



Psicología Educativa

ISSN: 1135-755X

ISSN: 2174-0526

Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

Vergara-Morales, Jorge; Valle, Milenko Del; Díaz, Alejandro; Pérez, María Victoria
Adaptación de la Escala de Satisfacción Académica en Estudiantes Universitarios Chilenos
Psicología Educativa, vol. 24, núm. 2, 2018, Julio-Diciembre, pp. 99-106
Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid

DOI: <https://doi.org/10.5093/psed2018a15>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=613769979007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

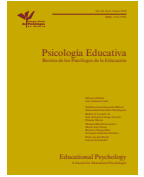


Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto



Psicología Educativa

<http://journals.copmadrid.org/psed>



Adaptación de la Escala de Satisfacción Académica en Estudiantes Universitarios Chilenos

Jorge Vergara-Morales^a, Milenko Del Valle^b, Alejandro Díaz^a y María Victoria Pérez^a

^aUniversidad de Concepción, Chile; ^bUniversidad de Antofagasta, Chile

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:
Recibido el 1 de diciembre de 2017
Aceptado el 10 de abril de 2018

Palabras clave:
Satisfacción académica
Análisis factorial exploratorio (AFE)
Análisis factorial confirmatorio (AFC)
Análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM)

Keywords:
Academic satisfaction
Exploratory factor analysis (EFA)
Confirmatory factor analysis (CFA)
Multi-group confirmatory factor analysis (MCFA)

RESUMEN

El análisis de la satisfacción académica constituye un aspecto clave para explicar la calidad del aprendizaje. Para medir el constructo, actualmente se dispone de la Escala de Satisfacción Académica (ESA), instrumento de medida basado en la perspectiva del bienestar psicológico. Debido a que no se cuenta con antecedentes sobre su aplicación en el contexto de la educación superior chilena, el objetivo del estudio fue evaluar la estructura factorial, consistencia interna y validez de la ESA en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. Los participantes fueron 608 estudiantes de siete universidades chilenas. Los resultados del análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) apoyaron la estructura unifactorial propuesta en el modelo original. Finalmente, los resultados del análisis factorial confirmatorio multigrupo (AFCM) apoyaron la invarianza del modelo de medida entre estudiantes mujeres y hombres. Se concluye que la ESA presenta adecuadas propiedades psicométricas para medir la satisfacción académica en estudiantes universitarios chilenos.

Adaptation of the Academic Satisfaction Scale in Chilean university students

ABSTRACT

The analysis of academic satisfaction is a key aspect to explain the quality of learning. To measure the construct, currently there is the Academic Satisfaction Scale (ASS), a measurement instrument based on the psychological well-being perspective. Since there is no background regarding its application in the context of Chilean higher education, the aim of the study was to assess the factor structure, internal consistency, and validity of the ASS in a sample of Chilean university students. The participants were 608 students from seven Chilean universities. The exploratory factor analysis (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA) results supported the unifactorial structure proposed in the original model. Finally, the Multi-Group confirmatory factor analysis (MCFA) results supported the measurement model invariance between female and male students. It is concluded that the ASS has adequate psychometric properties to measure academic satisfaction in Chilean university students.

La satisfacción académica se plantea como un proceso dinámico que puede verse afectado tanto por las características de la institución como por la forma en que los estudiantes perciben y comprenden su entorno de aprendizaje (Medrano, Fernández y Pérez, 2014; Ramos et al., 2015). Su importancia se basa en la capacidad para influir en la explicación de experiencias educativas tales como la adaptación académica, la integración social, el bienestar, la persistencia, el desempeño académico, el éxito académico y la permanencia de los estudiantes (Abarca, Cáceres, Jiménez, Moraleda y Romero, 2013; Medrano y Pérez, 2010; Merino-Soto, Dominguez-Lara y Fernández-Arata, 2016; Righi, Polydoro y Angeli, 2006).

La satisfacción en el ámbito académico ha sido estudiada desde diferentes aproximaciones conceptuales, sustentadas desde

enfoques teóricos diversos. Las investigaciones actuales se han orientado principalmente desde dos perspectivas: (1) centrada en la calidad del servicio y (2) centrada en el bienestar psicológico.

Perspectiva Centrada en la Calidad del Servicio

En el ámbito educativo, la calidad del servicio se ha relacionado con un conjunto de atributos de la gestión institucional sobre los cuales los estudiantes evalúan el cumplimiento de sus expectativas asociadas con su experiencia académica (Abarca et al., 2013). De esta manera, la calidad percibida por los estudiantes está basada en el grado en que los servicios o productos

Para citar este artículo: Vergara-Morales, J., Del Valle, M., Díaz, A. y Pérez, M. V. (2018). Adaptación de la escala de satisfacción académica en estudiantes universitarios chilenos. *Psicología Educativa*, 24, 99-106. <https://doi.org/10.5093/psed2018a15>

Correspondencia: jorvergara@udec.cl (J. Vergara-Morales).

ISSN: 1135-755X/© 2018 Colegio Oficial de Psicólogos de Madrid. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

satisfacen sus requerimientos y necesidades (Álvarez, Chaparro y Reyes, 2014).

Este proceso se relaciona con la eficacia de la gestión institucional, ya que la percepción del estudiante “servirá como indicador para el mejoramiento de la gestión y el desarrollo de los programas académicos” (Álvarez et al., 2014, p. 6). En este sentido, la satisfacción en el ámbito académico puede ser entendida como:

La valoración de la experiencia global de los estudiantes en la universidad con relación al conjunto de servicios que ofrece no sólo a nivel docente sino que también se incluyen los servicios de apoyo al estudio y los servicios generales, tales como los relacionados con el desarrollo deportivo, cultural y convivencial (Tumino y Poitevin, 2013, p. 67).

