



ORIGINAL

Estructura interna del *Student Adaptation to College Questionnaire* (SACQ) en universitarios de primer añoSergio Dominguez-Lara^{a,*}, Rony Prada-Chapoñan^b y Marbel Gravini-Donado^c^a Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú^b Universidad Señor de Sipán, Chiclayo, Perú^c Universidad Simón Bolívar, Barranquilla, Colombia

Recibido el 22 de agosto de 2018; aceptado el 26 de junio de 2019

Disponible en Internet el 4 de septiembre de 2019

PALABRAS CLAVE

Adaptación
universitaria;
Evaluación
psicológica;
Análisis factorial

Resumen

Objetivo: La presente investigación tuvo por objetivo obtener evidencias de validez respecto a la estructura interna de una escala de adaptación a la vida universitaria, el *Student Adaptation to College Questionnaire* (SACQ), en estudiantes de primer año de estudios de una universidad peruana.**Método:** Participaron 557 estudiantes (53% mujeres), quienes fueron evaluados de forma colectiva con el SACQ. Se ejecutó un análisis factorial confirmatorio para evaluar los diversos modelos de medición del SACQ hallados en la literatura, y al no obtener un ajuste satisfactorio (además de hallar una cantidad significativa de malas especificaciones), los ítems del SACQ se analizaron desde un análisis factorial exploratorio con el método de máxima verosimilitud y rotación Promin.**Resultados:** Se obtuvo una estructura breve (27 ítems) de 4 factores (adaptación académica, institucional, social y personal-emocional) coherente con el planteamiento original del SACQ, así como indicadores de confiabilidad adecuados.**Conclusión:** Las propiedades psicométricas fueron satisfactorias. Se discuten las implicaciones teóricas y prácticas de los hallazgos.© 2019 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Adaptation
to university;
Psychological
assessment;
Factor analysis

Internal structure of Student Adaptation to College Questionnaire (SACQ) in first-year university students

Abstract

Objective: The objective of this study was to obtain evidence on the internal structure of a scale on the adaptation to university life, the Student Adaptation to College Questionnaire (SACQ). It was completed by first-year students of a Peruvian university. A total of 557 students participated (53% of them women), and were evaluated collectively with the SACQ.

* Autor para correspondencia.

Correos electrónicos: sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpc@gmail.com (S. Dominguez-Lara).

Method: A confirmatory factor analysis was carried out to evaluate the different SACQ measurement models found in the previous studies. As a result of an inability to obtain a satisfactory adjustment (in addition to finding a significant amount of mis-specifications) the SACQ items were analysed using an exploratory factorial analysis with the method of maximum likelihood, as well as Promin rotation.

Results: A short structure (27 items) of four factors (academic, institutional, social, and emotional-personal adaptation) was obtained, which was consistent with the original SACQ approach, as well as adequate reliability indicators.

Conclusion: The psychometric properties were satisfactory. The theoretical and practical implications of the findings are discussed further.

© 2019 Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El ingreso en la educación superior representa un reto importante para cualquier estudiante¹, dado que supone vivencias que requieren un curso de acción distinto al de la educación básica, debido que se espera que el estudiante tenga la capacidad de solucionar las demandas diarias de forma autónoma, presente conductas académicas más reguladas, y cumpla los objetivos formativos de su disciplina. Lo mencionado anteriormente se asocia con el término *adaptación a la vida universitaria*, que se define como el manejo de demandas para un funcionamiento autónomo en el ámbito universitario que incluye elaborar un horario, establecer negociaciones en un mundo social más complejo y desarrollar la motivación intrínseca suficiente para asistir a clases y cumplir con las tareas¹.

Este concepto, *adaptación a la vida universitaria*, se ha asociado a lo largo de más de 3 décadas con diversas variables, tanto de índole personal (e. g. personalidad) como académica (e. g. rendimiento), siendo uno de los instrumentos más usados para ese fin el *Student Adaptation to College Questionnaire* (SACQ)². Una revisión reciente basada en la literatura generada con el SACQ da cuenta de las asociaciones positivas del *ajuste universitario* con el afrontamiento activo, personalidad (extraversión, afabilidad, responsabilidad), autoeficacia, autoestima, optimismo, éxito académico, entre otras, y asociaciones negativas con personalidad (neuroticismo), depresión, soledad, estrés, abuso de alcohol y drogas³; además, el *ajuste universitario* se relaciona directamente con el bienestar subjetivo y rendimiento académico, e inversamente con síntomas psicológicos⁴.

En este sentido es posible apreciar la *adaptación universitaria* en diferentes facetas, sean *académica*, *social*, *institucional* y *personal-emocional*⁵. El *ajuste académico* representa el éxito del estudiante para solucionar las diversas demandas educacionales características de la universidad; el *ajuste social* está orientado a las demandas sociales inherentes a la vida universitaria; el *ajuste institucional* está referido al cumplimiento de las metas educacionales-institucionales, y la calidad de la relación entre el estudiante y la institución; y finalmente el *ajuste personal-emocional*, que se enfoca en la experiencia de estrés, ansiedad y similares².

La estructura lograda por los autores del SACQ² tiene bases empíricas y conceptuales cimentadas en una extensa revisión de antecedentes³, aunque se resalta la ausencia de un modelo teórico de base¹.

En ese sentido, los planteamientos que subyacen al SACQ pueden aproximarse al *modelo de integración del estudiante* (MIE)⁶, que describe aquellos procesos y factores que llevan al estudiante a abandonar sus estudios, bajo el supuesto de que la coherencia entre la motivación del estudiante y sus capacidades académicas, así como el aspecto académico y social de la universidad ayudan a comprometerse con las metas educativas y la permanencia en la institución.

El concepto clave del modelo es la integración y los patrones de interacción entre el estudiante y los otros miembros de la comunidad educativa, lo que implica la interacción *académica*, *social* e *institucional*⁷. Para Tinto⁶ la integración académica hace referencia al logro académico y a la interacción institucional, y la integración social comprende el contacto con las actividades extracurriculares y los pares, respectivamente. Por ello, el SACQ es uno de los instrumentos con mayor potencial para determinar el abandono universitario, porque proporciona evidencia temprana de una potencial deserción si el nivel de ajuste es pobre o bajo.

Cada persona puede priorizar alguno de esos elementos con el objetivo de mantener un equilibrio entre sus recursos y las demandas universitarias actuales, ya que existen hábitos académicos que se muestran en la universidad que guardan relación con aquellos utilizados en la educación básica y pueden predecir el rendimiento^{7,8}, incluyendo la nota de acceso a la educación superior universitaria^{9,10}. En algunos la *adaptación universitaria* no será exitosa por la falta de integración o equilibrio entre esos factores, lo que trae como consecuencia el fracaso académico, ya sea en la forma de suspender asignaturas o abandono de los estudios.

