

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CEVEAPEU: VALIDACIÓN EN POBLACIÓN PERUANA

(PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE CEVEAPEU: VALIDATION  
IN PERUVIAN POPULATION)

Varinia Bustos  
*Universidad ESAN, Perú*

Amparo Oliver  
Laura Galiana  
*Universitat de València*

Patricia Sancho  
*Universidad de Zaragoza*

DOI: 10.5944/educXX1.11546

### Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Bustos, V.; Oliver, A.; Galiana, L. y Sancho, P. (2017). Propiedades psicométricas del CEVEAPEU: Validación en población peruana. *Educación XXI*, 20(1), 299-318, doi: 10.5944/educXX1.11546

Bustos, V.; Oliver, A.; Galiana, L. & Sancho, P. (2017). Propiedades psicométricas del CEVEAPEU: Validación en población peruana. [Psychometric properties of the CEVEAPEU: Validation in peruvian population]. *Educación XXI*, 20(1), 299-318, doi: 10.5944/educXX1.11546

## RESUMEN

El interés de los investigadores por el aprendizaje que tiene lugar en el contexto universitario, así como su evaluación, ha sido creciente en los últimos años. Un gran volumen de investigación se ha dirigido a desengranar el proceso de aprendizaje en la universidad, estudiando el papel que las estrategias de aprendizaje tienen reservado en este proceso y cómo estudiarlas de manera objetiva y fiable. El objetivo de este estudio es validar el Cuestionario de Evaluación de las Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios (CEVEAPEU) en una muestra de 238 estudiantes universitarios peruanos. Los resultados evalúan la validez factorial, la fiabilidad y las evidencias de validez del cuestionario. Para evaluar la validez factorial de las escalas de Estrategias afectivas, de apoyo y control y de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información escalas, se realizaron análisis factoriales confirmatorios. Se probaron las estructuras de 15 los 10 factores propuestos originalmente por los autores, mostrando índices de ajuste adecuados para ambas escalas. El alfa para la primera escala fue de .879 y de .886 para la segunda. En cuanto a la validez criterial, el rendimiento académico correlacionó positivamente con las estrategias de Autoeficacia y expectativas, Control del contexto, Control/Au-

torregulación, Concepción de la inteligencia como modificable, Organización de la información, Personalización y creatividad, Elaboración de la información, Almacenamiento, memorización, uso de mnemotécnicas, Selección de la información, Transferencia, uso de la información, Almacenamiento, simple repetición, y Manejo de recursos para utilizar eficazmente la información. La presente validación ofrece resultados satisfactorios (equivalentes a los del contexto español) de consistencia interna, validez factorial y criterial en una muestra de estudiantes universitarios peruanos, contribuyendo a la literatura existente en dos sentidos: con una primera validación del CEVEAPEU mediante análisis factorial confirmatorio y, además, extendiendo el conocimiento sobre el comportamiento de esta medida transculturalmente en Perú.

## **PALABRAS CLAVE**

Estrategias de aprendizaje; Latinoamérica; CEVEAPEU.

## **ABSTRACT**

Researchers' interest in the learning process at university context, and in its evaluation, has increased in recent years. Great deals of papers have studied this process and the role that learning strategies play in it and how to measure them in an objective and reliable way. Following this trend, the aim of this study is to validate the Cuestionario de Evaluación de las Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios (CEVEAPEU) in a sample of 238 Peruvian university students. Results examined factorial validity, reliability and validity evidence of the questionnaire. In order to test factorial validity of the affective, support and control strategies and information process strategies scales, two confirmatory factor analyses were estimated. Structures of 15 and 10 factors, originally proposed by the authors, were tested. Cronbach's alpha was 0.879 for the first scale and 0.886 for the second one. As regards criteria validity, academic achievement was positively correlated with strategies of self-efficacy and expectations, context control, control/self-regulation, conception of intelligence as something changeable, information organization, personalization and creativity, information elaboration, storage, memorization, use of mnemonics, information selection, transfer, use of information, storage, simple repetition and management of resources to effectively use information. Current validation offers satisfactory results (equivalent to those of the Spanish context) of internal consistency, factorial and criteria validity in a sample of Peruvian university students, extending the existing literature in two ways: providing a first validation of the CEVEAPEU using confirmatory factorial analysis; and exploring the use of the questionnaire in a transcultural approach in Peru.

## **KEYWORDS**

Learning strategies; Latin America; CEVEAPEU.

## INTRODUCCIÓN

El interés de los investigadores por el aprendizaje en contexto universitario, así como su evaluación, ha sido creciente (por ejemplo, Alkharusi *et al.*, 2012; Allgood, Risko, Álvarez y Fairbanks, 2000; Pintrich, 2004), especialmente en nuestro país (de la Fuente, Berbén y Zapata, 2013; Gil, Bernaras, Elizalde y Arrieta, 2009; Martín, García, Torbay y Rodríguez, 2008; Rosário, Mourao, Núñez, González-Pienda, Solano y Valle, 2007; Valle, González, Núñez, Suárez, Piñeiro y Rodríguez, 2000). Además de aspectos como la organización e innovación curricular (Honkimäki, Tynjälä y Valkonen, 2004; Jansen, 2004), los métodos de enseñanza (Trigwell, Prosser y Waterhouse, 1999) o la influencia de factores contextuales (Pike y Kuh, 2005; Soares, Guisande, Diniz y Almeida, 2006), un gran volumen de investigación se ha dirigido a desengranar el proceso de aprendizaje universitario, tanto en lo que a los enfoques de aprendizaje se refiere, como al papel concreto de las estrategias de aprendizaje (Martín *et al.*, 2008).