Desde esta perspectiva, el análisis de la satisfacción académica se ha realizado principalmente a través del modelo SERVQUAL (Duque y Gómez, 2014; Maneiro, Mejías, Romero y Zerpa, 2008; Mejías, Valle y Vega, 2013; Torres y Vásquez, 2015), desde el cual se ha definido la calidad del servicio como “la diferencia entre las percepciones por parte de los clientes del servicio y las expectativas previas” (Alvarado-Lagunas, Luyando-Cuevas y Picazzo-Palencia, 2015, p. 63).

A partir de este modelo, la satisfacción de los estudiantes ha sido medida mediante la Escala SERVQUAL en sus diferentes versiones y adaptaciones. Esta escala mide la calidad del servicio desde cinco dimensiones: (1) los elementos tangibles, (2) la fiabilidad, (3) la capacidad de respuesta, (4) la seguridad y (5) la empatía (Alvarado-Lagunas et al., 2015). Se compone de 22 ítems, que se responden en una escala Likert de 5 puntos, midiendo por separado las expectativas y las percepciones (Duque y Gómez, 2014).

La evaluación psicométrica de la escala ha presentado una adecuada fiabilidad y validez de constructo en diferentes contextos. Por un lado, el análisis factorial exploratorio ha mostrado una estructura de cinco factores (Mejías, 2005; Mejías, Reyes y Maneiro, 2006), que también se ha presentado en versiones modificadas (Çerri, 2012; Santamaría y Mejías, 2013; Suárez-Parra y Zipaquirá-Vargas, 2016). Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio sobre versiones modificadas que incluyeron los cinco factores ha presentado modelos de medida con buenos índices de ajuste a los datos observados (Çerri, 2012; Vergara y Quesada, 2011).

Algunas adaptaciones de la escala han mostrado puntuaciones con una adecuada validez de criterio concurrente y predictiva (Maneiro et al., 2008; Mejías et al., 2006; Santamaría y Mejías, 2013; Suárez-Parra y Zipaquirá-Vargas, 2016).

Para el caso de la educación superior en Chile, los estudios revisados muestran un distanciamiento del modelo SERVQUAL, centrando el análisis de la satisfacción en aspectos mayormente vinculados con el proceso de enseñanza-aprendizaje. Por un lado, estos aspectos se basan en la importancia del profesor para la prestación de un servicio docente que facilite el proceso de aprendizaje. Por otro lado, se basan en el involucramiento del estudiante como destinatario y, en especial, como responsable del proceso de aprendizaje (González-Arias, Carabantes y Muñoz-Carreño, 2016).

En este sentido, la satisfacción de los estudiantes ha sido medida a través de la Escala U-CalS (Torres y Araya, 2010), constituida por 24 ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos. La satisfacción del estudiante respecto del servicio educativo se mide a través de las siguientes dimensiones: (1) actitud y comportamiento del profesor, (2) competencias del profesor, (3) malla curricular, (4) personal administrativo, (5) instalaciones y (6) organización del curso.

La validez de constructo se ha evaluado mediante análisis factorial de tipo exploratorio y confirmatorio, cuyos resultados han permitido avalar una estructura factorial de seis factores. Las puntuaciones de los factores han presentado una adecuada fiabilidad, con coeficientes alfa de Cronbach entre .72 y .88. Finalmente, se ha observado una adecuada validez de criterio concurrente, la cual ha sido evaluada a través de la relación con criterios que miden la satisfacción de los estudiantes con su universidad (Torres y Araya, 2010).

Otro de los instrumentos aplicados corresponde a la Escala de Apreciación de la Calidad del Programa de Asignatura (EACPA) (González-Arias et al., 2016), la cual se compone de 20 ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos. La satisfacción de los estudiantes se mide a través de las siguientes dimensiones: (1) calidad de los objetivos y contenidos, (2) calidad didáctica y evaluación y (3) resguardo de aspectos formales.

La validez de constructo se ha evaluado mediante análisis factorial exploratorio, cuyos resultados han permitido apoyar una estructura factorial de tres factores que explican el 55.3% de la varianza total. Las puntuaciones de los factores han presentado una adecuada fiabilidad, con coeficientes alfa de Cronbach entre .82 y .93. Finalmente, se ha observado una adecuada validez de criterio concurrente, la cual se ha evaluado a través de la relación con las dimensiones de la Escala U-CalS (González-Arias et al., 2016).

El Cuestionario de Satisfacción de los Estudiantes (Palominos-Belmar, Quezada-Llanca, Osorio-Rubio, Torres-Ortega y Lippi-Valenzuela, 2016) corresponde a otro instrumento utilizado para medir la satisfacción con el servicio educativo. Se compone de 37 ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos. La satisfacción del estudiante se mide a través de las siguientes dimensiones: (1) satisfacción general del usuario, (2) calidad percibida del servicio docente, (3) calidad percibida del servicio administrativo, (4) calidad percibida del servicio de equipamiento e infraestructura, (5) involucramiento o coproducción del usuario, (6) resultados del servicio y (7) reputación del servicio.

La evaluación de la validez de constructo se ha realizado mediante análisis factorial exploratorio, cuyos resultados han permitido apoyar una estructura factorial de siete factores que explican el 63% de la varianza total. Las puntuaciones de los factores han presentado una adecuada fiabilidad, con coeficientes alfa de Cronbach entre .78 y .93 (Palominos-Belmar et al., 2016).

A partir de la revisión de los antecedentes sobre la perspectiva de la satisfacción centrada en la calidad del servicio, se identificaron instrumentos con adecuadas propiedades psicométricas para medir la satisfacción académica de estudiantes universitarios chilenos.

Perspectiva Centrada en el Bienestar Psicológico

Desde esta perspectiva se plantea que la satisfacción es “un componente cognitivo del bienestar psicológico que refiere a las valoraciones que las personas realizan al comparar sus aspiraciones con sus logros alcanzados” (Medrano et al., 2014, p. 545). Estas valoraciones constituyen juicios que pueden ser realizados considerando la vida en su conjunto o dominios específicos como la experiencia académica (Medrano et al., 2014; Osorio-Álvarez y Parra, 2015).

