.855
Item 18 (50)		.900		.007	.905	.99	-1.69	2.41	4.48	0.834
ω	.894	.849								
α	.892	.845								
ω_H	.849	.891	.246	.188						
$\lambda_{promedio}$.808	.855	.427	.932	.79					
ECV			.6							
PUC			.6							
χ^2		13.8		18.616						
df		8		5						
p		.086		.002						
CFI		.993		.983						
TLI		.986		.948						
RMSEA		.061		.117						

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis, F1=tangible, F2=personal-social, $\omega_{H,S}$ =omega jerárquico del factor, ECV-I=ECV de los ítems, $\omega_{H,S}$ =Coeficiente H

En el caso de la escala Metas se eliminaron tres ítems, dos de la dimensión *determinación a la acción* («destacar en mi desempeño profesional», «seguir superándome académicamente») y uno de la dimensión *orientación a objetivos* («cuando alcanzo una meta, inmediatamente me fijo otra»). De este modo, la composición de esta escala con dos dimensiones, de tres ítems cada una, representa el 68.2% de la varianza total de la prueba, correspondiéndole a la dimensión de orientación a objetivos el 37.7% y a la dimensión de determinación a la acción el 30.6%.

Los ítems eliminados en la escala *Intereses* fueron cuatro («participar en cursos relacionados con mi profesión», «trabajar en mi profesión», «comprometerme en actividades relacionadas con mi profesión» y «hacer voluntariado en el ejercicio de mi profesión») y los cuatro ítems aceptados se integraron en una única dimensión, que representó el 63.6% de la varianza total explicada de la escala.

En la escala *Apoyo*, se eliminaron un conjunto de cuatro ítems, de los cuales dos correspondían a la dimensión apoyo académico («orientación docente para la presentación de los trabajos asignados» y «orientación docente para sugerir material de estudio») y dos a apoyo social («participación de mis compañeros en el cumplimiento de tareas grupales» y «soporte emocional de mis docentes»). De este modo, la escala quedó conformada por dos dimensiones, que

configuraba un 55.3% de la varianza total de la escala, con un porcentaje de 27.7% para cada dimensión (apoyo familiar y apoyo académico-social).

Finalmente, en la escala Barreras se suprimieron tres ítems, dos de ellos de la dimensión familiar («presión familiar para que cambie de profesión» y «falta de recursos económicos») y uno de la dimensión académica («retraso en mis estudios por cambios en el plan curricular»). Así, la escala se estructuró en dos dimensiones que explicaron el 72.9% de la varianza total, con 54.5% para la dimensión académico-social y 18.4% para la dimensión familiar.

Análisis Factorial Confirmatorio (Modelos oblicuos y bifactor)

Para continuar con el análisis planteado se procedió a ejecutar el análisis factorial confirmatorio; para ello, se comprobaron dos modelos, el oblicuo y el bifactor, en las escalas de autoeficacia percibida, expectativas de resultado, metas, apoyo y barreras, excepto en la escala intereses, por ser unidimensional.

En la Escala de Autoeficacia percibida “de competencias pre-profesionales”, el modelo oblicuo de cuatro factores presentó adecuados índices de bondad de ajuste, mientras que el modelo bifactor no encontró respaldo empírico, ya que los índices de bondad de ajuste y los índices que determinan la unidimensionalidad (ECV=.494,

Tabla 3. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad de modelos oblicuo y bifactor para la Escala de Metas

Ítems	Modelo oblicuo		Modelo bifactor				g1	g2	M	DE
	M1		M2							
	F1	F2	F1	F2	FG	ECV				
Item 24 (64)	.630			1.490	.660	.164	-0.611	-0.115	4.32	0.674
Item 25 (65)	.894			.041	.774	.997	-0.582	-0.69	4.51	0.563
Item 26 (66)	.816			-.087	.947	.992	-1.27	0.654	4.63	0.571
Item 22 (59)		.778	1.616		.297	.033	-3.38	15.7	4.72	0.621
Item 23 (60)		.927	.387		.32	.406	-3.32	15.3	4.71	0.623
ω	.838	.827								
α	.838	.809								
ω_H			1.166	.316	.693					
$\lambda_{promedio}$			1.002	.481	.60					
ECV					.298					
PUC					.60					
χ^2		4.62			2.054					
df		4			2					
p		.329			.358					
CFI		.998			1.000					
TLI		.995			.999					
RMSEA		.032			.013					