El SACQ² presenta un poder predictivo significativo sobre los resultados académicos^{3,5}, aunque algunos estudios coinciden en que su estructura interna es uno de sus puntos más débiles^{11,12}, dado que las investigaciones instrumentales proveen soluciones factoriales distintas. Esto dependería del enfoque analítico factorial empleado en cada una de ellas, teniendo en cuenta que desde el punto

de vista metodológico existen 3 aspectos que necesitan ser mencionados: el método de extracción factorial utilizado, la *varianza del método* asociada a la presencia de ítems invertidos y la ausencia de evaluación de la complejidad factorial de los ítems.

En cuanto al primer punto destaca en algunos estudios¹³ el uso del análisis de componentes principales (ACP) con rotación ortogonal varimax, combinación que no es recomendada para estudios instrumentales¹⁴. En segundo lugar, la presencia de *ítems invertidos* (es decir, aquellos cuya puntuación máxima se asocia a menor presencia del rasgo) se asocia a presencia de varianza irrelevante al constructo (llamada también *varianza del método*). Finalmente, la presencia *complejidad factorial del ítem*, es decir, cuando un ítem se ve influido significativamente por más de un factor¹⁵ amenazando así la interpretabilidad del ítem, y pese a ser observado en algunos estudios¹², solo uno de ellos lo comenta como una potencial limitación¹¹, lo que es relevante porque se ignoraría la influencia de otros factores. Todo lo anteriormente mencionado pudo ocasionar la diversidad de estructuras encontradas en los estudios instrumentales del SACQ en universitarios^{1,11–13}, además de aquellos aspectos asociados a la cultura, gestión de la universidad, tipo de carrera, etc. que sería conveniente explorar.

Con todo, existen otras medidas de *ajuste universitario* disponibles en el medio. Por un lado, se encuentra la versión al español del *Cuestionario de vivencias académicas*, versión reducida (QVA-r)¹⁶, y por otro, el *Cuestionario de adaptación a la vida universitaria* (CAVU)¹⁷. En cuanto al QVA-r existen estudios en Chile¹⁸, Colombia¹⁹ y Perú²⁰ donde se refieren a su validez en su respectivo contexto, pero en el trabajo chileno no fue realizado un análisis de su estructura interna, y en los 2 últimos fue empleado un procedimiento no recomendado y comentado anteriormente: la combinación de ACP con rotación varimax. En cuanto al *Cuestionario de adaptación a la vida universitaria*, las observaciones radican en el método de extracción utilizado, el ACP que sobreestima la magnitud de las cargas factoriales al no separar la varianza verdadera de la específica, y confiabilidades relativamente bajas en 2 de las 3 dimensiones (<0,60).

En este sentido, y dada la potencial utilidad del SACQ para la evaluación individual, consejería universitaria e investigación, se propone analizar el contenido y la estructura interna de su versión en español¹¹ en estudiantes universitarios peruanos de primer año. El foco del trabajo se orientará en obtener una estructura parsimoniosa y con menor complejidad factorial que sus predecesoras, a fin de maximizar su uso en contextos de evaluación masivos e investigación.

La importancia del estudio de la adaptación universitaria radica en obtener un indicador de alerta temprana para predecir el abandono universitario y tomar medidas acordes a los posibles desajustes que se puedan presentar en el futuro, que según el modelo de integración de Tinto⁶ afectaría la permanencia, y así hacer frente de forma exitosa al periodo de transición hacia la vida universitaria. Este tipo de estudios son relevantes actualmente, teniendo en cuenta que. Esto se puede corroborar con los estudios que demuestran que la deserción universitaria ocurre principalmente en los primeros en la última década los jóvenes ingresan a edades muy tempranas, lo cual se asocia con una inmadurez

vocacional y psicológica semestres²¹. Por ello, ahondar en la problemática de la deserción y establecer estrategias que disminuyan el fenómeno es un desafío de las instituciones de educación superior que deben ser artífices del desarrollo social y económico de los países.

Método

Participantes

La muestra estuvo conformada por 557 estudiantes (53% mujeres) de primer año de estudios de una universidad privada del norte del Perú, de edades comprendidas entre los 15 y 47 años ($M = 18,2$, $DE = 3,2$) de diferentes carreras profesionales (arquitectura, ingeniería agroindustrial, artes y diseño gráfico, ciencias de la comunicación, enfermería, estomatología, contabilidad, derecho, medicina, ingeniería civil, ingeniería industrial, psicología y trabajo social). El rendimiento en el ciclo anterior fue regular (promedio = 14,13), 127 (22,8%) estudiantes suspendieron al menos un curso (rango = 1-6), y el 10,41% de los estudiantes encuestados ($n = 58$) no se matriculó en el segundo semestre.

Instrumentos

Fue utilizada la versión española¹¹ del SACQ2, que consta de 67 ítems en un formato de respuesta tipo Likert de 9 opciones que va desde totalmente en desacuerdo (1) hasta totalmente de acuerdo (9), y que originalmente evalúan las 4 dimensiones de la adaptación universitaria: académica (24 ítems; $\alpha_{original} = 0,90$; $\alpha_{Rodriguez} = .90$), institucional (15 ítems; $\alpha_{original} = 0,91$; $\alpha_{Rodriguez} = 0,84$), social (20 ítems; $\alpha_{original} = 0,86$; $\alpha_{Rodriguez} = 0,85$) y personal-emocional (15 ítems; $\alpha_{original} = 0,91$; $\alpha_{Rodriguez} = 0,89$). Las instrucciones se orientan a la descripción de la experiencia más reciente en la universidad.

Procedimiento

La aplicación del instrumento se realizó como parte del proceso rutinario de evaluación de los estudiantes de primer año, agregando al SACQ. Las aplicaciones se realizaron en el horario de tutoría en el tercer mes de iniciado el año académico. Previamente se solicitó el permiso respectivo al Vicerrectorado Académico y de Investigación de la Universidad, y posteriormente se coordinó con la oficina encargada de las evaluaciones rutinarias y se procedió con la administración del instrumento. Los estudiantes fueron informados sobre los objetivos de la investigación, los criterios de confidencialidad y finalmente se entregó el consentimiento informado.

Análisis de datos

En cuanto a las *evidencias de validez con respecto al contenido de los ítems*, fueron consultados docentes universitarios con experiencia en enseñanza en pregrado para calificar la *relevancia* de los ítems del SACQ en el contexto peruano. Del mismo modo, se les pidió brindar sugerencias para la modificación de los ítems, de modo tal que permita

una mayor comprensión por parte del estudiante universitario *promedio*, con énfasis en convertir los *ítems invertidos* en *directos* debido a las limitaciones de los invertidos²². Las respuestas se sistematizaron y el grado de acuerdo se cuantificó mediante la V de Aiken con intervalos de confianza (IC), considerando como válidos los ítems cuyo límite inferior del IC fue mayor de 0,50. Posteriormente, con la versión definitiva se examinó la comprensión de los ítems con 10 estudiantes universitarios de segundo ciclo académico.