La satisfacción en el dominio académico se define como “el bienestar y disfrute que los estudiantes perciben al llevar a cabo experiencias vinculadas a su rol como estudiantes” (Medrano y Pérez, 2010, p. 6). Otra de las definiciones sostiene que la satisfacción académica se refiere a una favorable “evaluación subjetiva de un estudiante, de los diversos resultados y experiencias relacionados con la educación” (Insunza et al., 2015, p. 75).

Puede considerarse como una variable cognitivo-afectiva, ya que implica tanto el placer de los estudiantes como la evaluación de sus experiencias de aprendizaje. Se constituye en un factor relevante para evaluar los entornos educativos, debido a que posibilita la reestructuración necesaria para adaptarse a las necesidades de los estudiantes (Insunza et al., 2015; Righi et al., 2006).

Desde esta perspectiva, uno de los instrumentos utilizados para medir la satisfacción de los estudiantes corresponde a la Escala de Satisfacción Académica (ESA; Lent, Singley, Sheu, Schmidt y Schmidt, 2007), la cual se compone de siete ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos. Estos ítems se agrupan en un solo factor

que mide la percepción del bienestar y disfrute de los estudiantes respecto de su comportamiento relacionado a su rol como estudiantes (Medrano et al., 2014).

La particularidad de esta escala es que se basa en un modelo social cognitivo de la satisfacción académica, desde el cual se plantea que:

Los estudiantes que informan altos niveles de satisfacción académica se caracterizan por estar progresando en sus metas académicas, poseer creencias elevadas acerca de sus capacidades para lograr un buen rendimiento en las tareas y actividades propias de su carrera, presentar expectativas positivas respecto a las consecuencias de ser estudiante universitario y, finalmente, perciben un apoyo social adecuado para alcanzar sus metas educacionales (Medrano y Pérez, 2010, p. 6).

Diversas aplicaciones de la escala han presentado puntuaciones con altos niveles de fiabilidad, observándose coeficientes alfa de Cronbach entre .86 y .94 (Lent et al., 2005; Lent et al., 2007; Medrano et al., 2014). La aplicación de la escala en idioma español presentó una adecuada validez de constructo, ya que los resultados del análisis factorial exploratorio permitieron sostener una estructura unifactorial (Medrano et al., 2014).

Otro de los instrumentos utilizados corresponde al Cuestionario de Satisfacción Académica (Soares, Vasconcelos y Almeida, 2002), el cual se compone por 13 ítems que se responden en una escala Likert de 5 puntos. La satisfacción de los estudiantes se mide a través de las siguientes dimensiones: (1) social-relacional, que incluye la calidad de las relaciones que se establecen tanto al interior como fuera del contexto universitario, (2) institucional, asociada a la infraestructura, equipos y servicios disponibles en la institución, y (3) plan de estudios, referida a las actividades y características del curso en el que los estudiantes están matriculados (Medrano y Pérez, 2010).

La evaluación de las propiedades psicométricas del cuestionario ha presentado una adecuada validez de constructo, ya que los resultados del análisis factorial exploratorio han permitido sostener una estructura factorial de tres factores. Las puntuaciones de los factores han presentado niveles moderados de fiabilidad, con coeficientes alfa de Cronbach entre .63 y .75 (Soares et al., 2002).

Para el caso de Chile, la aplicación del Cuestionario de Satisfacción Académica mostró resultados que difieren de la estructura factorial de la escala original. En relación con la validez de constructo, los resultados del análisis factorial exploratorio mostraron una estructura unifactorial que explica el 80% de la varianza total. Por otro lado, las puntuaciones de la escala presentaron un adecuado nivel de fiabilidad ($\alpha = .79$) (Insunza et al., 2015).

Sin embargo, no se encontraron antecedentes sobre la aplicación de la ESA en el contexto chileno de educación superior. Debido a que la satisfacción académica de los estudiantes se relaciona positivamente con la calidad de los aprendizajes, es importante ampliar la disponibilidad de instrumentos con propiedades psicométricas adecuadas para medir el constructo. Por lo tanto, el objetivo del estudio fue evaluar la estructura factorial, consistencia interna y validez de la Escala de Satisfacción Académica (ESA) en una muestra de estudiantes universitarios chilenos.

Método

Participantes

Los participantes fueron 608 estudiantes universitarios de primer año, procedentes de siete universidades de la zona centro-sur de Chile. Un 59.7% de los estudiantes fueron mujeres ($n = 363$) y un 40.3% fueron hombres ($n = 245$). El rango de edad varió entre 17 y 50 años, con una edad media de 20.79 años ($DT = 4.19$). La selección de los participantes se realizó mediante una estrategia de muestreo no probabilístico de tipo incidental, basada en la elección de grupos intactos.

Instrumentos

Escala de Satisfacción Académica (ESA). Se compone de 7 ítems que constituyen un único factor que mide el bienestar y disfrute que los estudiantes perciben en relación a su rol como estudiantes (Lent et al., 2007). En este estudio se utilizó la versión adaptada al español (Medrano et al., 2014), en la cual se modificaron los ítems 1, 2, 5 y 6 para contextualizar la medición en el ámbito de la asignatura que los estudiantes cursaban al momento de la aplicación (p. ej., "me gusta lo que he aprendido en esta asignatura"). Esta modificación se realizó sin cambiar el significado de los ítems, que se respondieron en una escala Likert de 7 puntos que varió desde *totalmente en desacuerdo* (1) hasta *totalmente de acuerdo* (7).

Procedimiento

El estudio se realizó siguiendo los principios éticos definidos para la investigación con seres humanos (Acevedo, 2002). La recolección de los datos se realizó en la sala de clases, después de obtener las autorizaciones correspondientes. La aplicación del instrumento fue realizada por uno de los investigadores, en presencia del profesor, con una duración aproximada de 20 minutos.

La participación de los estudiantes fue voluntaria, garantizándose la estricta confidencialidad de la información.