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis, F1=orientación a objetivos, F2=determinación a la acción, $\omega_{H,S}$ =omega jerárquico del factor, ECV-I=ECV de los ítems, $H_{H,S}$ =Coeficiente H

Tabla 4. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad para la Escala de Intereses

Ítems	Modelo oblicuo	g1	g2	M	DE
Item 27 (67)	.62	-1.47	1.89	4.57	0.646
Item 28 (69)	.898	-2.6	6.87	4.76	0.57
Item 29 (70)	.827	-3.17	10.1	4.78	0.612
Item 30 (72)	.818	-2.36	5.93	4.69	0.629
ω	.873				
α	.865				
χ^2	2.52				
df	2				
p	.283				
CFI	.999				
TLI	.996				
RMSEA	.036				

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis

PUC=.75, ω_H =.794) no alcanzaron los valores mínimos requeridos, por lo que no es posible afirmar la existencia de un factor general latente, sino que la escala presenta una estructura constituida por 4 factores (Tabla 1). La confiabilidad, obtenida con el coeficiente Omega de McDonald's, fue adecuada en cada uno de los factores: confianza en la atención psicológica (ω =.916), confianza en la capacidad de investigación (ω =.915), confianza en la habilidad para realizar diagnóstico y prevención (ω =.901) y confianza en la gestión para el trabajo colectivo (ω =.883).

En el caso de la escala de Expectativas de resultado, luego de la comprobación de los modelos oblicuos y bifactor, los hallazgos mostraron una mayor fortaleza de los factores específicos que un factor general (Tabla 2). Esto se

sustenta en que los valores de bondad de ajuste del modelo oblicuo de 2 factores fueron los esperados, mientras que el RMSEA (.117) del modelo bifactor y los índices estadísticos, para determinar la presencia de un factor general, no fueron los adecuados (ECV=.60, PUC=.60). En ese sentido, se obtuvo la confiabilidad para los factores de la escala y los resultados fueron adecuados, tanto en el factor de expectativas de resultado tangible (ω =.894) como en el factor de expectativas de resultado personal-social (ω =.849).

En la escala de Metas, también se aceptó el modelo oblicuo de 2 factores, porque sus índices de bondad de ajuste fueron adecuados; en cambio, no se aceptó el modelo bifactor, ya que los índices que determinan la presencia de un factor general latente mostraron mayor fortaleza en los factores específicos. Por ello, la confiabilidad, se calculó para cada factor: orientación a objetivos (ω =.838) y determinación a la acción (ω =.827), con resultados adecuados (Tabla 3).

La Escala de Intereses, a diferencia de las anteriores escalas, presentó una estructura unidimensional, con adecuados índices de bondad de ajuste y con una confiabilidad también adecuada (Tabla 4).

Respecto a la escala Apoyo, se sometió a prueba el modelo oblicuo de 2 factores y el modelo bifactor, y se encontró mejores valores en los índices de bondad de ajuste para el modelo oblicuo, mientras que los índices pertinentes para hallar la

Tabla 5. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad de modelos oblicuo y bifactor para la Escala de Apoyo

Ítems	Modelo oblicuo		Modelo bifactor				g1	g2	M	DE
	M1		M2							
	F1	F2	F1	F2	FG	ECV				
Item 31 (75)	.728		1.109		.606	.230	-1.51	1.71	4.4	0.904
Item 32 (76)	.663		.207		.563	.881	-1.57	1.87	4.4	0.942
Item 33 (77)	.837		.026		.924	.999	-1.31	1.35	4.36	0.875
Item 34 (78)		.816		1.096	.538	.194	-0.919	0.58	4.06	0.911
Item 36 (80)		.701		.295	.448	.698	-0.95	0.372	3.92	1.08
Item 37 (83)		.611		.196	.446	.838	-0.801	0.023	4.01	0.937
ω	.796	.754								
α	.795	.746								
ω_H	.789	.755	.28	.454	.693					
$\lambda_{\text{promedio}}$.743	.709	.447	.529	.588					
ECV					.461					
PUC					.6					
χ^2		18		12.446						
df		8		5						
p		.021		.029						
CFI		.974		.980						
TLI		.951		.941						
RMSEA		.079		.087						

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis, F1=Apoyo familiar, F2=Apoyo académico-social, $\omega_{H,S}$ =omega jerárquico del factor, ECV-I=ECV de los ítems, $H_{H,S}$ =Coeficiente H

Tabla 6. Cargas factoriales, índices de bondad de ajuste y confiabilidad de modelos oblicuo y bifactor para la Escala de Barreras