Previo a los análisis factoriales todos los ítems inversos fueron recodificados (es decir, si la persona respondió 9 se cambió por 1)²³ con el fin de que una mayor puntuación se interprete como una mejor adaptación. Se calcularon las medidas descriptivas (e. g. media), de dispersión (e. g. desviación estándar) y distribución de los ítems, esperando medidas de asimetría y curtosis menores que |3| y |10|, respectivamente.

Sobre las *evidencias de validez con respecto a la estructura interna* fue ejecutado en primera instancia un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa Mplus v7.0²⁴. El AFC fue implementado con el método de estimación de *máxima verosimilitud* (MV) *robusto con corrección por no-normalidad* (MLR) y matrices de correlación Pearson, debido a que los ítems representan variables continuas (> 6 opciones de respuesta) y algunos de ellos presentan exceso de asimetría y curtosis. Fueron evaluados 3 modelos de 4 factores oblicuos: el original² (M1), de Taylor y Pastor¹² (M2) y de Rodríguez et al.¹¹ (M3). Posteriormente, en cada uno de esos modelos se agregó un factor de método asociado a los ítems invertidos. Por ejemplo, M1 con el FM se denominó M1a. Cabe precisar que no se consideraron los ítems 53 y 67, dado que son las medidas de ajuste general y no pertenecen a las dimensiones que evalúa el SACQ; así como los ítems 22, 26 y 33, tampoco incluidos en la versión en español.

Los modelos oblicuos fueron valorados según: a) que los valores de los índices de ajuste sean *aceptables*: CFI > 0,90 y SRMR < 0,08²⁵, y que el límite superior del IC del RMSEA sea menor que 0,10²⁶; b) que la varianza media extraída (VME) por cada factor, es decir, el promedio de las communalidades de los ítems, sea alrededor de 0,50; y c) la evaluación de la presencia de *malas especificaciones*²⁷ asociadas a potenciales *cargas cruzadas* basadas en los *índices de modificación*, mediante un módulo especializado²⁸. A fin de mantener una estructura factorial consistente, se esperó que no exista una marcada *infraparametrización* (*mala especificación* derivada por la especificación de un parámetro como nulo) con respecto a las cargas factoriales, es decir, que el modelamiento de las potenciales *cargas cruzadas* no tenga relevancia práctica.

La evaluación de los modelos que contienen el FM, además de los índices de ajuste, se enfocó en la VME de cada factor, comparándolo con el modelo previo. Es decir, se considera que el FM es relevante si altera significativamente la varianza explicada por un factor sustantivo.

Dado el ajuste insuficiente de los modelos previos, fue evaluado un análisis factorial exploratorio (AFE) con el programa FACTOR v. 10.5.03. Previo análisis de las condiciones para la aplicación del AFE (prueba de esfericidad de Bartlett y el Índice KMO), para determinar el número de factores se empleó el análisis paralelo (AP).

Posteriormente, se implementó el método de extracción de MV exploratoria con rotación oblicua Promin, y para retener los ítems inicialmente se consideró que su carga factorial fuera mayor que 0,30 y, en un segundo momento, que la *complejidad factorial* no sea elevada. Este último aspecto fue evaluado con el *índice de simplicidad factorial* (ISF)¹⁵ esperando coeficientes mayores que 0,70, que es un criterio flexible que permite alguna complejidad considerando que son constructos asociados y que los ítems no son *marcadores* de su respectivo factor²⁹.

La elección del método de MV se sustenta en diversos criterios: la expectativa de cargas factoriales grandes (> 0,40), un tamaño muestral elevado y que puede considerarse representativo, además de un acercamiento razonable a la normalidad en la mayoría de los ítems, y que los factores a extraer están correctamente especificados²³, ya si bien el método de estimación de mínimos cuadrados sería adecuado, MV puede ser evaluado en función de índices de ajuste similares al CFA, además de tener carácter inferencial¹⁴.

En cuanto a la *validez interna discriminante*, es decir, el grado en que los factores no se superponen en cuanto a la evaluación de un constructo, fue comparada la *varianza compartida entre factores* (cuadrado de la correlación interfactorial) con las VME de cada factor involucrado en la correlación, esperando que estas sean mayores que la varianza compartida.

La confiabilidad del constructo fue analizada con el coeficiente ω esperando magnitudes elevadas (> 0,80), y la confiabilidad de las puntuaciones con el coeficiente α con IC, esperando magnitudes mayores de 0,70.

Resultados

En la fase de *evidencias de validez con respecto al contenido de los ítems* participaron 8 docentes universitarios (5 varones; $M_{\text{edad}} = 40,25$ años) con experiencia en docencia superior ($M_{\text{experiencia}} = 15$ años), quienes valoraron los ítems en cuanto a *relevancia* y *claridad*. El resumen de los juicios de los expertos (tabla 1) indica que la mayoría de los ítems (excepto los ítems 16, 22 y 23), en esencia, son relevantes para evaluar la adaptación universitaria en el contexto peruano.

En el proceso fueron sugeridas mejoras al fraseo de los ítems para hacer más comprensibles los enunciados. Por ejemplo, en algunos ítems se eliminaron partículas negativas (e. g. el ítem *No estoy dedicando suficiente esfuerzo a los trabajos del curso por Dedicar suficiente esfuerzo para desarrollar los trabajos de mis cursos*), modificando así la direccionalidad del ítem (es decir, pasar de *ítem inverso* a *ítem directo*). En otros casos, la modificación del fraseo orientado a eliminar partículas negativas no cambió la dirección del ítem (e. g., el ítem *No estoy rindiendo bien durante los exámenes* fue modificado a *Estoy rindiendo mal durante los exámenes*) (tabla 1).