Análisis de los Datos

Para evaluar la estructura factorial de la ESA se siguió la estrategia de validación cruzada, dividiendo aleatoriamente la muestra en dos mitades de igual tamaño. La primera sub-muestra ($n = 304$) se consideró para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el programa Factor versión 10. La adecuación de los datos se examinó a través de la prueba de esfericidad de Bartlett, contrastando la hipótesis nula referida a que la matriz de correlaciones es igual a la matriz identidad. Además, se calculó el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), cuyos valores $> .80$ indican que las correlaciones entre los pares de variables pueden ser explicadas por otras variables (Worthington y Whitaker, 2006).

Para la extracción de factores se utilizó el análisis factorial de rango mínimo [*Minimum Rank Factorial Analysis*, MRFA] con rotación oblicua Promin, ya que permite cambiar los resultados de una rotación ortogonal hasta lograr una solución con cargas factoriales lo más cercana a la estructura ideal (Thompson, 2004). El número de factores se determinó a través del análisis paralelo (AP), basado en la implementación óptima propuesta por Timmerman y Lorenzo-Seva (2011). Además, se utilizó el criterio de Kaiser (1960), considerando aquellos componentes con autovalores superiores a la unidad. Finalmente, se analizó el porcentaje de varianza total explicada, considerando adecuado una solución factorial que explique al menos el 50% de la varianza total (Merenda, 1997). Para asignar los ítems a los factores se consideraron las cargas factoriales $\geq .40$ (Costello y Osborne, 2005).

La adecuación del modelo factorial se evaluó mediante la comparación de la raíz media cuadrática residual (RMSR) con el valor criterio de Kelly (CK). Un valor RMSR inferior al valor CK indica un modelo adecuado. La consistencia interna se evaluó mediante el coeficiente alfa ordinal (α_o) debido a que la naturaleza de la escala fue de respuesta categórica. Se consideró un límite inferior de $\alpha_o = .80$ para indicar una fiabilidad adecuada (Elosua y Zumbo, 2008). Los estadísticos descriptivos se calcularon utilizando el programa IBM SPSS versión 21.

Para el caso de la segunda sub-muestra ($n = 304$), se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando el programa Mplus versión 7. El ajuste del modelo hipotético a los datos observados se evaluó mediante el método de estimación mínimos cuadrados

ponderados ajustado por la media y la varianza (WLSMV). De acuerdo a la revisión de los antecedentes, se sometió a prueba un modelo hipotético unifactorial que mide la satisfacción académica de estudiantes universitarios.

La bondad de ajuste del modelo se evaluó mediante los siguientes índices y criterios: a) χ^2 : valores no significativos indican un buen ajuste; b) χ^2/df : un buen ajuste se indica con valores inferiores a 2; c) índice de ajuste comparativo (CFI) y el índice de Tucker-Lewis (TLI): un ajuste aceptable se indica a través de valores $\geq .90$ y un buen ajuste está determinado por valores $\geq .95$; d) error cuadrático medio de aproximación (RMSEA): un ajuste aceptable está determinado por valores $\leq .08$ (IC del 90% $\leq .10$) y un buen ajuste se indica mediante valores $\leq .05$ (IC del 90% $\leq .08$) (Burnham y Anderson, 1998; Hu y Bentler, 1999). Se utilizó el comando MODINDICES para obtener sugerencias de modificación del modelo hipotético. Cuando las modificaciones se consideraron teóricamente aceptables, se elaboró una nueva especificación del modelo de medida.

La consistencia interna del constructo se evaluó mediante el coeficiente de fiabilidad compuesta (FC), considerando un valor $\geq .70$ para identificar una fiabilidad adecuada (Hair, Black, Babin y Anderson, 2010). Además, se calculó la varianza media extraída (AVE) para medir la cantidad de varianza que captura el constructo en relación con la cantidad de varianza debida al error de medición. Un valor de la AVE $> .50$ indica que la varianza extraída por el factor es superior a la varianza asociada al error (Bagozzi y Yi, 1988; Hair et al., 2010).

Para evaluar si la estructura factorial de la ESA es equivalente en diferentes grupos de estudiantes, se realizó un análisis factorial confirmatorio multi-grupo (AFCM) (Brown, 2006) considerando la totalidad de los participantes ($N = 608$). La invarianza factorial se evaluó utilizando la opción DIFFTEST del programa Mplus, observando las diferencias entre los valores χ^2 de los modelos de invarianza configural, métrica, fuerte y estricta. Si al comparar los modelos las diferencias no son significativas ($p > .05$), se acepta que el modelo de medida original se mantiene invariante entre los grupos (Muthén y Muthén, 2010).

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

Los resultados de la prueba de esfericidad de Barlett, $\chi^2_{(21)} = 1234.4$, $p < .001$, y de la prueba KMO (.89) apoyaron la realización del análisis factorial exploratorio de la ESA en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. Los resultados del análisis paralelo (AP)

indicaron que la solución de un único factor fue la que mejor representó los datos observados. Se identificó un factor con autovalor de 4.61, el cual explicó el 65.85% de la varianza total. Por otro lado, el valor de la RMSR estuvo por debajo del valor CK (RMSR = .059 < CK = .061), por lo que se aceptó la adecuación del modelo unifactorial de satisfacción académica. Finalmente, se observó que las puntuaciones de la ESA presentaron una adecuada fiabilidad, ya que el valor del alfa ordinal ($\alpha_o = .92$) fue superior al límite recomendado (ver Tabla 1).

Análisis Factorial Confirmatorio

En la Tabla 2 se muestran los resultados de la bondad de ajuste del modelo hipotético, los cuales no fueron suficientes para apoyar la estructura unifactorial del modelo de medida. Si bien se identificaron resultados positivos en el CFI (.98) y TLI (.99), los valores del RMSEA (.18) y de la prueba chi cuadrado ($\chi^2 = 153.35$, $p < .01$, $\chi^2/df = 10.95$) no cumplieron con los criterios exigidos para aceptar un valor adecuado.