Ítems	Modelo oblicuo		Modelo bifactor				g1	g2	M	DE
	M1		M2							
	F1	F2	F1	F2	FG	ECV				
Item 38 (89)	.930		.633		.910	.674	0.564	-1.3	2.51	1.62
Item 39 (91)	.764		-.050		.781	.996	0.385	-1.37	2.59	1.53
Item 40 (92)	.822		-.077		.857	.992	0.419	-1.01	2.6	1.33
Item 41 (93)	.925		.004		.896	1	0.544	-1.26	2.49	1.54
Item 42 (94)	.683		-.162		.763	.957	0.296	-1.17	2.73	1.35
Item 43 (95)	.938		.028		.880	.999	0.762	-1.33	2.3	1.79
Item 44 (86)		.772		.765	.625	.4	0.26	-0.926	2.76	1.24
Item 45 (87)		.917		.394	.646	.729	0.19	-1.22	2.78	1.4
ω	.829	.941								
α	.826	.939								
ω_H	.939	.835	.005	.394	.927					
$\lambda_{\text{promedio}}$.844	.845	.063	.58	.795					
ECV					.814					
PUC					.429					
χ^2		22.2		62.043						
df		18		14						
p		.222		.000						
CFI		.997		.985						
TLI		.995		.970						
RMSEA		.034		.083						

Nota. g1=asimetría, g2=curtosis, F1=académico-social, F2=familiar, $\omega_{H,S}$ =omega jerárquico del factor, ECV-I=ECV de los ítems, $H_{H,S}$ =Coeficiente H

presencia de un factor general latente no fueron los adecuados (ECV=.461, PUC=.60, ω_H =.693). Ante este hallazgo, se estimó la confiabilidad para los factores apoyo académico-social (ω =.796) y apoyo familiar (ω =.754) y fueron aceptables (Tabla 5).

Finalmente, en la escala Barreras también se comprobaron los modelos: oblicuo de 2 factores y bifactor. Los hallazgos mostraron que el modelo oblicuo encuentra respaldo en los datos empíricos, porque sus índices de bondad de ajuste fueron

satisfactorios, lo que no ocurrió con el modelo bifactor, donde los índices de bondad de ajuste y los índices que estiman la presencia de un factor general, obtuvieron valores no aceptables (ECV=.814, PUC=.429, ω_H =.927). En consecuencia, se halló la confiabilidad para los factores de la escala: barrera académico-social (ω =.829) y barrera familiar (ω =.941), cuyos valores fueron adecuados (Tabla 6).

Discusión

El objetivo del estudio fue determinar las características psicométricas y estructura factorial de la batería sociocognitiva de Autoeficacia vocacional en estudiantes peruanos de psicología que realizan prácticas pre-profesionales, y a partir de los resultados anteriormente presentados se plantean algunas reflexiones.

En primer lugar, se establece que la estructura factorial explorada posee características adecuadas, tanto en el porcentaje de varianza explicada como en el peso factorial de los ítems, los cuales son superiores a los valores mínimos recomendados (Furr, 2017; Steves, 1992). Posteriormente se confirmó la estructura de la batería a través del análisis factorial confirmatorio, hallándose índices de ajuste excelentes en el modelo oblicuo, para las escalas de metas, barreras, intereses, seguido de expectativa de resultado, apoyo y autoeficacia, las cuales poseen índices adecuados; por lo que se aportan evidencias de validez de constructo de este modelo de medición.

De las escalas que conforman la batería, la de Autoeficacia percibida es la más extensa, por contener 25 ítems, considerando la complejidad de la variable de criterio medida (Lent & Brown, 2006b); sin embargo, las demás escalas tienen una longitud de menos de 12 ítems, asumiendo la extensión breve recomendada por Lent et al. (2016).

En el proceso de construcción de la escala de Autoeficacia percibida, se eliminaron los ítems que comprendían los aspectos socioemocionales para la interacción social y de habilidad comunicativa; y, se mantuvieron ítems relacionados a las capacidades esperadas del futuro profesional, por lo que la nueva denominación de la escala es confianza en las capacidades pre-profesionales, cuya definición amerita ser corregida a: la confianza en que las propias capacidades adquiridas ayudarán en la praxis profesional.