En ese sentido, fueron generados ítems alternos (ítem 68 [para el ítem 5], 69 [para el ítem 34], 70 [para el ítem 48] y 71 [para el ítem 10]) que serían implementados en la fase final; y el contenido de los ítems 26 y 33 (no considerados por la versión en español analizada) fue reemplazado

Tabla 1 Casos más representativos de modificación de ítems: eliminación de particular negativas y cambios a dirección positiva

Ítems originales	Ítems modificados	Ítems alternativos
Ajuste Académico		
5. Sé por qué estoy en la universidad y qué quiero obtener de ella	5. Sé por qué estoy en la universidad	68 Sé qué quiero obtener de la universidad
10. No estoy rindiendo bien durante los exámenes (R)	10. Estoy rindiendo mal durante los exámenes (R)	71. Estoy rindiendo bien en los exámenes/evaluaciones
17. No estoy dedicando suficiente esfuerzo a los trabajos de curso (R)		
21. Creo que no soy capaz de realizar todo lo que se me exige (R)	21. Creo que soy capaz de realizar todo lo que se me exige en la universidad	
25. Últimamente no he sido eficaz con el uso de mi tiempo de estudio (R)	25. Uso eficazmente mi tiempo de estudio	
29. Últimamente no me siento muy motivado para estudiar (R)	29. Me siento motivado para estudiar	
41. No lo estoy haciendo suficientemente bien para la cantidad de trabajo que hago (R)	41. Me organizo bien para desarrollar los trabajos de los cursos	
Ajuste social		
42. No me siento cómodo con otras personas de la facultad (R)	42. Me siento cómodo con otras personas de la carrera	
48. Últimamente no me integro bien con los compañeros del otro sexo (R)	48. No me integro bien con los compañeros del otro sexo (R)	70. No me integro bien con los compañeros de mi carrera (R)
56. No me gusta de mí mismo lo que me hace sentir diferente a otros estudiantes (R)	56. Me incomoda aquello que me hace sentir diferente de los demás	
Ajuste institucional		
34. Desearía estar en otra universidad o facultad (R)	34. Desearía estar en otra universidad (R)	69. Desearía estar en otra carrera (R)

R: ítems invertido.

por inversos de los ítems 1 y 54 (esto, con el objetivo de mantener la numeración original, sin incluirlos en ningún análisis) (tabla 1). Por último, fueron consultados 10 estudiantes de segundo ciclo de estudios (en 2 grupos de 5 personas) y no fueron hallados problemas para comprender los ítems.

Con relación al análisis descriptivo de los ítems del SACQ-PE, si bien un gran porcentaje de estos presentan indicadores descriptivos aceptables, solo los ítems 23 y 60 tuvieron exceso de asimetría y curtosis (tabla 2), pero se mantuvieron a fin de evaluar los modelos de medición mediante AFC, ya que se cuenta con procedimientos robustos que hacen frente a estas anomalías. Sin embargo, posteriormente fueron retirados antes de ejecutar el AFE. En el caso de los ítems 47 y 61, el alejamiento en cuanto a la asimetría y curtosis no es muy marcado, por lo que fueron considerados posteriormente.

Finalmente, las evidencias de validez con respecto a la estructura interna mostraron resultados interesantes. En términos generales, los datos no se ajustan a los 3 modelos propuestos. En primer lugar, las magnitudes de los índices de ajuste fueron bajas, como en el CFI, aunque aceptables en cuanto al RMSEA y SRMR; asimismo, existieron cargas factoriales de baja magnitud y algunas de dirección negativas (cuando lo esperado son cargas positivas), y VME bajas que indicarían que los ítems no representan suficientemente al

constructo evaluado. Por otro lado, se detectó una presencia significativa del FM en M1a y M3a. Finalmente, el elevado porcentaje de potenciales *cargas cruzadas* que se constituyen como *malas especificaciones* no permite concluir que los modelos son adecuados (tabla 3).

De los 71 ítems iniciales (67 originales y 4 alternativos) solo fueron ingresados al análisis factorial exploratorio 60 de ellos: no fueron considerados el 53 y 67 por ser medidas de ajuste global; 23 y 60 por presentar exceso de asimetría y curtosis; los ítems 68, 69, 70 y 71 por ser ítems alternativos; 26 y 33 porque no fueron considerados en la versión en español; y el 22 porque, debido a la recomendación de los jueces expertos, no representa una situación compartida por la mayoría de los estudiantes (*Vivir fuera de casa es difícil para mí*).

En cuanto al AFE la prueba de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativa ($p < 0,001$) y el Índice KMO lo suficientemente elevado ($> 0,90$). El AP sugirió extraer 6 factores que explicaban el 46,717% de la varianza.

Posteriormente, se implementó el método de extracción de MV exploratoria con rotación oblicua Promin, y de forma iterativa fueron eliminados aquellos ítems cuya carga factorial fue menor de 0,30 en cualquier factor (ítem 10, 14, 24, 34, 44, 46, 48, 55, 56, y 57), y un ítem obtuvo carga factorial mayor que la unidad (caso Heywood; ítem 16). A medida que los ítems se descartaban, el AP sugería extraer

Tabla 2 V de Aiken, estadísticos descriptivos y de distribución de los ítems del SAQC-PE