A partir de las modificaciones sugeridas desde el comando MODINDICES, se reespecificó el modelo de medida a través de la correlación de los errores de los siguientes pares de ítems: a) ítem6-ítem7, b) ítem1-ítem7, c) ítem1-ítem6 y d) ítem3-ítem5 (ver Anexo).

En este estudio, la reespecificación del modelo de medida implicó los siguientes aspectos: (1) el interés por los contenidos curriculares se asoció con el gusto por lo aprendido, (2) la satisfacción con la decisión de cursar la asignatura se asoció tanto con el gusto por lo aprendido como con el entusiasmo por los contenidos transmitidos y (3) el disfrute de las clases se asoció con la estimulación en la enseñanza.

De acuerdo a la perspectiva del bienestar subjetivo, estas relaciones se sustentan en la medida que representan aspectos cognitivos y afectivos que constituyen el bienestar de los estudiantes respecto de su experiencia de aprendizaje. De esta manera, las relaciones entre los ítems son coherentes con el constructo de satisfacción académica, ya que representan un proceso psicológico constituido desde la discrepancia percibida entre las aspiraciones personales y logros, además del balance emocional implicado en las actividades de aprendizaje. En la Tabla 2 se presentan los resultados del modelo reespecificado, los cuales indicaron un buen ajuste a los datos observados (ver Tabla 2).

En la Tabla 3 se muestra que los ítems están significativa y fuertemente correlacionados con la variable latente que midieron. Para todos los casos se observaron valores $p < .01$ y cargas factoriales $> .50$. Por otro lado, el valor de la AVE (.66) indicó que la varianza extraída por el factor fue superior a la debida al error de medida. Finalmente, el valor del coeficiente FC (.93) fue superior al límite inferior recomendado (.70).

Tabla 1. Análisis factorial exploratorio ($N = 304$)

Ítems	M	DT	Carga factorial	¹
ítem1	6.19	1.10	.74	
ítem2	6.10	1.16	.68	
ítem3	5.63	1.25	.85	
ítem4	5.83	1.21	.70	
ítem5	6.04	1.13	.82	
ítem6	5.96	1.18	.88	
ítem7	6.28	1.01	.84	
Esfericidad de Bartlett				$\chi^2_{(21)} = 1234.4$, $p < .01$
KMO				.89
Análisis paralelo (AP)				1 factor
Autovalor				4.61
% de varianza explicada				65.85%
RMSR				.059
CK				.061
α ordinal				.92

Nota. ¹En esta columna se presentan los resultados de adecuación y fiabilidad del modelo unifactorial sometido a prueba.

Tabla 2. Índices de ajuste para los modelos estimados ($N = 304$)

Modelos	χ^2	(gl)	p	c^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	90% CI
Modelo 1 factor	153.35	14	< .01	10.95	.98	.97	.18	.16-.21
Modelo reespecificado	14.29	10	.16	1.43	.99	.99	.04	.00-.08

Tabla 3. Coeficientes de regresión y consistencia interna (modelo reespecificado)

Ítems	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Consistencia interna
Ítem 1	1.00	.76	
Ítem 2	1.03***	.77	
Ítem 3	1.25***	.95	
Ítem 4	0.99***	.75	
Ítem 5	1.10***	.83	
Ítem 6	1.07***	.81	
Ítem 7	1.05***	.79	
FC			.93
AVE			.66

*** $p < .001$.

Análisis Factorial Confirmatorio Multigrupo

En la [Tabla 4](#) se muestran los resultados del AFCM, a través del cual se evaluó si el modelo de medida reespecificado es invariante entre estudiantes mujeres y hombres. En primer lugar, el análisis consideró un modelo base (modelo 1) que establece el mismo patrón de carga factorial para los dos grupos (invarianza configural). A partir de los valores que presentaron los índices de ajuste, se aceptó la equivalencia de los modelos de medida básicos entre los grupos (CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .07).

En segundo lugar, se restringió el modelo base sobre las cargas factoriales (modelo 2), evaluándose la invarianza métrica. Los valores de los índices de ajuste permiten aceptar este nivel de invarianza, ya que los resultados de comparación de la prueba χ^2 no fueron significativos, observándose adecuados valores de ajuste del modelo de medida ($\chi^2 = 6.12$, $p = .41$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .04).

En tercer lugar, se incorporó una restricción sobre los interceptos de los ítems para evaluar la invarianza fuerte (M3). Al igual que el modelo anterior, los valores de los índices de ajuste permiten aceptar este nivel de invarianza ($\chi^2 = 52.66$, $p = .11$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .03).

Finalmente, se incluyó una restricción a nivel residual (M4), evaluándose la invarianza estricta. Al igual que el modelo anterior, los valores de los índices de ajuste permiten aceptar este nivel de invarianza ($\chi^2 = 10.88$, $p = .14$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .03).

Tabla 4. Análisis de invarianza factorial según sexo ($N = 608$)

Modelos	$\chi^2(p)$	CFI	ΔCFI	TLI	RMSEA
Modelo 1	NA	.99	NA	.99	.07
Modelo 2	6.12 ($p = .41$)	.99	.00	.99	.04
Modelo 3	52.66 ($p = .11$)	.99	.00	.99	.03
Modelo 4	10.88 ($p = .14$)	.99	.00	.99	.03

Nota. Modelo 1 = sin restricciones; modelo 2 = invarianza métrica; modelo 3 = invarianza fuerte; modelo 4 = invarianza estricta; NA = no aplica.

Discusión y Conclusiones

A través del estudio se analizaron las propiedades psicométricas de la ESA en una muestra de estudiantes universitarios chilenos. Esta investigación surgió a partir de la necesidad de ampliar la disponibilidad de instrumentos con propiedades psicométricas adecuadas para evaluar la satisfacción académica en el contexto de

la educación superior chilena, toda vez que se carece de antecedentes de medición desde la perspectiva de la satisfacción centrada en el bienestar psicológico.