La estructura de la escala de Autoeficacia percibida concuerda con algunos de los factores propuestos en el estudio previo (Chávez-Ventura et al., 2020), como son la confianza en la capacidad de investigación, confianza en la habilidad para diagnosticar (que se fusionó con la capacidad para realizar prevención), confianza en la habilidad de

gestión, que solo quedó circunscrita a la gestión del trabajo colectivo; mientras que al integrarse en una sola dimensión ítems de la dimensión ética, de gestión y asesoría, se formó el factor de confianza en la capacidad de atención psicológica. Sin embargo, la eliminación de los ítems referidos a la confianza en la capacidad de intervención, puede deberse a que los estudiantes, aun cuando llevan algunos cursos de terapias psicológicas en su formación profesional, no se encuentran facultados a realizar psicoterapia por no haber recibido tal formación que se brinda a quienes llegan a ser profesionales de la salud mental.

Por ello, una versión mejorada de la escala podría considerar la autoconfianza en las competencias profesionales del psicólogo, considerando el meta-perfil para Psicología del Proyecto Tuning América Latina (Rodríguez, 2014), que sistematiza el esfuerzo de integrar las competencias de la formación profesional para la región latinoamericana; y ha sido aplicado en estudios posteriores (Campos, 2014; Pertile, 2017). Con base a ello, se podría determinar en investigaciones futuras la invarianza factorial de la escala de Autoeficacia vocacional en los países de la región latinoamericana, especialmente los incluidos en el estudio previo: Argentina, Colombia, México y Perú (Chávez-Ventura et al. 2020).

La falta de un factor general latente para los factores específicos de la escala de Autoeficacia percibida: “confianza en la capacidad de investigación”, “confianza en la capacidad de atención psicológica”, “confianza en la capacidad de realizar diagnóstico y prevención” y “confianza en la gestión para el trabajo colectivo”, se traduce en la brecha existente entre la práctica psicológica de la carrera, apartada de la ciencia básica (Ortega, 2017) o una limitada práctica de la psicología basada en la evidencia (Gálvez-Jara et al., 2019; Lobell et al., 2004). A pesar de ello, una escala de autoeficacia dirigida a un ámbito particular del comportamiento, como en este caso, es de especial relevancia dentro del modelo cognitivo social, porque es posible mejorar el funcionamiento y la vida de las personas, a través del fortalecimiento en las creencias de sus capacidades individuales y colectivas (Bandura, 2018).

La escala de Expectativas de resultados alcanzó adecuadas evidencias de validez basada en

la estructura interna, con el modelo oblicuo y adecuada confiabilidad. Se conservaron las dimensiones de la escala original: expectativas de resultado tangible y expectativas de resultado personal-social, aunque este último fusionado. El contenido de esta escala es relevante para la agencia personal, ya que la persona visualiza lo que posiblemente conseguirá como resultado de sus acciones (Bandura, 2018); además, que los factores físico o tangible y social, planteados por el artifice de la teoría cognitiva social (Bandura, 1997) están representados en la estructura de la escala de Expectativas de resultados; sin embargo, la dimensión personal autoevaluativa debiera ser más investigada en futuros estudios, ya que no se vio representada en la escala, al haber quedado un único ítem del ámbito personal que se integró con el factor social.

La escala Metas presentó una estructura que confirma los planteamientos del estudio previo (Chávez-Ventura et al., 2020), con un modelo oblicuo, donde la orientación a objetivos y la determinación a la acción constituyeron los dos factores de la escala, con una adecuada bondad de ajuste; sin embargo, los dos ítems que integran la dimensión determinación a la acción presentaron valores ligeramente mayores a lo permitido en la asimetría (<3 ; Kline, 2016), lo que posiblemente se explique en función de que tales ítems están dirigidos al ejercicio de la profesión, situación que sería la esperada para quienes están próximos a culminar su carrera profesional. Esta escala también cumple un papel importante en la teoría porque quienes visualizan en el futuro sus metas, le otorgan dirección y significado a la vida (Bandura, 2018).

Respecto a la escala Intereses presenta adecuadas evidencias psicométricas con una estructura unidimensional. Los promedios presentados en ésta, en comparación con las demás de la batería, puede explicarse en función de que los participantes se encuentran en los últimos años de su formación profesional, por lo que sus intereses posiblemente se encuentren en su mayoría consolidados. Además, la dimensión “Intereses” integra uno de los modelos sociocognitivo de desarrollo de carrera, el de elección profesional (Lent et al., 1994), y no el de desempeño profesional (Brown et al., 2011) ni el de autogestión profesional (Lent & Brown, 2013),

porque el primero interviene en la elección profesional participando en la atracción hacia campos ocupacionales y profesionales; mientras que el modelo de autogestión profesional está enfocado más en comportamientos adaptativos, objetivos personales y afrontamiento de situaciones, más que los intereses en sí mismos (Lent & Brown, 2013). En este caso, el modelo de autoeficacia vocacional planteado podría ser estudiado desde el modelo de desempeño aplicado al campo “pre-profesional” o el modelo de autogestión pre-profesional.