Existen dos grandes tradiciones a lo largo de la literatura científica en el estudio del proceso de aprendizaje (Lonka, Olkinuora y Mäkinen, 2004; Martín, García, Torbay y Rodríguez, 2007; Pintrich, 2004). Desde la perspectiva conocida como *SAL* (*student approaches to learning*) o perspectiva europea, el centro de atención de los estudios han sido los diferentes enfoques de aprendizaje (Dyne, Taylor y Boulton-Lewis, 1994; Entwistle, 1987; Valle *et al.*, 2000). Desde la perspectiva norteamericana, del procesamiento de la información (*IP*; *information process*), o del aprendizaje auto-regulado (*SRL*; *self-regulated learning*), sin embargo, se ha primado en este, el estudio de las estrategias de aprendizaje, incluyéndose factores cognitivos, motivacionales, afectivos y contextuales (Pintrich, 2000, 2004; Pintrich, Smith, García y Mckeachie, 1991, Weinstein, 1987; Winne y Hadwin, 1998; Zimmerman, 2000). Desde esta perspectiva, pues, las estrategias de aprendizaje incluyen, además de aspectos cognitivos y metacognitivos, aspectos afectivo-motivacionales y de apoyo (Gaeta y Herrero, 2009; Gargallo, Suárez-Rodríguez y Pérez-Pérez, 2009). De este modo, las estrategias de aprendizaje pueden describirse como «el conjunto organizado, consciente e intencional de lo que hace el aprendiz para lograr con eficacia un objetivo de aprendizaje en un contexto social dado» (p. 2, Gargallo *et al.*, 2009).

Al interés por conocer estas estrategias ha seguido una necesidad de establecer cómo evaluarlas, es decir, un interés por construir instrumentos para su medición (Lonka *et al.*, 2004). En este sentido, varios son los instrumentos que se han desarrollado internacionalmente. Uno de los primeros instrumentos en aparecer fue el *Learning and Study Strategies Inventory* (LASSI, Weinstein, 1987; Weinstein, Zimmerman y Palmer, 1988), creado para evaluar el conocimiento y uso de habilidades y estrategias de aprendizaje en contexto universitario (Weinstein, 1987; Weinstein *et al.*, 1988), y que ha sido ampliamente utilizado en la práctica universitaria (por ejemplo, Robertson, 1994) y en investigación sobre

estrategias de aprendizaje (Hewlett, Boonstra, Bell y Zumbo, 2000; Ley y Young, 1998; Schumacker, Saylor y Bembry, 1995). El LASSI se compone de diez escalas diferentes: Actitud, Motivación, Manejo del Tiempo, Ansiedad, Concentración, Procesamiento de la Información, Selección de las Ideas Principales, Metas de Estudio, Autoevaluación y Estrategias de Evaluación, de las cuales las cinco primeras evalúan características motivacionales o afectivas y cualidades de los estudiantes relativas a las habilidades de estudio y el rendimiento académico, y las cinco últimas valoran las actividades específicas que los estudiantes desarrollan mientras estudian (Weinstein, 1987). Otro instrumento muy utilizado y reconocido internacionalmente es el *Motivated Strategies for Learning Questionnaire* (MSLQ, Pintrich *et al.*, 1991). El MSLQ evalúa aspectos motivacionales, mediante seis factores, y el uso de las diferentes estrategias de aprendizaje, mediante nueve factores, en estudiantes universitarios. Esta escala se ha utilizado en diversos contextos culturales (véase, por ejemplo, Alkharusi *et al.*, 2012; Büyüköztürk, Akgün, Özkahveci y Demirel, 2004; Chen, 2002).

En nuestro idioma, se ha intentado tanto validar los cuestionarios anteriormente mencionados como construir nuevos. Roces, Tourón y González (1995) adaptaron del MSLQ (Pintrich *et al.*, 1991), creando dos versiones del Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación (CEAM-I y CEAM-II). Como el MSLQ, el CEAM-II se agrupa en seis escalas motivacionales y nueve de estrategias cognitivas. Por otra parte, diversos autores han creado nuevas escalas de estrategias de aprendizaje para el contexto castellano hablante. Por ejemplo, la Escala de Estrategias de Aprendizaje ACRA (Román y Gallego, 1994), originalmente pensada para población de 12 a 16 años, ha sido recientemente abreviada y adaptada al contexto universitario (De la Fuente y Justicia, 2003). Esta escala evalúa tres dimensiones diferentes: Estrategias cognitivas y de control del aprendizaje, Estrategias de apoyo al aprendizaje y Hábitos de Estudio. Martín *et al.* (2007), por su parte, han desarrollado también un instrumento con el mismo fin, el Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje en Universitarios (CEA-U), con tres escalas: estrategias motivacionales, estrategias cognitivas y estrategias meta-cognitivas. También destaca el Inventario de Procesos de Estudio para Universitarios (IPE-Univ; Rosário *et al.*, 2006; Rosário *et al.*, 2013), formado por 12 ítems que evalúan el enfoque superficial y el profundo. Más recientemente se ha presentado la Escala de Competencia de Aprendizaje (LCS, Villardón-Gallego, Yániz, Achurra, Iraurgi, & Aguilar, 2013), que evalúa cuatro dimensiones de competencia en el aprendizaje. Destacamos, finalmente, el Cuestionario de Evaluación de las Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios (CEVEAPEU), desarrollado por Gargallo *et al.* (2009), que fue creado para paliar diversas limitaciones encontradas en los cuestionarios de medida de estrategias de aprendizaje anteriores (para una mayor revisión, véase Gargallo *et al.*, 2009). Este cuestionario está formado por dos escalas: estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo); y estrategias relacionadas con el procesamiento de la información. Estas escalas están formadas, a su vez, de cuatro y dos sub-escalas, respectivamente.

La literatura revisada revela la práctica inexistencia de validaciones transculturales de los cuestionarios de estrategias de aprendizaje. A pesar de la proliferación de estos instrumentos en lengua castellana, el estudio de sus bondades psicométricas se ha visto restringido al contexto educativo español y, por tanto, parece necesario, estudiar su comportamiento en otros contextos de habla castellana. Además, se pretende ofrecer una validación mediante análisis factorial confirmatorio del CEVEAPEU, la herramienta estadística de referencia para evaluar la validez factorial (Millsap, 1995; Schmitt & Stults, 1986; Wothke, 1996), ya que no constan estudios con esta técnica de prácticamente ninguna de las escalas desarrolladas en nuestro contexto (Villardón-Gallego *et al.*, 2013). Así pues, el presente estudio tiene dos objetivos principales: 1) validar el CEVEAPEU en un contexto de aprendizaje diferente del contexto universitario español (universidades privadas en Perú), y 2) ofrecer información de las propiedades psicométricas de este instrumento, superando las limitaciones metodológicas previas.