	V	IC 95%	M	DE	g1	g2		V	IC 95%	M	DE	g1	g2
Ítem 1	1,000	0,862-1,000	7,07	1,945	-1,029	0,687	Ítem 35	0,875	0,690-0,957	4,84	2,860	0,094	-1,253
Ítem 2	1,000	0,862-1,000	5,67	2,608	-0,322	-1,113	Ítem 36	0,875	0,0690-0,957	7,04	2,104	-1,085	0,581
Ítem 3	1,000	0,862-1,000	7,30	1,970	-1,258	1,062	Ítem 37	1,000	0,862-1,000	7,45	1,876	-1,422	1,571
Ítem 4	1,000	0,862-1,000	7,72	1,868	-1,573	1,669	Ítem 38	1,000	0,862-1,000	5,42	2,825	-0,173	-1,319
Ítem 5	0,875	0,690-0,957	8,45	1,364	-3,118	10,184	Ítem 39	0,917	0,742-0,977	5,41	2,564	-0,081	-1,198
Ítem 6	1,000	0,862-1,000	5,35	2,306	0,006	-0,869	Ítem 40	0,958	0,798-0,993	4,48	2,722	0,308	-1,179
Ítem 7	1,000	0,862-1,000	5,75	2,777	-0,384	-1,202	Ítem 41	0,875	0,690-0,957	6,6	1,974	-0,690	-0,075
Ítem 8	1,000	0,862-1,000	6,01	2,260	-0,490	-0,511	Ítem 42	0,958	0,798-0,993	7,43	1,848	-1,386	1,547
Ítem 9	1,000	0,862-1,000	7,34	1,760	-1,229	1,352	Ítem 43	0,875	0,690-0,957	7,36	1,797	-1,362	1,91
Ítem 10	1,000	0,862-1,000	6,31	2,425	-0,500	-0,950	Ítem 44	0,958	0,798-0,993	7,44	2,724	-1,622	1,026
Ítem 11	0,958	0,798-0,993	4,47	2,486	0,286	-0,966	Ítem 45	0,958	0,798-0,993	5,47	2,769	-0,171	-1,287
Ítem 12	0,917	0,742-0,977	5,80	2,617	-0,354	-1,076	Ítem 46	1,000	0,862-1,000	6,62	2,234	-0,714	-0,247
Ítem 13	0,875	0,690-0,957	6,65	2,020	-0,920	0,410	Ítem 47	1,000	0,862-1,000	8,47	1,579	-3,368	10,678
Ítem 14	0,875	0,690-0,957	3,09	2,431	0,869	-0,445	Ítem 48	0,917	0,742-0,977	6,92	2,645	-0,989	-0,446
Ítem 15	0,958	0,798-0,993	8,26	1,46	-2,645	7,571	Ítem 49	0,875	0,690-0,957	3,58	2,572	0,769	-0,501
Ítem 16	0,792	0,595-0,908	8,31	1,534	-2,891	8,405	Ítem 50	0,958	0,798-0,993	7,71	1,740	-1,817	3,342
Ítem 17	1,000	0,862-1,000	7,50	1,579	-1,430	2,325	Ítem 51	0,958	0,798-0,993	6,85	2,501	-0,989	-0,215
Ítem 18	1,000	0,862-1,000	6,79	2,437	-0,923	-0,221	Ítem 52	0,958	0,798-0,993	5,91	2,557	-0,325	-1,043
Ítem 19	0,958	0,798-0,993	8,04	1,574	-2,110	4,712	Ítem 54	0,833	0,641-0,933	7,19	2,001	-1,263	1,141
Ítem 20	1,000	0,862-1,000	5,81	2,614	-0,274	-1,165	Ítem 55	1,000	0,862-1,000	6,71	2,113	-0,870	0,131
Ítem 21	0,958	0,798-0,993	7,64	1,596	-1,447	2,203	Ítem 56	0,833	0,641-0,933	5,42	2,825	-0,167	-1,294
Ítem 22	0,708	0,508-0,851	4,49	2,975	0,240	-1,409	Ítem 57	0,958	0,798-0,993	7,31	2,205	-1,340	0,933
Ítem 23	0,792	0,595-0,908	8,52	1,420	-3,566	13,189	Ítem 58	1,000	0,862-1,000	6,84	2,502	-0,933	-0,351
Ítem 24	0,875	0,690-0,957	6,64	2,354	-0,863	-0,217	Ítem 59	1,000	0,862-1,000	8,27	1,678	-2,633	6,484
Ítem 25	1,000	0,862-1,000	6,62	1,958	-0,883	0,418	Ítem 60	1,000	0,862-1,000	8,65	1,244	-4,475	21,708
Ítem 27	0,958	0,798-0,993	7,24	1,718	-1,151	1,448	Ítem 61	1,000	0,862-1,000	8,47	1,448	-3,159	10,195
Ítem 28	0,958	0,798-0,993	5,44	2,910	-0,176	-1,416	Ítem 62	0,875	0,690-0,957	6,87	2,176	-1,085	0,588
Ítem 29	0,958	0,798-0,993	7,64	1,622	-1,412	1,896	Ítem 63	1,000	0,862-1,000	6,25	2,559	-0,725	-0,554
Ítem 30	0,833	0,641-0,933	6,94	2,008	-0,962	0,334	Ítem 64	1,000	0,862-1,000	5,29	2,487	0,018	-1,084
Ítem 31	1,000	0,862-1,000	6,25	2,817	-0,666	-0,944	Ítem 65	0,958	0,798-0,993	7,30	1,842	-1,241	1,356
Ítem 32	0,917	0,742-0,977	7,50	2,263	-1,498	1,213	Ítem 66	0,958	0,798-0,993	7,16	1,772	-1,134	1,244
Ítem 34	1,000	0,862-1,000	7,59	2,346	-1,647	1,468							

DE: desviación estándar; g1: asimetría; g2: curtosis; M: media; V: coeficiente V de Aiken.

menos factores, hasta llegar a una solución final de 5 factores con 49 ítems, de los 60 que ingresaron al análisis, que explicaban el 48,532% de la varianza.

Luego de ello, en esta nueva solución de 5 factores fueron eliminados aquellos ítems que presenten tal complejidad factorial (ISF < 0,70) que puedan dificultar posteriormente su interpretación (ítems 32, 37, 51, 58, 66), y en el proceso aparecieron otros ítems con cargas superiores a 1 (ítem 25) y se modificó la cantidad de factores, llegando a 4 factores que explicaban el 46,647% de varianza.

Otro caso Heywood fue detectado (ítem 43), así como cargas menores de 0,30 (ítems 30 y 36) y factorialmente complejos (ítems 1, 4, 8, 17, 19, 21, 29, 39, 42, 49, 52, 54, y 62). Los 4 factores (27 ítems) explican el 50,281% de la variabilidad.

Una vez terminado el proceso con los ítems originales, fueron incorporados al análisis 3 de los 4 ítems alternativos (69, 70, y 71), aunque se descartó su inclusión debido a que presentaban complejidad factorial (ISF < 0,70).

Finalmente, la solución resultante (27 ítems) obtuvo índices de ajuste adecuados (RMSEA=0,044; CFI=0,979), las cargas factoriales son adecuadas (> 0,50) y el ISF observado

indica que los ítems fueron influidos predominantemente por su factor teórico (tabla 4). Del mismo modo, la VME de cada factor alcanzó magnitud aceptable. Sin embargo, se observa mayor cantidad de ítems en la dimensión *personal-emocional*.

En cuanto a la *validez interna discriminante*, en la mayoría de los casos se observó que las VME son mayores que la varianza compartida entre factores, excepto entre los factores adaptación académica (F3) y adaptación social (F4), y adaptación institucional (F1) y F3 donde la VME de F3 es ligeramente menor en ambos casos.

En cuanto a la confiabilidad, las magnitudes de los coeficientes α y ω son satisfactorios en la mitad de los casos (> 0,70).

Discusión

Los objetivos de brindar las primeras evidencias de validez del SACQ en el contexto peruano se cumplieron satisfactoriamente. En primer lugar, el análisis de contenido derivó en un fraseo de los ítems con el fin de aproximarlos al español

Tabla 3 Evaluación de modelos de medición del SACQ

	Evaluación del ajuste				F1	F2	F3	F4	FM	Evaluación de malas especificaciones	
	CFI	RMSEA (IC 90%)	SRMR							N.º de cargas cruzadas significativas	N.º (%) ME
M1	0,733	0,055 (0,053, 0,057)	0,086	VME	0,327	0,223	0,227	0,303	-	47	38 (80,85%)
				$\lambda_{promedio}$ (rango)	0,544 (0,169, 0,797)	0,396 (-0,057, 0,827)	0,358 (-0,052, 0,846)	0,427 (-0,527, 0,696)	-	-	-
M1a	0,804	0,048 (0,046, 0,050)	0,070	VME	0,333	0,227	0,235	0,164	0,163	-	-
M2	0,722	0,060 (0,58, 0,063)	0,106	VME	0,409	0,362	0,337	0,255	-	41	29 (70,73%)
				$\lambda_{promedio}$ (rango)	0,626 (0,295, 0,790)	0,557 (-0,090, 0,809)	0,555 (0,302, 0,774)	0,454 (-0,277, 0,704)	-	-	-
M2a	0,802	0,051 (0,049, 0,054)	0,062	VME	0,408	0,362	0,342	0,107	0,201	-	-
M3	0,793	0,056 (0,053, 0,058)	0,080	VME	0,352	0,350	0,433	0,352	-	32	26 (81,25%)
				$\lambda_{promedio}$ (rango)	0,558 (0,176, 0,797)	0,574 (0,316, 0,804)	0,637 (0,244, 0,812)	0,503 (?0,522, 0,692)	-	-	-
M3a	0,842	0,049 (0,047, 0,052)	0,071	VME	0,357	0,356	0,445	0,218	0,162	-	-