En relación a las últimas dos escalas contextuales, la de Apoyo y la de Barreras, ambas tienen una estructura de dos factores con adecuados índices de bondad de ajuste: familiar y académico-social. En el caso de la escala de Apoyo, la dimensión *familiar* fue el primer factor que, por lo tanto, tuvo el mayor porcentaje de varianza explicada, mientras que en la escala Barreras el primer factor fue académico-social. Este último hallazgo, debe interpretarse considerando que los participantes del estudio fueron estudiantes próximos a terminar su carrera de Psicología, por lo que se esperaría que haya menos barreras familiares, vinculadas a la elección de la carrera, como a los recursos económicos, que en ocasiones no permiten la continuidad de los estudios profesionales, especialmente en el caso de las universidades de gestión particular.

Cabe señalar que para la aplicación del modelo bifactor a las escalas de la batería, excepto en Barreras, las soluciones factoriales detectaron la presencia de uno o dos casos Heywood (valores superiores a uno en la solución factorial), los cuales son comunes en los estudios factoriales con correlaciones policóricas según algunos autores (Conde et al., 2016; Freiberg Hoffmann et al., 2013); sin embargo, ello no impidió la estimación de los índices que posibilitaron rechazar la presencia de un factor general latente (ECV, PUC y ω_H), con el módulo bifactor (Dominguez & Rodriguez, 2017) en las escalas analizadas, aceptándose los modelos oblicuos planteados en el estudio previo (Chávez Ventura et al., 2020).

Una de las limitaciones del estudio fue no haber obtenido evidencias de validez en relación con otras variables. Por ello, será necesario que futuros estudios relacionen la batería sociocognitiva con criterios externos como la

medida del rendimiento académico universitario (Preciado-Serrano et al., 2021), debidamente adaptado al contexto de estudio; así también podría relacionarse con el desempeño en las prácticas pre-profesionales, el afrontamiento de situaciones o la adaptabilidad a la carrera, que permitan determinar el potencial predictivo de la batería y oriente la toma de decisiones. Así también se superaría la limitación de que la batería posea pocas evidencias de validez.

En torno a la confiabilidad de las escalas, los valores observados pueden interpretarse como adecuados (Campo-Arias & Oviedo, 2008), lo cual hace referencia a la capacidad que tienen los reactivos para estimar la puntuación verdadera de los respondientes con una estimación de error mínima. Además, se coincide en alcanzar resultados deseables con las baterías del modelo de desarrollo de carrera en el campo decisional (Betz et al., 1996; Lent et al., 2016, 2017), aunque los antecedentes trabajaron con el Alpha de Cronbach, que actualmente es cuestionado en su aplicación (Domínguez, 2012; Elosua & Zumbo, 2008; Ventura-León, 2019). Aún, con los resultados favorables, haber obtenido la confiabilidad basada en la consistencia interna, amerita otros métodos de estimación de la confiabilidad en estudios futuros y con muestras de mayor tamaño, para mejorar la precisión del instrumento (Merino Soto, 2020).

Como implicaciones prácticas, es posible considerar a esta batería como una herramienta para el diagnóstico de la autoeficacia vocacional de los estudiantes de Psicología que inician prácticas pre-profesionales, porque permitirá diseñar y ejecutar un plan de orientación profesional durante su formación de carrera, encaminado al fortalecimiento de sus capacidades, de acuerdo al perfil deseado de su profesión, considerando las dimensiones del modelo sociocognitivo de desarrollo de carrera: autoeficacia percibida, expectativas de resultado, intereses, metas, barreras y apoyo. Por tanto, el beneficio esperado no solo estará dirigido al estudiante, sino a las universidades que imparten la carrera de Psicología y a los futuros investigadores, que podrían continuar los estudios, a fin de otorgar evidencia empírica al modelo teórico asumido y cimentar la psicología basada en la evidencia.

Finalmente, se concluye que la batería posee una adecuada evidencia de validez basada en la

estructura interna para los estudiantes de psicología peruanos que realizan prácticas pre-profesionales; y, se propone extender el presente análisis a otras muestras con la finalidad de probar el presente modelo interculturalmente.