## MÉTODO

### Diseño y participantes

Esta investigación tiene un diseño correlacional. La muestra estaba compuesta por 238 estudiantes de una universidad privada de Lima (Perú). El 53,8% eran mujeres. El 47,9% estudiaba Economía y Negocios Internacionales, el 36,6% Administración y Marketing y el 15,5% Administración y Finanzas. En cuanto a edad el 71,4% estaban entre 17 y 18 años, entre 15 y 16 años el 16,4%, entre 19 y 20 años el 6,7%, y mayores de 20 años un 5,5%. Las encuestas se realizaron durante las sesiones académicas, recibiendo instrucciones de los docentes asignados, previamente entrenados, y duraron alrededor de 35 minutos.

### Instrumentos

Además de las variables socio-demográficas presentadas, se empleó el cuestionario CEVEAPEU. Adicionalmente se midió el rendimiento académico en las asignaturas de: Administración General, Globalización y Realidad Nacional, Pensamiento Crítico, Matemáticas, y Lengua y Literatura, así como la media ponderada de rendimiento global.

### Análisis estadísticos

Para analizar la validez factorial se ha empleado análisis factorial confirmatorio (AFC) (Bollen, 1989), mediante el programa EQS 6.1 (Bentler y Wu, 1995). Se estimaron y pusieron a prueba diversos modelos de ecuaciones

estructurales. El primero de ellos, evaluó el ajuste de los datos a la estructura propuesta por Gargallo *et al.* (2009) para la escala de Estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo). Tal y como apuntan los autores, esta escala se compone de 15 factores que explicaban los primeros 53 ítems del CEVEAPEU, interdependientes y, por tanto, correlacionados. En segundo lugar, en el modelo de la escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información, se hipotetizaron 10 variables latentes que explicaban el resto de indicadores de la escala, también correlacionados. Una representación gráfica de los modelos puestos a prueba puede observarse en la Figura 1.

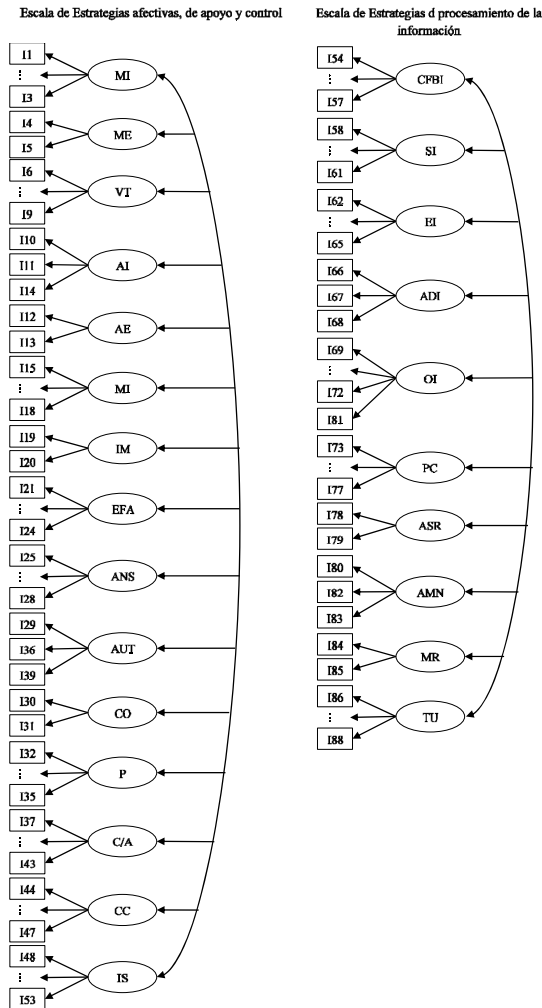


Figura 1. Ajuste analítico del AFC de la escala de estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo)

*Nota.* Para mayor claridad, no se muestran los errores estándar; P= Planificación; IS= Habilidades de interacción social y trabajo con compañeros; AEP= Autoeficacia y expectativas; ANS= Ansiedad; EFA= Estado físico y anímico; VT= Valor de la tarea; CC= Control del contexto; C/A= Control/Autorregulación; AI= Atribuciones internas; AE= Atribuciones externas; CO= Conocimiento de objetivos y criterios de evaluación; IM= Concepción de la inteligencia como modificable; ME= Motivación extrínseca; AUT= Autoevaluación; MI= Motivación intrínseca; OI= Organización de la información; PC= Personalización y creatividad. Pensamiento crítico; ADI= Adquisición de la información; EI= Elaboración de la información; AMN= Almacenamiento. Memorización. Uso de mnemotécnicas; CFBI= Conocimiento de fuentes y búsqueda de información; SI= Selección de información; TU= Transferencia; ASR= Almacenamiento. Simple repetición; MR= Manejo de recursos para utilizar eficazmente la información.

Dado que los ítems son tipo Likert y no normales, se calcularon correlaciones policóricas y estimación por WLS (Weighed Least Squares) con correcciones robustas, procedimiento recomendado según la literatura (ver Finney y DiStefano, 2006). El ajuste se evaluó utilizando varios criterios (Hu y Bentler, 1999; Tanaka, 1993). Dado el método de estimación empleado, se ofrecen solo los índices robustos (Bentler, 1995). En concreto, los índices empleados fueron: (a)  $\chi^2$  (Kline, 1998); (b) el estadístico  $\chi^2$  relativo, que debería moverse entre 1 y 2 o 1 y 3 (Carmines y McIver, 1981); (c) Índice de bondad de ajuste comparativo (*Comparative Fit Index, CFI*; Bentler, 1990), basado en el parámetro de no-centralidad, de más de .90 (idealmente más de .95; Hu y Bentler, 1999); (d) Raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (*Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA*; Steiger y Lind, 1980) de .05 o menos; (e) Índice de Tucker-Lewis (*Tucker-Lewis Index, TLI*), razonable a partir del valor .90; y (f) Índice de ajuste gradual (*Incremental Fit Index, IFI*), relativamente independiente del tamaño muestral (Hu & Bentler, 1995), con valoración idéntica al CFI y TLI.