F1: ajuste académico; F2: ajuste social; F3: ajuste institucional; F4: ajuste personal-emocional; FM: factor de método asociado a ítems invertidos; M1: original; M2: Taylor y Pastor; M3: Rodríguez et al.; M1a: M1 más FM (ítems 6, 10, 32, 39, 52, 58, 48, 51, 56, 57, 34, 59, 60, 61, 2, 7, 11, 12, 20, 28, 31, 35, 38, 40, 45, 49 y 64); M2a: M2 más FM (ítems 10, 32, 39, 52, 34, 59, 60, 61, 48, 51, 56, 57, 2, 7, 11, 12, 20, 28, 31, 38, 40, 45, y 64); M3a: M3 más FM (ítems 32, 52, 34, 59, 60, 61, 58, 51, 57, 2, 7, 11, 12, 20, 28, 31, 38, 40, 45 y 64); ME: malas especificaciones.

Tabla 4 Parámetros de los ítems del SACQ-PE

	F1	F2	F3	F4	ISF-I
<i>F1: adaptación institucional</i>					
5. Sé por qué estoy en la universidad	0,659	-0,054	0,018	0,039	0,737
15. Estoy satisfecho con mi decisión de entrar a estudiar en la universidad	0,664	-0,026	0,098	0,033	0,960
47. Espero acabar mis estudios en esta carrera	0,751	-0,173	0,093	-0,141	0,986
50. Me gusta el trabajo académico que realizo en la carrera	0,602	-0,054	0,262	0,052	0,789
59. Estoy pensando en cambiarme a otra carrera (R)	0,746	0,176	-0,155	-0,098	0,868
61. Estoy pensando seriamente en tomarme un tiempo de descanso de la universidad y continuar después (R)	0,664	0,117	-0,255	0,149	0,869
<i>F2: adaptación personal-emocional</i>					
2. Últimamente me siento nervioso	0,077	0,569	-0,223	0,161	0,981
6. Las actividades académicas me están resultando difíciles	0,142	0,448	0,100	-0,089	0,935
7. Últimamente experimento tristeza y cambios de humor	-0,033	0,716	-0,183	0,149	0,980
11. Últimamente me siento cansado la mayor parte del tiempo	-0,070	0,620	0,025	0,014	0,967
12. Me resulta difícil estar solo ante tantas responsabilidades	-0,024	0,598	0,100	-0,088	0,919
20. Últimamente no soy capaz de controlar mis emociones	0,077	0,672	0,009	-0,038	0,978
28. Últimamente tengo dolores de cabeza	0,030	0,536	-0,065	0,129	0,871
31. Últimamente pienso pedir ayuda psicológica	0,091	0,546	-0,102	0,029	0,907
35. Últimamente he perdido o ganado peso	-0,059	0,357	0,097	-0,071	0,918
38. Últimamente me enfado con mucha facilidad	0,129	0,583	-0,092	-0,029	0,836
40. Últimamente no duermo bien	-0,254	0,538	0,124	0,052	0,906
45. Últimamente, mis pensamientos se confunden con facilidad	-0,028	0,680	0,135	-0,08	0,718
64. Me resulta difícil afrontar el estrés que me produce la universidad	-0,008	0,528	0,112	-0,045	0,984
<i>F3: Adaptación académica</i>					
3. Estoy al día con los trabajos que me piden en los cursos	0,045	0,054	0,467	0,042	0,931
13. Estoy satisfecho con el ritmo con el que estoy estudiando	0,003	0,065	0,628	0,041	0,875
27. Me gusta realizar los trabajos del ciclo académico	0,189	0,016	0,580	-0,038	0,786
41. Me organizado bien para desarrollar los trabajos de los cursos	-0,005	0,077	0,696	-0,004	0,862
<i>F4: Adaptación social</i>					
9. Me estoy adaptando socialmente bien a la universidad	0,089	-0,003	0,178	0,597	0,756
18. Tengo amigos/as cercanos/as en la universidad	-0,042	-0,094	0,106	0,581	0,920

Tabla 4 (continuación)

	F1	F2	F3	F4	ISF-I
63. Tengo amigos y conocidos en la carrera para hablarles de cualquier problema	-0,0063	0,025	-0,182	0,763	0,934
65. Estoy satisfecho con mi vida social en la universidad	0,059	0,026	0,088	0,676	0,966
ISF-F	0,937	0,902	0,764	0,915	
VME	0,467	0,332	0,358	0,433	
F1	1	0,014	0,420	0,311	
F2	0,118	1	0,080	0,034	
F3	0,650	0,282	1	0,412	
F4	0,558	0,185	0,642	1	
ω	0,839	0,863	0,687	0,751	
α	0,841	0,862	0,752	0,762	
IC95% α	(0,841-0,864)	(0,839-0,882)	(0,713-0,786)	(0,725-0,795)	

En negrita las cargas factoriales principales.

α : coeficiente alfabético de la diagonal: correlaciones interfactoriales; encima de la diagonal: varianza compartida entre factores; IC: intervalo de confianza; ISF-F: índice de simplicidad factorial del factor; ISF-I: índice de simplicidad factorial del ítem; R: ítem invertido; VME: varianza media extraída promedio; ω : coeficiente omega.

hablado en Perú, maximizando así la comprensión de los enunciados por los evaluados y, en consecuencia, minimizando el sesgo asociado al uso local del idioma. Por otro lado, los procedimientos analíticos vinculados al AFE que fueron implementados superan algunas de las limitaciones observadas en otros estudios, por lo que podría considerarse que la estructura de 4 factores recibe evidencia favorable.

Un aspecto a mencionar es la marcada presencia de especificaciones erróneas en los modelos analizados con el AFC, lo que repercutió en el rechazo de los modelos planteados desde esta vertiente analítica. La literatura indica que los análisis confirmatorios, debido a su carácter restrictivo, son sensibles a la acumulación de *malas especificaciones*, ya que fijar un parámetro como nulo cuando en realidad posee un valor poblacional distinto de cero afecta la viabilidad del modelo²⁷. Por ejemplo, en el caso de modelos con 2 o más factores relacionados, puede darse el caso de *cargas cruzadas* diferentes de cero que no son modeladas, que es lo mismo a fijar a cero ese parámetro.