Referencias

- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 955-959.
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en Psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
<http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Alarcón, R. (2013). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento*. Universidad Ricardo Palma, editorial universitaria.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action*. Prentice Hall.
- Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of self-regulation. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 248-287
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy. The exercise of control*. Freeman and Company.
- Bandura, A. (2018). Toward a psychology of human agency: Pathways and reflections. *Perspectives on Psychological Science*, 13(2) 130-136.
<http://dx.doi.org/10.1177/1745691617699280>
- Barbero-García, M. I., Vila, E., & Holgado-Tello, F. (2008). La adaptación de los tests en estudios comparativos interculturales. *Acción Psicológica*, 5(2), 7-16.
<https://doi.org/10.5944/ap.5.2.454>
- Betz, N. E., Klein, K. L., & Taylor, K. M. (1996). Evaluation of a short form of the career decision-making self-efficacy scale. *Journal of Career Assessment*, 4, 47-58.
<https://doi.org/10.1177/106907279600400103>
- Blustein, D. (2017). Integrating theory, research, and practice: Lessons learned from the evolution of vocational psychology. In J. P. Sampson, E. Bullock-Yowell, V. C. Dozier, D. S. Osborn y J. G. Lenz (Eds.), *Integrating theory, research, and practice in vocational psychology: Current status and future directions* (179-187). Florida State University.

- <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch19>
- Brown, S. D., Lent, R. W., Telander, K., & Tramayne, S. (2011). Social cognitive career theory, conscientiousness, and work performance: A meta-analytic path analysis. *Journal of Vocational Behavior*, *79*(1), 81-90. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.11.009>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*. *21*(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Campos, L. (2014). Perfil de competencias profesionales del psicólogo. *Integración Académica en Psicología*, *2*(4), 54-72. <https://integracion-academica.org/antiores/12-volumen-2-numero-4-2014/44-perfil-de-competencias-profesionales-del-psicologo>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, *10*(5), 831-839. <https://www.scielosp.org/article/rsap/2008.v10n5/831-839/>
- Casas, Y., & Blanco-Blanco, A. (2016). Una revisión de la investigación educativa sobre autoeficacia y teoría cognitivo social en Hispanoamérica. *Bordón, Revista de Pedagogía*, *68*(4), 27-47. <https://doi.org/10.13042/Bordon.2016.44637>
- Castillo-Navarrete, J. L., Guzmán-Castillo, A., Bustos, C., Zavala, W., & Vicente, B. (2020). Propiedades psicométricas del Inventario SISCO-II de Estrés Académico. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *56*(3), 101-116. <https://doi.org/10.21865/RIDEP56.3.08>
- Chávez-Ventura, G., Santa-Cruz-Espinoza, H., Merino-Soto, C., Osorio-Guzmán, M., Jaime-Salas, J., & Risueño, A. (2020). Estudio intercultural de una Batería Sociocognitiva de Autoeficacia Vocacional. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, *1*(54), 131-145. <https://doi.org/10.21865/RIDEP54.1.11>
- Conde, K., Lichtenberger, A., Peltzer, R. I., & Cremonte, M. (2016). Escala de Motivos para Cesar/Reducir el Consumo de Alcohol: Psicométricas. *Revista de Psicología (Santiago)*, *25*(2), 01-13. <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch19>
- <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch19>
- <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch19>
- Corruble, E., Benyamina, A., Bayle, F., Falissard, B., & Hardy, P. (2003). Understanding impulsivity in severe depression? A psychometrical contribution. *Progress in Neuro-Psychopharmacology & Biological Psychiatry*, *27*(5), 829-833. [https://doi.org/10.1016/s02785846\(03\)00115-5](https://doi.org/10.1016/s02785846(03)00115-5)
- Dominguez-Lara, S., & Rodriguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, *3*(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>
- Elosua, P., & Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, *20*(4), 896-901. <http://www.psicothema.com/pdf/3572.pdf>
- Farrall, S., Hay, C., Gray, E., & Jones, P. M. (2020). Behavioural thatcherism and nostalgia: Tracing the everyday consequences of holding Thatcherite values. *British Politics*, *16*, 272-294. <https://doi.org/10.1057/s41293-019-00130-7>
- Ferrando, P., Lorenzo-Seva, U., Hernández-Dorado, A., & Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, *34*(1), 7-17. <https://doi.org/10.7334/psicothema2021.456>
- Fouad, N. (2017). The Role of theory in Improving Evidence-Based Career Interventions. In J. P. Sampson, E. Bullock-Yowell, V. C. Dozier, D. S. Osborn, & J. G. Lenz (Eds.), *Integrating theory, research, and practice in vocational psychology: Current status and future directions* (77-81). Florida State University. <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch7>
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, *7*(2), 151-164. <https://is.gd/jLBfjs>
- Furr, M. (2017). *Psychometrics: An introduction*. SAGE Publications.
- Gálvez-Jara, M., Corpas, J., Velasco, J., & Moriana, J. (2019). El conocimiento y el uso en la práctica clínica de los tratamientos psicológicos basados en la evidencia. *Clínica y Salud* (online)