Adicionalmente, se estimó la consistencia interna de dimensiones y escalas, además de cálculos de validez criterial con los resultados académicos. Se calculó el alfa de Cronbach para cada escala, dado que es el indicador más comúnmente utilizado, con valores desde .70 a .79 considerados moderados, y estimaciones de .80 o superiores interpretadas como elevadas (Cicchetti, 1994; Clark & Watson, 1995). Sin embargo, este estimador ha sido criticado por ser solamente apropiado con ítems esencialmente tau-equivalentes, y por ser un límite inferior de la verdadera fiabilidad (Raykov, 2004). Así pues, se estimaron además indicadores de fiabilidad del contexto de los modelos de ecuaciones estructurales, como son el Rho y el GLB.

## RESULTADOS

### Análisis factorial confirmatorio

En la validación del CEVEAPEU en España dos análisis factoriales exploratorios encontraron sendas escalas de estructuras de 15 y 10 factores cada una (Gargallo *et al.*, 2009), estructuras *a priori* que se han probado en la muestra de estudiantes peruanos. El modelo para la escala de Estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo) ofreció unos índices de ajuste muy adecuados:  $\chi^2(1220) = 1404.058$ ,  $p < .01$ ;  $\chi^2/gl = 1.15$ ; CFI = .979; TLI = .976; IFI = .979, y RMSEA = .025. Además, se realizó un examen de las cargas factoriales, lo que ofrece información complementaria sobre el ajuste analítico del modelo. Todos los indicadores cargan de forma significativa ( $p < .05$ ) en la dimensiones hipotetizadas, con saturaciones estandarizadas entre un mínimo de .296 (ítem 22, *Duermo y descanso lo necesario*) y un máximo de .935 (ítem 12, *Mi rendimiento académico depende de la suerte*), tal y como se puede observar en la Tabla 1. Las correlaciones entre los 15 factores se presentan en la Tabla 2, siendo en su mayoría significativas (entre .172 y .933).

Tabla 1.

*Saturaciones factoriales de la Escala de Estrategias afectivas de apoyo y control (automanejo)*

Factor	Ítems	Cargas factoriales	Factor	Ítems	Cargas factoriales	Factor	Ítems	Cargas factoriales
MI	1	.538	IM	19	.712	C/A	37	.499
	2	.628		20	.518		38	.570
	3	.643		21	.386		40	.442
ME	4	.496	EFA	22	.295		41	.539
	5	.683		23	.793		42	.665
VT	6	.663		24	.771	43	.619	
	7	.727		ANS	25	.642	CC	44
	8	.652	26		.497	45		.716
9	.761	27	.437		46	.540		
AI	10	.625	28		.640	47		.696
	11	.451	UT	29	.695	IS	48	.633
	14	.581		36	.482		49	.690
AE	12	.963		39	.489		50	.620
	13	.307	O	30	.432		51	.573
	15	.627		31	.606		52	.667
AEP	16	.597	P	32	.723	53	.780	
	17	.781		33	.681			
	18	.768		34	.472			

*Nota.* Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ( $p < .05$ ).



Tabla 2.  
*Correlaciones de los factores de la Escala de Estrategias afectivas de apoyo y control*

	P	IS	AE	ANS	EFA	VT	CC	C/A	AI	AE	CO	IM	ME	AUT
P	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
IS	.158	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AE	.165	.381*	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ANS	.120	-.086	.367*	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
EFA	.256*	.411*	.383*	.474*	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
VT	.172*	.397*	.542*	.188*	.425*	1	-	-	-	-	-	-	-	-
CC	.599*	.381*	.436*	.298*	.495*	.400*	1	-	-	-	-	-	-	-
C/A	.524*	.553*	.612*	.153	.378*	.427*	.645*	1	-	-	-	-	-	-
AI	.070	.562*	.715*	.120	.361*	.715*	.410*	.547*	1	-	-	-	-	-
AE	-.014	.205*	.299*	.089	.187	.254*	.233*	.154	.383*	1	-	-	-	-
CO	.531*	.514*	.575*	.267*	.547*	.577*	.520*	.621*	.423*	.247*	1	-	-	-
IM	.017	.470*	.715*	.135	.357*	.691*	.446*	.525*	.877*	.462*	.440*	1	-	-
ME	.159	-.073	.155	.425*	.365*	.180	.319*	.147	-.067	.370*	.016	.445*	1	-
AUT	.232*	.461*	.611*	.277*	.500*	.332*	.531*	.707*	.570*	.258*	.933*	.462*	.162	1
MI	.275*	.415*	.665*	.151	.475*	.787*	.449*	.588*	.768*	.427*	.653*	.706*	.177	.509*

Nota. \* =  $p < .05$ .

El modelo factorial para la escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información ofreció también un ajuste muy adecuado:  $\chi^2(515) = 740.506$ ,  $p < .01$ ;  $\chi^2/gl = 1.43$ ; CFI = .963; TLI = .958; IFI = .964, y RMSEA = .043. Al examinar las cargas factoriales estandarizadas, sin embargo, se observó un único indicador no significativo (.112,  $p < .05$ ; ítem 59, *Selecciono la información que debo trabajar en las asignaturas pero no tengo muy claro si lo que yo selecciono es lo correcto para tener buenas clasificaciones*). El resto de saturaciones estandarizadas se encontraban entre un mínimo de .308 (ítem 78, *Para aprender las cosas, me limito a repetirlas una y otra vez*) y un máximo de .823 (ítem 70, *Hago esquemas con las ideas importantes de los temas*). En cuanto a las correlaciones entre factores, estas fueron mayoritariamente significativas, excepto las del factor de *Almacenamiento, simple repetición*, que tan solo correlacionó significativamente con el factor de *Elaboración de la Información*. El resto de correlaciones oscilaron entre .303 y .789 (ver Tabla 3). Para paliar las deficiencias observadas, se estimó un nuevo modelo para la escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información, en el que se eliminó el ítem 59 y el factor *Almacenamiento, simple repetición*. El modelo obtuvo mejores índices de ajuste:  $\chi^2(428) = 638.306$ ,  $p < .01$ ;  $\chi^2/gl = 1.49$ ; CFI = .966; TLI = .960; IFI = .966, y RMSEA = .045. Las saturaciones del nuevo modelo se pueden observar en la Tabla 3, y las correlaciones entre los factores en la Tabla 4.