Con todo, un aspecto contradictorio fue que 2 de los 3 índices de ajuste utilizados (RMSEA y SRMR) mostraron magnitudes aceptables, a diferencia del CFI. Esta situación se explica por la falta de sensibilidad del RMSEA a las cargas cruzadas omitidas³⁰, y porque el SRMR tiende a mostrar valores aceptables incluso en modelos mal especificados basados en una estructura compleja³¹. Por último, se ha encontrado que el CFI depende de la covarianza entre los ítems e, indirectamente, a la magnitud de cargas factoriales: mientras más bajas las cargas factoriales, menor el CFI³¹. Por esta razón en los modelos se observaron valores del CFI bastante bajos, ya que los ítems no representan suficientemente el constructo al cual se adjudican (cargas factoriales bajas). Ello refuerza la idea de que no es conveniente concluir sobre la bondad de un modelo solo en función de los índices de ajuste, ya que existen otros aspectos a evaluar, como las *malas especificaciones*²⁷.

Cabe mencionar que la evidencia previa respecto a la estructura tetrafactorial del SACQ es controvertida, debido

a posturas metodológicas favorables¹¹ o desfavorables¹². Sin embargo, aquellas discrepancias pueden reflejar la complejidad del proceso de adaptación en grupos diferenciados como estudiantes de diversas carreras¹¹, de carreras de servicios¹, o de letras y ciencias humanas¹³. De hecho, el estudio más crítico sobre la estructura del SACQ¹² se ejecutó con estudiantes de segundo año, a diferencia de los anteriores, que se enfocaron en estudiantes universitarios de primer año, como lo recomiendan los autores del instrumento, por lo que sería conveniente preguntarse si la evidencia desfavorable observada por Taylor y Pastor¹² obedece solo a cuestiones técnicas (e. g., construcción del instrumento) o tiene que ver con el *sesgo de constructo* asociados al *significado* de la adaptación entre estudiantes de primer y segundo año. Dicho esto, podría decirse que la estructura del SACQ-PE permite comprender la estructura de la *adaptación a la vida universitaria* en estudiantes peruanos de primer año de una universidad privada.

Los 4 factores resultantes en el SACQ-PE fueron producto de un proceso orientado a contar con ítems que reflejen satisfactoriamente el constructo evaluado (cargas factoriales de magnitud moderada), y que estos no sean afectados significativamente de forma simultánea por más de un factor (minimizar la *complejidad factorial*). Esto trajo como consecuencia directa una estructura breve más diferenciada, incluso con menos posibilidad de *malas especificaciones* en comparación a los modelos previos, así como indicadores de confiabilidad que permiten su uso para investigación y consejería.

Las implicaciones del estudio son diversas. Desde el punto de vista teórico es posible generar información que permita entender el proceso de adaptación del estudiante, considerando otras variables relevantes, tanto personales como académicas. En cuanto a las implicaciones prácticas, el instrumento podría emplearse tanto en evaluaciones institucionales masivas, como en aquellas de carácter individual a fin de complementar la entrevista personal. Como se ha dicho anteriormente, el SACQ permite identificar variables

asociadas a la posibilidad de abandonar los estudios, y estas características están explícitas en el instrumento a través de sus dimensiones de adaptación institucional, personal-emocional, académica y social. Dichas dimensiones se corresponden con diversos modelos teóricos de deserción académica, ya sean tanto sociológicos, como psicológicos, organizacionales y de integración social y académica³². En ese sentido, siendo el SACQ una herramienta útil y predictiva, pueden generarse sistemas de alerta temprana en las universidades con los estudiantes de los primeros semestres y actuar a tiempo para llevar a cabo acciones afirmativas para la permanencia estudiantil. De este modo, caracterizar a los estudiantes en sus aspectos emocionales desde que ingresan en la universidad es necesario para proponer planes de mejora y rutas de apoyo a los jóvenes en riesgo³³.

El proceso de adaptación descrito a lo largo del manuscrito es importante, ya que es la base de un buen funcionamiento y podría impulsar algunas conductas académicas necesarias para los estudiantes de diferentes licenciaturas, incluyendo las ciencias de la salud^{34,35}.

Entre las limitaciones destaca que no pudo obtenerse una muestra de replicación. Si bien algunos estudios realizan de forma consecutiva análisis exploratorios y confirmatorios con la misma muestra^{11,16}, este es un procedimiento que debe realizarse con muestras independientes, no con la misma muestra¹⁴. Otra opción viable fue dividir la muestra (aproximadamente 230 por grupo), pero la cantidad resultaba insuficiente frente a la cantidad de ítems que se analizarían, debido a que otro estudio ya observó esa limitación y sugirió muestras mayores de 500 personas¹¹.

En cuanto a las recomendaciones, al ser una línea de trabajo emergente en Perú, sería conveniente explorar la adaptación en estudiantes de universidades públicas, así como analizar las diferencias por género desde un enfoque de invarianza de medición. Desde el punto de vista instrumental sería conveniente confirmar la estructura resultante con una muestra independiente y explorar la estabilidad del constructo con un enfoque de invarianza longitudinal, así como la validez predictiva con respecto a criterios externos (e. g. calificaciones). Del mismo modo, sería conveniente analizar, desde un enfoque confirmatorio, el efecto del método asociado a los ítems invertidos que integran el SACQ-PE.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Bibliografía