- <https://doi.org/10.5093/clysa2019a12>
- Gloesberg, A., Tracey, T. G., Behrend, T., Blustein, D., & Foster, L. L. (2018). Person-vocation fit across the world of work: Evaluating the generalizability of the circular model of vocational interests and social cognitive career theory across 74 countries. *Journal of Vocational Behavior*. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2019.01.002>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R., & Black, W. (2007). *Análisis multivariante* (5ª ed.). Pearson Prentice Hall.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Ireland, G., & Lent, R. (2018). Career exploration and decision-making learning experiences: A test of the career self-management model. *Journal of Vocational Behavior*, 106, 37-47. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2017.11.004>
- Kane, M. T. (2013). Validating the interpretations and uses of test scores. *Journal of Educational Measurement*, 50(1), 1-73. <https://doi.org/10.1111/jedm.12000>
- Kline, R.B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Lent, R. (2017). Integration of theory, research, and practice: A social cognitive perspective. In J. P. Sampson, E. Bullock-Yowell, V. C. Dozier, D. S. Osborn y J. G. Lenz (Eds.). *Integrating Theory, Research, and Practice in Vocational Psychology: Current Status and future directions* (20-26). Florida State University. <https://doi.org/10.17125/svp2016.ch1>
- Lent, R. W., & Brown, S. D. (2006a). Integrating person and situation perspectives on work satisfaction: A social-cognitive view. *Journal of Vocational Behavior*, 69(2), 236-247. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2006.02.006>
- Lent, R.W., & Brown, S. D. (2006b). On conceptualizing and assessing social cognitive constructs in career research: A measurement guide. *Journal of Career Assessment*, 14, 12-35. <https://doi.org/10.1177/1069072705281364>
- Lent, R. W., & Brown, S. D. (2008). Social cognitive career theory and subjective well-being in the context of work. *Journal of Career Assessment*, 16(6), 6-21. <https://doi.org/10.1177/1069072707305769>
- Lent, R. W., & Brown, S. D. (2013). Social cognitive model of career self-management: Toward a unifying view of adaptive career behavior across the life span. *Journal of Counseling Psychology*, 60, 557-568. <https://doi.org/10.1037/a0033446>
- Lent, R., Brown, D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, 45(1), 79-122. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1994.1027>
- Lent, R., Ezeofor, I., Morrison, A., Penn, L., & Ireland, G. (2016). Applying the social cognitive model of career self-management to career exploration and decision-making. *Journal of Vocational Behavior*, 93, 47-57. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.12.007>
- Lent, R., Hackett, G., & Brown, S. (2004). Una perspectiva social cognitiva de la transición entre la escuela y el trabajo. *Evaluar*, 4, 1-22. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v4.n1.596>
- Lent, R., & Hackett, G. (1987). Career self-efficacy: empirical status and future directions. *Journal of Vocational Behavior* 30(3), 347-382. [https://doi.org/10.1016/0001-8791\(87\)90010-8](https://doi.org/10.1016/0001-8791(87)90010-8)
- Lent, R., Ireland, G., Penn, L., Morris, T., & Sappington, R. (2017). Sources of self-efficacy and outcome expectations for career exploration and decision-making: A test of the social cognitive model of career self-management. *Journal of Vocational Behavior*, 99, 107-117. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2017.01.002>
- Lent, R., Lopez, F., Sheu, H., & Lopez, A. (2008). Social cognitive predictors of the interests and choices of computing majors: Applicability to underrepresented students. *Journal of Vocational Behavior*, 78, 184-192. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2010.10.006>
- Lent, R., Singley, D., Sheu, H-B., Gainor, K., Brenner, B., Treistman, D., & Ades, L. (2005). Social cognitive predictors of domain and life satisfaction: Exploring the theoretical