Tabla 3.  
*Saturaciones factoriales de la Escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información*

Factor	Ítems	Cargas factoriales	Factor	Ítems	Cargas factoriales
<i>CFBI</i>	54	.560	<i>PC</i>	73	.608
	55	.699		74	.548
	56	.481		75	.635
	57	.435		76	.634
		77		.595	
<i>SI</i>	58	.639	<i>AMN</i>	80	.389
	60	.545		82	.571
	61	.503		83	.828
<i>EI</i>	62	.577	<i>MR</i>	84	.725
	63	.701		85	.513
	64	.763	<i>TU</i>	86	.693
	65	.559		87	.804
<i>ADI</i>	66	.611	88	.685	
	67	.712			
	68	.713			
<i>OI</i>	69	.805			
	70	.828			
	71	.668			
	72	.709			
	81	.558			

Nota. Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ( $p < .05$ ).

Tabla 4.  
*Correlaciones de los factores de la Escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información*

	OI	PC	ADI	EI	AMN	CFBI	SI	TU
<i>OI</i>	1	-	-	-	-	-	-	-
<i>PC</i>	.468*	1	-	-	-	-	-	-
<i>AI</i>	.452*	.619*	1	-	-	-	-	-
<i>EI</i>	.627*	.681*	.590*	1	-	-	-	-
<i>AMMN</i>	.545*	.600*	.303*	.724*	1	-	-	-
<i>CFBI</i>	.323*	.394*	.554*	.439*	.313*	1	-	-
<i>SI</i>	.509*	.700*	.429*	.736*	.450*	.780*	1	-

	OI	PC	ADI	EI	AMN	CFBI	SI	TU
TU	.371*	.729*	.542*	.536*	.499*	.448*	.679*	1
MR	.560*	.702*	.650*	.739*	.771*	.577*	.789*	.721*

Nota. \*=  $p < .05$

### Consistencia interna

El alpha de Cronbach para la escala de Estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo) tuvo un valor de .879; el Rho fue de .934 y el GLB de .979. Los estadísticos descriptivos y las correlaciones ítem-total se presentan en la Tabla 5. El valor estimado para el alpha de Cronbach de la escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información fue de .886; por su parte, el Rho fue de .930 y el GLB de .970. Los estadísticos descriptivos y las correlaciones ítem-total se presentan en la Tabla 6.

Tabla 5.

*Estadísticos descriptivos y homogeneidad de los ítems de la Escala de Estrategias afectivas de apoyo y control (automanejo)*

	Media	DT	$r_{it}$		Media	DT	$r_{it}$		Media	DT	$r_{it}$
I 1	4.26	.73	.348	I 19	4.47	.66	.416	I 37	3.55	.97	.396
I 2	4.46	.72	.352	I 20	4.38	.96	.211	I 38	3.78	.85	.387
I 3	4.12	.69	.426	I 21	3.76	.94	.299	I 39	3.75	.95	.308
I 4	2.27	1.17	.105	I 22	2.91	1.03	.122	I 40	3.70	.97	.238
I 5	3.28	1.21	.276	I 23	3.67	.88	.463	I 41	3.70	.97	.342
I 6	4.46	.67	.367	I 24	3.74	.80	.525	I 42	4.01	.83	.431
I 7	4.27	.69	.358	I 25	2.93	1.18	.195	I 43	3.93	.91	.482
I 8	4.12	.74	.387	I 26	2.89	1.23	.194	I 44	3.65	1.04	.440
I 9	4.31	.64	.402	I 27	2.55	1.22	.062	I 45	3.76	1.03	.452
I 10	4.49	.76	.392	I 28	3.13	1.07	.384	I 46	3.12	.92	.506
I 11	4.11	.86	.163	I 29	3.89	.89	.463	I 47	3.59	.96	.520
I 12	4.22	.95	.247	I 30	3.50	.94	.324	I 48	3.55	.97	.244
I 13	3.18	1.20	-.013	I 31	3.65	.84	.442	I 49	3.84	.90	.380
I 14	4.27	.72	.289	I 32	2.97	1.00	.305	I 50	3.88	.92	.411
I 15	3.74	.95	.306	I 33	3.05	.93	.410	I 51	4.33	.68	.412
I 16	4.26	.68	.402	I 34	2.94	1.03	.236	I 52	3.92	.85	.381
I 17	4.22	.70	.513	I 35	2.63	1.08	.315	I 53	4.05	.83	.360
I 18	4.03	.70	.491	I 36	3.83	.86	.302				

Notas: DT= desviación típica;  $r_{it}$ = correlación ítem-total.

Tabla 6.

*Estadísticos descriptivos y homogeneidad de los ítems de la Escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información*

Ítem	Media	DT	$r_{it}$	Ítem	Media	DT	$r_{it}$	Ítem	Media	DT	$r_{it}$
I 54	3.74	.84	.362	I 66	3.78	.88	.494	I 79	3.72	1.04	.161
I 55	3.32	1.06	.369	I 67	2.97	.99	.417	I 80	3.63	1.05	.255
I 56	2.81	1.10	.226	I 68	3.52	.99	.530	I 81	4.06	.85	.452
I 57	3.05	.96	.373	I 69	3.22	1.13	.517	I 82	3.61	1.12	.307
I 58	3.63	.87	.441	I 70	3.39	1.07	.519	I 83	3.93	.85	.498
I 59	2.65	.96	.110	I 71	4.12	.96	.537	I 84	3.85	.88	.545
I 60	3.71	.81	.414	I 72	3.52	1.05	.452	I 85	3.67	.98	.409
I 61	3.89	.75	.340	I 73	3.66	.89	.505	I 86	3.89	.88	.423
I 62	3.87	.88	.450	I 74	3.79	.82	.424	I 87	3.93	.79	.529
I 63	4.10	.79	.482	I 75	3.78	.91	.436	I 88	4.12	.69	.476
I 64	4.34	.72	.556	I 76	3.57	.88	.422				
I 65	3.98	.89	.457	I 77	3.72	.79	.437				

Notas: I= Ítem; DT= desviación típica;  $r_{it}$ = correlación ítem-total.