Los resultados obtenidos a través del AFE permiten apoyar la estructura unifactorial de la ESA, por lo que se puede afirmar que se mantiene la solución factorial, tanto de la escala original ([Lent et al., 2007](#)) como de la versión en español ([Medrano et al., 2014](#)). Además, se identificó que los resultados tienen una alta confiabilidad en el contexto chileno de educación superior, observándose puntuaciones adecuadas en cuanto a su consistencia interna y pertinentes con el constructo teórico. De esta manera, se puede concluir que la solución unifactorial obtenida es consistente y estable en cuanto al modelo original.

En relación con los resultados obtenidos a través del AFC, no se pudo replicar por completo la estructura factorial original. Se plantea que los problemas de ajuste del modelo de medida se ocasionaron por la existencia de sesgos en las respuestas al cuestionario, ya que mostrar acuerdo-desacuerdo en ciertos ítems puede implicar diferentes niveles de error que probablemente correlacionarán con el error en las respuestas a otro tipo de ítems formulados de forma similar. Dado que al estimar la correlación de los errores se “controla la variación en las puntuaciones producida por el error de medida” ([Herrero, 2010, p. 291](#)), la reespecificación del modelo evidenció un buen ajuste a los datos observados, ya que se presentaron resultados adecuados en términos de fiabilidad y validez de la estructura interna.

Finalmente, la comparación del modelo de medida reespecificado entre estudiantes universitarios hombres y mujeres evidenció que la estructura unifactorial de la ESA es equivalente en ambos grupos. A través del AFCM se confirmó la invarianza factorial del modelo de medida en cuanto a las cargas factoriales, los interceptos, además de la varianza y covarianza de los errores.

De manera general, se concluye que los resultados de validez de la estructura interna de la ESA han sido satisfactorios, ya que se determinó una estructura factorial bastante similar a la escala original, con características psicométricas adecuadas y estables. Por lo tanto, se puede sugerir que, a través del modelo de medida reespecificado de la ESA, es posible obtener mediciones fiables y válidas de la satisfacción académica de los estudiantes en el contexto de la educación superior en Chile.

Como limitaciones del estudio, es relevante mencionar que no se pudo replicar por completo la estructura unifactorial de la ESA. Es importante que investigaciones posteriores incluyan estudiantes universitarios de diferentes cohortes para así observar cómo se comportan los resultados.

Otra limitación se refiere a que las puntuaciones de la ESA no fueron correlacionadas con variables externas. Es importante que investigaciones posteriores consideren este tipo de análisis para así ampliar la evidencia de validez del modelo de medida.

Extended Summary

This research arose from the need to expand the availability of instruments with adequate psychometric properties to assess the academic satisfaction in the context of Chilean higher education. The reviewed backgrounds indicate that the instruments used are based on a perspective focused on the service quality, where academic satisfaction is understood as the degree to which the services or academic products satisfy the requirements and needs of students ([Álvarez, Chaparro, & Reyes, 2014; Tumino & Poitevin, 2013](#)).

However, current studies have used the Academic Satisfaction Scale (ASS; Lent, Singley, Sheu, Schmidt, & Schmidt, 2007), an instrument based on a perspective focused on psychological well-being, where academic satisfaction is defined as “the well-being and enjoyment that students perceive in their experiences within the academic role” (Medrano, Fernández, & Pérez, 2014, p. 545).

Since there is no background on the application of the ASS in the context of Chilean higher education, the aim of the study was to assess the factorial structure, internal consistency, and validity of ASS in a sample of Chilean university students.

The participants were 608 first-year university students from seven Chilean universities (363 females and 245 males). The age range was 17-50 years ($M = 20.79$, $SD = 4.19$). The sampling strategy was non-probabilistic.

The measuring instrument was the Academic Satisfaction Scale (ASS) in the Spanish version (Medrano et al., 2014), composed of seven items grouped in a single factor. In this study, items 1, 2, 5, and 6 were modified to measure academic satisfaction with the course. The items were answered on a 7-point Likert scale (1 = *totally disagree* to 7 = *totally agree*).

To assess the factor structure of the ASS, the cross-validation strategy was followed, randomly dividing the sample into two halves of equal size. With the first subsample ($n = 304$) an exploratory factor analysis (EFA) was performed, through the minimum rank factor analysis (MRFA), with Promin rotation (Thompson, 2004). The internal consistency was assessed by the ordinal alpha coefficient (Elosua & Zumbo, 2008). In order to accept the factor solution, the values of the root mean square residual (RMSR) with the Kelly's criterion value (KC) were compared.

With the second subsample ($n = 304$), a confirmatory factor analysis (CFA) was performed, using the weighted least squares mean and variance adjusted (WLSMV). The MODINDICES command of the Mplus software was used to obtain suggestions for modifying the hypothetical model. The reliability of the construct was assessed by the composite reliability coefficient. Moreover, the average variance extracted (AVE) was calculated to measure the amount of variance that the construct captures in relation to the amount of variance due to the measurement error. An AVE value $> .50$ indicates that the variance extracted by the factor is higher than the variance associated with the error (Bagozzi and Yi, 1988; Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010).

The multi-group confirmatory factor analysis (MCFA) was performed to assess if the factor structure of the ASS is equivalent in different groups of students. For this, the DIFFTEST option of the Mplus software was used considering the total sample ($N = 608$).

The Bartlett's test, $\chi^2_{(21)} = 1234.4$, $p < .001$, and KMO test (.89) results supported the exploratory factor analysis of ASS in a sample of Chilean university students. A single factor with autovalue > 1 was identified, which explained 65.85% of the variance. The ASS scores showed adequate reliability ($\alpha_o = .92$). Finally, the unifactorial solution was accepted, since the value of the RMSR was lower than the KC value ($RMSR = .059 < KC = .061$).