- precursors of subjective well-Being. *Journal of Counseling Psychology*, 52(3), 429-442.
<https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.3.429>
- Leong, F. T. L., & Gupta, A. (2008). Theories in cross-cultural context. In J. A. Athanasou y R. Van Esbroeck (Eds.), *International Handbook of Career Guidance* (pp. 227-248). Springer, Dordrecht.
https://doi.org/10.1007/978-1-4020-6230-8_11978-1-4020-6230-8
- Leung, S. (2008). The big five career theories. In J. A. Athanasou, & R. Van Esbroeck (Eds.). *International handbook of career guidance* (115-132). Sydney & Brussel: Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-1-4020-6230-8>
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). The exploratory factor analysis of items: Guided analysis based on empirical data and software. *Anales de Psicología*, 33(2), 417-432.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=167/16750533026>
- Lobell, J., Frías, M., & Monterde, H. (2004). Tratamientos psicológicos con apoyo empírico y práctica clínica basada en la evidencia. *Papeles del Psicólogo*, 87, 1-8.
<https://www.redalyc.org/pdf/778/77808701.pdf>
- Merino Soto, C. (2020). Consistencia Interna del Eysenck Personality Questionnaire - Revised: Cuando alfa de Cronbach no es suficiente. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica, RIDEP*, 4(57), 191-203.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP57.4.14>
- Miguel, J., Silva, J., & Prieto, G. (2013). Career Decision Self-Efficacy Scale — Short Form: A Rasch analysis of the Portuguese version. *Journal of Vocational Behavior*, 82(2), 116-123. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2012.12.001>
- Ortega, L. (2017). ¿Se recurre a la ciencia básica para la solución de problemas psicosociales en Latinoamérica? *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49, 161-162.
<https://doi.org/10.1016/j.rlp.2016.06.004>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de muestreo sobre una población a estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232.
<https://dx.doi.org/10.4067/S071795022017000100037>
- Pertile, S. (2017). Competencias específicas de psicología del Proyecto Tuning América Latina en la carrera de Psicología de la Universidad Americana. *Scientiamericana*, 4(1).
<http://www.uamericana.edu.py/revistacientificaindex.php/scientiamericana/article/view/245/239>
- Pizarro, R. K., & Martínez M. O. (2020). Análisis factorial exploratorio mediante el uso de las medidas de adecuación muestral KMO y esfericidad de Bartlett para determinar factores principales. *Journal of Science and Research*, 5, 903-924.
- Preciado-Serrano, M., Ángel-González, M., Colunga-Rodríguez, C., Vásquez-Colunga, J. C., Esparza-Zamora, M. A., Vázquez-Juárez, C. L., & Obando-Changuán, M. (2021). Construcción y Validación de la Escala RAU de Rendimiento Académico Universitario. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 3(60), 5-14.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP60.3.01>
- Reise, S. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Richardson, M. S. (2017). Counseling for Work and Relationship: A Practice-Driven Theoretical Approach. In J. P. Sampson, E. Bullock-Yowell, V. C. Dozier, D. S. Osborn y J. G. Lenz (Eds.), *Integrating theory, research, and practice in vocational psychology: Current status and future directions* (40-49). Florida State University.
<https://doi.org/10.17125/svp2016.ch3>
- Rodríguez, D. (2014). Meta-perfil del área de Psicología. En P. Beneitone, J. González y R. Wagenaar (Eds). *Tuning América latina Meta-perfiles y perfiles. Una nueva aproximación para las titulaciones en América Latina* (159-166). Universidad de Deusto.
<http://www.deusto-publicaciones.es/deusto/pdfs/tuning/tuning71.pdf>
- Şahin, M., & Aybeck, E. (2019). Jamovi: An easy to use statistical software for the social scientists. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 6(4), 670-692.

<https://dx.doi.org/10.21449/ijate.661803>

Sheu, H. B., & Bordon, J. J. (2017). SCCT Research in the International Context: Empirical Evidence, Future Directions, and Practical Implications. *Journal of Career Assessment*, 25(1), 58-74.

<https://doi.org/10.1177/1069072716657826>

Steves J. P. (1992). *Applied multivariate statistics for the social science*. (2nd ed.). Hillsdale.

Ventura-León, J. L. (2019). ¿Es el final del alfa de Cronbach? *Adicciones*, 20(10), 80-81.

<http://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/view/1037/964>

Virglerova, Z., Panic, M., Voza, D., & Velickovic, M. (2021). Modelo of business risks and their impacto on operational performance of SMEs. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*.

<https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.2010111>

11