## Evidencias de Validez

Para comprobar la validez criterial del cuestionario, se correlacionaron las puntuaciones en las estrategias de aprendizaje o factores de las escalas con las notas de los estudiantes. En concreto, se correlacionaron los 25 factores con los resultados académicos en las asignaturas de Administración General, Globalización y Realidad Nacional, Pensamiento Crítico, Matemáticas, y Lengua y Literatura, y con la media ponderada de estas variables. Los resultados del rendimiento académico correlacionaron positivamente con las estrategias de *Autoeficacia y expectativas*, *Control del contexto*, *Control/Autorregulación*, *Concepción de la inteligencia como modificable*, *Organización de la información*, *Personalización y creatividad*, *Elaboración de la información*, *Almacenamiento, memorización, uso de mnemotécnicas*, *Selección de la información*, *Transferencia, uso de la información*, *Almacenamiento, simple repetición*, y *Manejo de recursos para utilizar eficazmente la información*, oscilando el valor de estas correlaciones entre .127 ( $p < .05$ ) y .292 ( $p < .01$ ), y correlacionaron negativamente con *Ansiedad* ( $r_{xy} = -.128$ ;  $p < .05$ ).

## DISCUSIÓN

La motivación principal de este estudio es validar el Cuestionario de Evaluación de las Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universi-

tarios mediante análisis factorial confirmatorio y extender su uso transculturalmente. Este objetivo se podría abordar desde diferentes concepciones de la validez existentes en la actualidad, que básicamente consistirían en planteamientos más tradicionales de validez como un concepto unitario y la importancia de las búsquedas para su evidencia (Messick, 1998) y en otros enfoques que vienen referidos en la literatura más reciente (Borsboom, Mellenbergh y van Heerden, 2004; Borsboom, 2006; Hayduk y Glaser, 2000; Martínez y Martínez, 2009).

De los planteamientos anteriores, nuestro trabajo sigue el primero de ellos, que coincidiría con los estándares APA en la actualidad. Así, la presente validación ofrece resultados satisfactorios (equivalentes a los del contexto universitario español) de consistencia interna, validez factorial y criterial en una muestra de estudiantes universitarios peruanos. Para evaluar la validez factorial de ambas escalas, se realizaron análisis factoriales confirmatorios. Se probaron las estructuras de 15 y 10 factores propuestas originalmente por los autores para las escalas de Estrategias afectivas, de apoyo y control (automanejo) y Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información, respectivamente. Los índices de ajuste fueron adecuados para ambas escalas. En este sentido, se observaron problemas de saturación del ítem 59, que no obtuvo una saturación estadísticamente significativa, y de correlación del factor 9 de esta última escala, por lo que se puso a prueba un modelo de solo 9 factores en el que se eliminaron tanto el ítem como el factor señalados. Este modelo también ofreció índices de ajuste muy satisfactorios. Con respecto a la consistencia interna, los análisis ofrecieron niveles adecuados para ambas escalas, y similares al encontrado por los autores. Por lo que se refiere a la validez criterial, las puntuaciones en las estrategias de aprendizaje del CEVEAPEU se han correlacionado con las notas de los participantes obtenidos en diversas materias, obteniendo correlaciones de cuantía similar a la de los autores originales.

Uno de los puntos fuertes del CEVEAPEU es que se trata de una medida de estrategias de aprendizaje que tiene en cuenta tanto los aspectos cognitivos y meta-cognitivos relacionados con ellas, como los factores motivacionales, afectivos y contextuales (Gargallo *et al.*, 2009). Además, el cuestionario ha demostrado contar con adecuadas propiedades psicométricas, validez factorial, criterial, y consistencia interna. El CEVEAPEU, pues, tiene una utilidad práctica potencial en el ámbito de la evaluación del uso de las estrategias de aprendizaje que se realiza en contextos universitarios, así como en el área de la investigación educativa, en la que cada vez el aprendizaje en la universidad cobra mayor importancia (por ejemplo, Allgood *et al.*, 2000; Martín *et al.*, 1999; Pintrich, 2004; Valle *et al.*, 2000). La segunda fortaleza del estudio es que se trata de la primera validación con análisis factorial confirmatorio del CEVEAPEU. Además, esta validación se ha rea-

lizado en una población distinta a la utilizada en la validación original, en la que se ha podido replicar la estructura encontrada por los autores, extendiendo así el uso del cuestionario transculturalmente. Por último, se ofrece también una versión depurada de la escala de Estrategias relacionadas con el procesamiento de la información, en la que no se incluyen ni el ítem 59 ni el factor 9, que parece tener un mejor funcionamiento en la población estudiada.