The CFA results were not enough to support the unifactorial structure of the measurement model ($\chi^2/df = 10.95$, $p < .01$, CFI = .98, TLI = .98, RMSEA = .18 [0.16-0.21]). According to the modifications suggested from the MODINDICES command, the model was re-specified through the residual correlation of the following pairs of items: a) item6-item7, b) item1-item7, c) item1-item6, and d) item3-item5.

The model re-specification implied the following academic aspects: (1) the interest in the curricular contents was associated with the enjoyment for what was learned; (2) satisfaction with the decision to take the course was associated both with the enjoyment for what was learned and with the enthusiasm for the content transmitted; and (3) the enjoyment of the classes was associated with the teaching stimulation.

It is suggested that the fit problems of the unifactorial measurement model may be due to the existence of biases in the answers to the questionnaire, since showing agreement or disagreement in certain items may imply different levels of error. Finally, the re-specified model results indicated a good fit to the observed data ($\chi^2/df = 1.43$, $p > .05$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .04 [0.00-0.08]).

The measurement model showed an adequate internal consistency, since the composite reliability coefficient value (.93) was higher than .70. Furthermore, the AVE value (.66) indicated that the majority of the construct variance was explained by the factor.

The AFCM results indicated that the unifactorial structure of the ASS is equivalent for female and male students groups, confirming the invariance of the measurement model in the factor loadings (M2), the intercepts (M3), and the variance and covariance of the errors (M4) (M1: CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .07; M2: $\chi^2 = 6.12$, $p = .41$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .04; M3: $\chi^2 = 52.66$, $p = .11$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .03; M4: $\chi^2 = 10.88$, $p = .14$, CFI = .99, TLI = .99, RMSEA = .03).

In general, it is concluded that the validity results of the internal structure of the ESA have been satisfactory, since a factor structure was determined quite similar to the original scale, with adequate and stable psychometric characteristics. Therefore, it can be suggested that through the re-specified measurement model of ASS it is possible to obtain reliable and valid measurements of students' academic satisfaction in the context of Chilean higher education.

One limitation of the study has to do with the unifactorial structure of the ASS was not completely replicated. It is important that subsequent researches include university students from different cohorts to observe how the results behave.

Another limitation was the ESA scores were not correlated with external variables. It is important that subsequent researches consider this type of analysis, in order to extend the validity evidence of the measurement model.

Conflicto de Intereses

Los autores de este artículo declaran que no tienen ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

El primer autor agradece a CONICYT (Chile) por la beca (N° 21150419) concedida para estudios de doctorado.

Nota

¹Este artículo es parte del proyecto CONICYT, FONDECYT N° 1161502 titulado “Modelo explicativo de la permanencia y el abandono de los estudios universitarios, basado en procesos cognitivo-motivacionales”.

Referencias

- Abarca, S., Cáceres, S., Jiménez, E., Moraleta, V. y Romero, B (2013). Satisfacción de los alumnos con la institución universitaria y el rendimiento académico. *Reidocrea*, 2, 48-53. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10481/27613>
- Acevedo, I. (2002). Aspectos éticos en la investigación científica. *Ciencia y Enfermería*, 8(1), 15-18. <https://doi.org/10.4067/S0717-95532002000100003>
- Alvarado-Lagunas, E., Luyando-Cuevas, J. y Picazzo-Palencia, E. (2015). Percepción de los estudiantes sobre la calidad de las universidades privadas en Monterrey. *Revista Iberoamericana de Educación Superior*, 6(17), 58-76. <https://doi.org/10.22201/iiisue.20072872e.2015.17.1088>
- Álvarez, J., Chaparro, E. y Reyes, D. (2014). Estudio de la satisfacción de los estudiantes con los servicios educativos brindados por instituciones de educación superior del valle de Toluca. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 13(2), 5-26. Recuperado de <http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol13num2/art1.pdf>