- Feldt RC, Graham M, Dew D. Measuring adjustment to college: Construct validity of the student adaptation to college questionnaire. *Meas Eval Couns Dev*. 2011;44:92–104, <http://dx.doi.org/10.1177/0748175611400291>.
- Baker RW, Siryk B. *Student Adaptation to College Questionnaire (SACQ): Manual*. Los Angeles: Western Psychological Services; 1989.
- Credé M, Niehorster S. Adjustment to college as measured by the student adaptation to college questionnaire: A quantitative review of its structure and relationships with correlates and consequences. *Educ Psychol Rev*. 2012;24:133–65, <http://dx.doi.org/10.1007/s10648-011-9184-5>.
- Bailey TH, Phillips L. The influence of motivation and adaptation on students' subjective well-being, meaning in life and academic performance. *High Educ Res Dev*. 2016;35:201–16, <http://dx.doi.org/10.1080/07294360.2015.1087474>.
- Baker RW, Siryk B. Exploratory intervention with a scale measuring adjustment to college. *J Coun Psychol*. 1986;33:31–8. Disponible en: <http://psycnet.apa.org/buy/1986-15882-001>.
- Tinto V. *Leaving college: Rethinking the causes and curse of student attrition*. 2nd ed Chicago: University of Chicago Press; 1993.
- Van Rooij EC, Jansen EP, van de Grift WJ. First-year university students' academic success: the importance of academic adjustment. *Eur J Psychol Educ*. 2018;33:749–67, <http://dx.doi.org/10.1007/s10212-017-0347-8>.
- Rodríguez MS, Tinajero C, Páramo MF. Pre-entry characteristics, perceived social support, adjustment and academic achievement in first-year Spanish university students: A path model. *J Psychol*. 2017;151:722–38, <http://dx.doi.org/10.1080/00223980.2017.1372351>.
- Páramo MF, Araújo AM, Tinajero C, Rodríguez MS. Predictores del ajuste de los estudiantes durante la transición a la Universidad en España. *Psicothema*. 2017;29:67–72, <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2016.40>.
- Vergara JR, Boj del Val E, Barriga OA, Díaz C. Factores explicativos de la deserción de estudiantes de pedagogía. *Rev Complutense Educ*. 2017;28:609–30. DOI: 10.5209/rev_RCED.2017.v28.n2.50009.
- Rodríguez MS, Tinajero C, Guisande MA, Páramo MF. The student adaptation to College Questionnaire (SACQ) for use with Spanish students. *Psychol Rep*. 2012;111:624–40, <http://dx.doi.org/10.2466/08.10.20.PRO.111.5.624-640>.
- Taylor MA, Pastor DA. A confirmatory factor analysis of the Student Adaptation to College Questionnaire. *Educ Psychol Meas*. 2007;67:1002–18, <http://dx.doi.org/10.1177/0013164406299125>.
- Carayon S, Gilles P. Développement du questionnaire d'adaptation des étudiants à l'université (Q.A.E.U.). *Orient Scol Profess*. 2005;34:165–89. Disponible en: <https://journals.openedition.org/osp/463>.
- Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anal Psicol*. 2014;30:1151–69, <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>.
- Dominguez-Lara S. Análisis factorial exploratorio y complejidad factorial: más allá de las rotaciones. *Enferm Clin*. 2016;26:401, <http://dx.doi.org/10.1016/j.enfcli.2016.06.001>.
- Almeida L, Ferreira J, Soares A. *Questionário de vivências acadêmicas (QVA e QVA-r)*. Minho: Universidade do Minho & Universidade de Coimbra; 1999.
- Rodríguez-Ayan MN, Sotelo ME. Cuestionario de adaptación a la vida universitaria (CAVU): desarrollo, estructura factorial y validación inicial. *Rev Arg Cs Comp*. 2014;6:40–9. Disponible en: <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/article/view/7951>.
- Abello R, Díaz A, Pérez M, Almeida L, Lagos I, Gonzales J, Strickland B. Vivencias e implicación académica en estudiantes universitarios: adaptación y validación de escalas para su evaluación. *Estud Pedagóg*. 2012;38:7–19. Disponible en: <https://scielo.conicyt.cl/pdf/estped/v38n2/art01.pdf>.
- Márquez D, Ortiz S, Rendón M. Cuestionario de vivencias académicas en su versión reducida (QVA-r): un análisis psicométrico. *Rev Colomb Psicol*. 2009;18:33–52. Disponible en: <https://revistas.unal.edu.co/index.php/psicologia/article/view/1450>.
- Aquino J. *Adaptación a la vida universitaria y resiliencia en becarios. Tesis de licenciatura*. Lima, Perú: Universidad Católica del Perú; 2017.
- Girón L, González D. Determinantes del rendimiento académico y la deserción estudiantil en el programa de

- economía de la Pontificia Universidad Javeriana de Cali. *Gestión Economía Des.* 2005;3:173–201. Disponible en: http://revistaeconomia.puj.edu.co/html/articulos/Numero_3/9.pdf.
22. Suárez-Alvarez J, Pedrosa I, Lozano LM, García-Cueto E, Cuesta M, Muñoz J. Using reversed items in Likert scales: A questionable practice. *Psicothema*. 2018;30:149–58, <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2018.33>.
 23. Watkins MW. Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *J Black Psychol.* 2018;44:219–46, <http://dx.doi.org/10.1177/0095798418771807>.
 24. Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén; 1998–2012.
 25. McDonald RP, Ho MHR. Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychol Methods*. 2002;7:64–82, <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.7.1.64>.
 26. West SG, Taylor AB, Wu W. Model fit and model selection in structural equation modeling. En: Hoyle RH, editor. *Handbook of structural equation modeling*. New York, NY: Guilford; 2012. p. 209–31.
 27. Saris WE, Satorra A, van der Veld WM. Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Struct Equ Modeling*. 2009;16:561–82, <http://dx.doi.org/10.1080/10705510903203433>.
 28. Domínguez-Lara S, Merino-Soto C. Análisis de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Rev Arg Cs Comp.* 2018;10:19–24, <http://dx.doi.org/10.30882/1852.4206.v10.n2.19595>.
 29. Ferrando PJ, Lorenzo-Seva U. El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anal Psicol.* 2014;30:1170–5, <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199991>.
 30. Savalei V. The relationship between root mean square error of approximation and model misspecification in confirmatory factor analysis models. *Educ Psychol Meas.* 2012;72:910–32, <http://dx.doi.org/10.1177/0013164412452564>.
 31. Heene M, Hilbert S, Draxler C, Ziegler M, Bühner M. Masking misfit in confirmatory factor analysis by increasing unique variances: A cautionary note on the usefulness of cutoff values of fit indices. *Psychol Methods*. 2011;16:319–36, <http://dx.doi.org/10.1037/a0024917>.
 32. Himmel E. Modelos de análisis de la deserción estudiantil en la educación superior. *Rev Calidad Educ.* 2002;17: 91–108.
 33. Gravini-Donado M, Fernández M, Altahona Y. Análisis de los determinantes de la deserción estudiantil: una estrategia efectiva para disminuir el abandono en la educación superior. En: Gravini-Donado M, Marín J, Falla S, editores. *Aportes a la calidad educativa desde la investigación*. Barranquilla: Ediciones Universidad Simón Bolívar; 2017. p. 169–84.
 34. Martín AN. El aprendizaje autorregulado en estudiantes de ciencias de la salud: recomendaciones de mejora de la práctica educativa. *Educ Med.* 2018;19:193–200, <http://dx.doi.org/10.1016/j.edumed.2016.12.012>.
 35. Wasityastuti W, Susani YP, Prabandari YS, Rahayu GR. Correlation between academic motivation and professional identity in medical students in the Faculty of Medicine of the Universitas Gadjah Mada Indonesia. *Educ Med.* 2018;19:23–9, <http://dx.doi.org/10.1016/j.edumed.2016.12.010>.