Entre las limitaciones, la muestra se limita al contexto de la universidad privada, lo que supone limitaciones en la generalización de los resultados. Además, el haber realizado el cuestionario en un único momento temporal, no permite conocer la fiabilidad test-retest del cuestionario. Estas limitaciones deben guiar futuras investigaciones sobre las características psicométricas de la escala, recabando datos del comportamiento de esta medida en diferentes países de habla castellana.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alkharusi, H., Neisler, O., Al-Barwani, T., Khan, M., Al-Yahmadi, H., & Al-Kalbani, M. (2012). Psychometric properties of the motivated strategies for learning questionnaire for Sultan Qaboos university students. *College Student Journal*, 46(3), 567-580.
- Allgood, W. P., Risko, V. J., Álvarez, M. C., y Fairbanks, M. M. (2000). Factors that influence study. En R. F. Flippo y D. C. Caverly (Eds.), *Handbook of college reading and study strategies research* (pp. 201-219). New Jersey: LEA.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M. y Wu, E. J. C. (1995). *EQS for Macintosh user's guide*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation modelling with latent variables*. New York: Wiley.
- Borsboom, D., Mellenbergh, G. J., y van Heerden, J. (2004). The concept of validity. *Psychological Review*, 111(4), 1061-1071.
- Borsboom, D. (2006). The attack of the psychometricians. *Psychometrika*, 71, 425-440.
- Büyüköztürk, S., Akgün, Ö., E., Özkahveci, Ö., y Demirel, F. (2004). The validity and reliability study of the Turkish version of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire. *Educational Science: Theory & Practice*, 4(2), 207-239.
- Carmines, E. y McIver, J. (1981). Analyzing models with unobservable variables. En G. W. Bohrnstedt y E. F. Borgotta (Eds.), *Social measurement: Current issues*. (pp. 65-115). Beverly Hills, USA: Sage.
- Chen, C. S. (2002). Self-regulated learning strategies and achievement in an introduction to information systems course. *Information Technology, Learning and Performance Journal*, 20(1), 11-25.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, 309-319.
- de la Fuente, J., y Justicia, F. (2003). Escala de estrategias de aprendizaje ACRA-Abreviada para alumnos universitarios. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa y Psicopedagógica*, 1(2). Recuperado de <http://goo.gl/B26Wf0>
- de la Fuente, J., Berbén, B. G., y Zapata, L. (2013). How regulatory teaching impacts university students' perceptions of the teaching-learning process: The role of teacher training. *Infancia y Aprendizaje*, 36(3), 375-385.
- Dyne, A., Taylor, P., y Boulton-Lewis, G. (1994). Information processing and the learning context: An analysis from recent perspectives in cognitive psychology. *British Journal of Educational Psychology*, 64, 359-372.
- Entwistle, N. J. (1987). *Understanding classroom learning*. Londres: Croom Helm.
- Finney, S. J., y DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in SEM. En G. R. Hancock & R.O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Mode-*

- ling: A second course*. Greenwich, CO: Information Age Publishing.
- Gaeta, M., y Herrero, M. Influencia de las estrategias volitivas en la autorregulación del aprendizaje. *Estudios de Psicología*, 30(1), 73-88.
- Gargallo, B., Suárez-Rodríguez, J. M., y Pérez-Pérez, C. (2009). El cuestionario CEVEAPEU. Un instrumento para la evaluación de las estrategias de aprendizaje de los estudiantes universitarios. *RELIEVE*, 15(2), 1-31.
- Gil, P., Bernaras, E., Elizalde, L., y Arrieta, M. (2009). Estrategias de aprendizaje y patrones de motivación del alumnado de cuatro titulaciones del Campus de Gipuzkoa. *Infancia y Aprendizaje*, 32(3), 329-341.
- Hayduk, L.A., y Glaser, D. N. (2000a). Jiving the four-step, waltzing around factor analysis, and other serious fun. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 7(1), 1-35.
- Hewlett, M. G., Boonstra, J., Bell, J. H., y Zumbo, B. D. (2000). Can LASSI score profiles help identify postsecondary students with underlying reading problems? *Journal of College Reading and Learning*, 30, 135-143.
- Honkimäki, S., Tynjälä, P., y Valkonen, S. (2004). University students' study orientations, learning experience and study success in innovative courses. *Studies in Higher Education*, 29, 431-449.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jansen, E. (2004). The influence of the curriculum organization on study progress in higher education. *Higher Education*, 47, 411-435.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Ley, K., y Young, D. B. (1998). Motivation in developmental and regular admission students. *Research and Teaching in Developmental Education*, 14, 29-36.
- Lonka, K., Olkinuora, E., y Mäkinen, J. (2004). Aspects and prospects of measuring studying and learning in higher education. *Educational Psychology Review*, 16, 301-323.
- Martín, E., García, L. A., y Hernández, P. (1999). *Determinantes del éxito y fracaso en la trayectoria del estudiante universitario*. La Laguna: Servicio de Publicaciones Universidad de La Laguna.
- Martín, E., García, L. A., Torbay, A., y Rodríguez, T. (2007). Estructura factorial y fiabilidad de un cuestionario de estrategias de aprendizaje en universitarios: CEA-U. *Anales de Psicología*, 23(1), 1-6.
- Martín, E., García, L. A., Torbay, A., y Rodríguez, T. (2008). Estrategias de aprendizaje y rendimiento académico en estudiantes universitarios. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8 (3), 401-412.
- Martínez, J. A., y Martínez, L. (2009). El análisis factorial confirmatorio y la validez de escalas en modelos causales. *Anales de Psicología*, 25(2), 368-374.
- Messik, S. (1998). *Consequences of test interpretation and use: The fusion of validity and values in psychological assessment*. Princeton, New Jersey: Educational Testing Services.
- Millsap, R. E. (1995). The statistical analysis of method effects in multi-trait-multimethod data: A review. En P. E. Shrout y T. Fiske (Eds.), *Perso-*