- Bagozzi, R. P. y Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford
- Burnham, K. P. y D. R. Anderson (1998). *Model selection and inference: A practical information-theoretic approach*. New York, NY: Springer-Verlag.
- Çerri, S. (2012). Assessing the quality of higher education services using a modified servqual scale. *Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, 14, 664-679. Recuperado de <http://www.oeconomica.uab.ro/upload/lucrari/1420122/32.pdf>
- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>
- Duque, E. y Gómez, Y. (2014). Evolución conceptual de los modelos de medición de la percepción de calidad del servicio: una mirada desde la educación superior. *Suma de Negocios*, 5(12), 180-191. <https://doi.org/10.1016/j.neucir.2013.12.001>
- Elosua, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20, 896-901. Recuperado de <http://www.psicothema.com/pdf/3572.pdf>
- González-Arias, M., Carabantes, E. y Muñoz-Carreño, N. (2016). Construcción y validación de la Escala de Apreciación de la Calidad del Programa de Asignatura. Propuesta para el Estudio de la Calidad de la Docencia. *Formación Universitaria*, 9(1), 77-90. <https://doi.org/10.4067/S0718-50062016000100009>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. y Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall
- Hu, L. y Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Insunza, B., Ortiz, L., Pérez, C., Torres, G., McColl, P., Meyer, A., ... Bustamante, C. (2015). Estructura factorial y confiabilidad del Cuestionario de Satisfacción Académica en estudiantes de medicina chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación*, 2(40), 73-82. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459645432008>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141- 151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Lent, R., Singley, D., Sheu, H., Gainer, K., Brenner, B., Treistman, D. y Ades, L. (2005). Social cognitive predictors of domain and life satisfaction: Exploring the theoretical precursors of subjective well-being. *Journal of Counseling Psychology*, 52, 429-442. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.3.429>
- Lent, R., Singley, D., Sheu, H., Schmidt, J. y Schmidt, L. (2007). Relation of social-cognitive factors to academic satisfaction in engineering students. *Journal of Career Assessment*, 15, 87-97. <https://doi.org/10.1177/1069072706294518>
- Maneiro, N., Mejías, A., Romero, M. y Zerpa, J. (2008). Evaluación de la calidad de los servicios, una experiencia en la educación superior venezolana. *Educere*, 12(43), 797-804. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=35614570016>
- Medrano, A., Fernández, M. y Pérez, E. (2014). Computerized Assessment System For Academic Satisfaction (ASAS) for first-year university student. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 12, 541-562. <https://doi.org/10.14204/ejrep.33.13131>
- Medrano, A. y Pérez, E. (2010). Adaptación de la Escala de Satisfacción Académica a la población universitaria de Córdoba. *Summa Psicológica UST*, 7(2), 5-14. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3423953>
- Mejías, A. (2005). Validación de un instrumento para medir la calidad de servicio en programas de estudios universitarios. *Ingeniería Industrial*, 26, 20-25. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=360433559008>
- Mejías, A., Reyes, O. y Maneiro, N. (2006). Calidad de los servicios en la educación superior mexicana: aplicación del servqualing en Baja California. *Investigación y Ciencia*, 14(34), 36-41. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67403407>
- Mejías, A., Valle, M. y Vega, A. (2013). La calidad de los servicios universitarios: reflexiones a partir del estudio de casos en el contexto latinoamericano. *Industrial Data*, 16(2), 13-23. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=81632390003>
- Merenda, P. (1997). A guide to the proper use of factor analysis in the conduct and reporting of research: Pitfalls to avoid. *Measurement and evaluation in counseling and evaluation*, 30, 156-163.
- Merino-Soto, C., Domínguez-Lara, S. y Fernández-Arata, M. (2016). Validación inicial de una escala breve de satisfacción con los estudios en estudiantes universitarios de Lima. *Educación Médica*, 18, 74-77. <https://doi.org/10.1016/j.edumed.2016.06.016>
- Muthén, L. y Muthén, B. (2010). *Mplus users guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Osorio-Alvarez, M. y Parra, L. (2015). La satisfacción escolar en los estudiantes del primer año de la carrera de Médico Cirujano. *Investigación en Educación Médica*, 5(17), 3-10. <https://doi.org/10.1016/j.riem.2015.08.002>
- Palominos-Belmar, P., Quezada-Llanca, L., Osorio-Rubio, C., Torres-Ortega, J. y Lippi-Valenzuela, L. (2016). Calidad de los servicios educativos según los estudiantes de una universidad pública en Chile. *Revista Iberoamericana de Educación Superior*, 7(18), 130-142. <https://doi.org/10.22201/riisue.20072872e.2016.18.1132>
- Ramos, A., Tomaszewski, J., Lerch, V., Devos, E., Silva, R. y Saraiva, S. (2015). Satisfacción with academic experience among undergraduate nursing students. *Text Context Nursing*, 24, 187-195. <https://doi.org/10.1590/0104-07072015002870013>
- Righi, A., Polydoro, S. y Angeli, A. (2006). Escala de satisfação com a experiência acadêmica de estudantes do ensino superior. *Avaliação Psicológica*, 5, 11-20. Recuperado de <http://pepsic.bvsalud.org/pdf/avp/v5n1/v5n1a03.pdf>
- Santamaría, R. y Mejías, A. (2013). Análisis de la calidad de los servicios académicos: estudio de caso en Universidad Venezolana. *Ingeniería Industrial. Actualidad y Nuevas Tendencias*, 3(11), 67-74. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=215030400008>
- Soares, A., Vasconcelos, R. y Almeida, L. (2002). Adaptação e satisfação na universidade: apresentação e validação do Questionário de Satisfação Académica. En A. Pouzada, L. Almeida y R. Vasconcelos (eds.), *Contextos e dinâmicas da vida académica* (pp. 153-165). Consello Académico, Universidad do Minho. Guimarães, Portugal.
- Suárez-Parra, A. y Zipaquirá-Vargas, A. (2016). Validación de la escala SERVQUALing en la población de estudiantes de ingeniería de la Universidad de Boyacá. Caso servicios bibliográficos. *Revista Educación en Ingeniería*, 11(22), 24-30. <https://doi.org/10.26507/rei.v11n22.639>
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Torres, M. y Araya, L. (2010). Construcción de una escala para medir la calidad del servicio de las universidades: Una aplicación al contexto Chileno. *Revista de Ciencias Sociales*, 16(1), 54-67. Recuperado de http://www.scielo.org.ve/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1315-95182010000100006
- Torres, M. y Vásquez, C. (2015). Modelos de evaluación de la calidad del servicio: caracterización y análisis. *Compendium*, 18(35), 57-76. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=880431990005>
- Tumino, M. y Poitevin, E. (2013). Evaluación de la calidad de servicio universitario desde la percepción de estudiantes y docentes: caso de estudio. *REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 12(2), 63-84. Recuperado de <http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol12num2/art4.pdf>
- Vergara, J. y Quesada, V. (2011). Análisis de la calidad en el servicio y satisfacción de los estudiantes de Ciencias Económicas de la Universidad de Cartagena mediante un modelo de ecuaciones estructurales. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 13(1), 108-122. Recuperado de <http://redie.uabc.mx/vol13no1/contenido-vergaraquesada.html>
- Worthington, R. y Whittaker, T. (2006). Scale Development Research: A content analysis and recommendations for best practices. *Counseling Psychologist*, 34, 806-838. <https://doi.org/10.1177/0011000006288127>

Escala de Satisfacción Académica (ESA, versión adaptada)

Ítem	1	2	3	4	5	6	7
1. Estoy satisfecho con la decisión de haber cursado esta asignatura.							
2. Me siento cómodo con el ambiente educativo generado en esta asignatura.							
3. Disfruto de mis clases la mayor parte del tiempo.							
4. En general estoy satisfecho con mi experiencia académica.							
5. Disfruto cuando me estimulan intelectualmente en esta asignatura.							
6. Me entusiasman los contenidos transmitidos en esta asignatura.							
7. Me gusta lo que he aprendido en esta asignatura.							