- nality research, methods and theory: A festschrift honoring Donald W. Fiske.* Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Pike, G. R., y Kuh, G. (2005). A typology of students engagement for American colleges and universities. *Research in Higher Education*, 46, 185-209.
- Pintrich, P. R. (2000). The role of goal orientation in self-regulated learning. En M. Boekaerts, P. R. Pintrich y M. Zeidner (Eds.), *Handbook of Self-Regulation* (pp. 451-502). San Diego, CA: Academic Press.
- Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16, 385-407.
- Pintrich, P. R., Smith, D., García, T., y McKeachie, W. (1991). *A Manual for the Use of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*. Ann Arbor, MI: The University of Michigan.
- Raykov, T. (2004). Behavioral scale reliability and measurement invariance evaluation using latent variable modeling. *Behavioral Therapy*, 35, 299-331.
- Roces, C., Tourón, J., y González, M. C. (1995). Validación preliminar del CEAM-II (Cuestionario de Estrategias de Aprendizaje y Motivación II). *Psicología*, 16(3), 347-366.
- Román, J. M., y Gallego, S. (1994). *Escala de Estrategias de Aprendizaje, ACRA*. Madrid: TEA Ediciones.
- Rosário, P., Mourao, R., Núñez, J. C., González-Pianda, J., Solano, P., y Valle, A. (2007). Eficacia de un programa instruccional para la mejora de procesos y estrategias de aprendizaje en la enseñanza superior. *Psicothema*, 19(3), 422-427.
- Rosário, P., Núñez, J., y González-Pianda, J. (2006). *Comprometer-se com o estudar na Universidade: «Cartas do Gervásio ao seu Umbigo»*. Coimbra: Almedina.
- Rosário, P., Núñez, J. C., Valle, A., Paiva, O., & Polydoro, S. (2013). Approaches to teaching in High School when considering contextual variables and teacher variables. *Revista de Psicodidáctica*, 18, 25-45.
- Schmitt, N., y Stults, D. M. (1986). Methodology review: Analysis of multitrait-multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, 10, 1-22.
- Schumacker, R. E., Saylor, M., y Bembry, K. L. (1995). Identifying at-risk gifted students in an early college entrance program. *Roeper Review*, 38, 99-106.
- Soares, A. P., Guisande, M. A., Diniz, A. M., y Almeida, L. S. (2006). Construcción y validación de un modelo multidimensional de ajuste de los jóvenes al contexto universitario. *Psicothema*, 18, 249-255.
- Steiger, J. H. y Lind, C. (1980). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. En K. A. Bollen (Ed.), *Testing structural equation models* (pp. 10-39). Newbury Park, CA: Sage.
- Trigwell, K., Prosser, M., y Waterhouse, F. (1999). Relations between teachers' approaches to teaching and students' approaches to learning. *Higher Education*, 37, 57-70.
- Valle, A., González, R., Núñez, J. C., Suárez, J. M., Piñeiro, I., y Rodríguez, S. (2000). Enfoques de aprendizaje en es-

- tudiantes universitarios. *Psicothema*, 13, 368-375.
- Villardón-Gallego, L., Yániz, C., Achurra, C., Iraurgi, I., & Aguilar, M. C. (2013). Learning competence in university: development and structural validation of a scale to measure. *Revista de Psicodidáctica*, 18(2), 357-374.
- Weinstein, C. E. (1987). *LASSI (Learning and Study Strategies Inventory)*. Clearwater, FL: H&H Publishing Company.
- Weinstein, C. E., Zimmerman, S. A., y Palmer, D. R. (1988). Assessing learning strategies: The design and development of the LASSI. En C. E. Weinstein, E. T. Goetz y P. A. Alexander (Eds.), *Learning and study strategies: Issues in assessment, instruction, and evaluation* (pp. 25-40). New York: Academic Press, Inc.
- Winne, P., y Hadwin, A. (1998). Studying as self-regulated learning. En D. Hacker, J. Dunlosky y A. Graesser (Eds.), *Metacognition in Educational Theory and Practice* (pp. 279-306). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Wothke, W. (1996). Models for multi-trait-multimethod matrix analysis. En G. A. Marcoulides y R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. En M. Boekaerts, P. R. Pintrich y M. Zeidner (Eds.), *Handbook of Self-Regulation: Theory, Research, and Applications* (pp. 13-39). San Diego, CA: Academic Press.

## **PERFIL ACADÉMICO Y PROFESIONAL DE LAS AUTORAS**

Varinia Bustos. Doctora en Promoción de la autonomía y atención socio sanitaria a la dependencia. Coordinadora de las carreras de Psicología Organizacional y Psicología del Consumidor de la Universidad ESAN en Lima, Perú. Cuenta con una Maestría en Terapia Familiar Sistémica (UASD) y un Máster Ejecutivo en Dirección Estratégica de Recursos Humanos (EOI- Madrid). Su investigación se centra principalmente alrededor del rendimiento académico universitario, comportamiento organizacional y el emprendimiento.

Amparo Oliver. Catedrática en el Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento de la Universitat de València y Directora del Programa de Doctorado de Atención Socio-Sanitaria a la Dependencia. Cuenta con numerosas publicaciones nacionales e internacionales en modelos de ecuaciones estructurales, salud laboral, violencia de género e innovación educativa.

Laura Galiana. Doctora en Promoción de la autonomía y atención socio sanitaria a la dependencia. Profesora en el Departamento de Metodología de las Ciencias del Comportamiento de la Universitat de València. Es coautora de diversas publicaciones internacionales relacionadas con los cuidados paliativos, modelos de ecuaciones estructurales, calidad de vida en el envejecimiento, emprendimiento y educación y violencia de género.

Patricia Sancho. Doctora en Atención Socio-Sanitaria a la Dependencia. Actualmente es Profesora en la Universidad de Zaragoza. Cuenta con publicaciones de impacto, tanto nacionales como internacionales, que se centran en modelos de ecuaciones estructurales, envejecimiento óptimo y estudio de las propiedades psicométricas de los instrumentos de medida.

Dirección de las autoras: Varinia Bustos  
Universidad ESAN  
C/ Alonso de Molina, 1652  
Monterrico Chico  
Lima 33  
E-mail: vbustos@esan.edu.pe

Amparo Oliver  
Facultad de Psicología  
Universitat de València  
Av. Blasco Ibáñez, 21  
46410 Valencia  
E-mail: oliver@uv.es

Laura Galiana  
Facultad de Psicología  
Universitat de València  
Av. Blasco Ibañez, 21  
46410 Valencia  
E-mail: laura.galiana@uv.es

Patricia Sancho  
Facultad de Ciencias Sociales y Humanas  
Dpto. Psicología Evolutiva  
Ciudad Escolar, s/n  
44003 Teruel  
E-mail: san chop@unizar.es

Fecha Recepción del Artículo: 27. Enero. 2014  
Fecha modificación Artículo: 08. Abril. 2014  
Fecha Aceptación del Artículo: 16. Junio. 2014  
Fecha Revisión para Publicación: 06. Julio. 2016