

# BORDÓN

## Revista de Pedagogía



Volumen 68  
Número, 4  
2016

**SOCIEDAD ESPAÑOLA DE PEDAGOGÍA**

# CUESTIONARIO DE ACTITUDES HACIA LA ESTADÍSTICA (CAHE): EVIDENCIAS DE VALIDEZ Y FIABILIDAD DE LAS PUNTUACIONES EN UNA MUESTRA DE ALUMNOS DE EDUCACIÓN

## *Teacher training for university teachers: meaning, content Questionnaire of Attitudes Toward Statistics (QATS): evidence of validity and reliability of scores in a sample of education students*

XAVIER G. ORDÓÑEZ<sup>(1)</sup>, SONIA J. ROMERO<sup>(2)</sup> Y COVADONGA RUIZ DE MIGUEL<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup> Universidad Complutense de Madrid

<sup>(2)</sup> Universidad a Distancia de Madrid

DOI: 10.13042/Bordon.2016.41826

Fecha de recepción: 02/12/2015 • Fecha de aceptación: 09/02/2016

Autora de contacto / Corresponding Author: Covadonga Ruiz de Miguel. E-mail: covaruiz@ucm.es

---

**INTRODUCCIÓN.** Las actitudes son un conjunto de predisposiciones inferidas que orientan las acciones personales. El estudio de las actitudes hacia la estadística es relevante por sus efectos en el proceso de enseñanza-aprendizaje y en el desempeño académico/profesional de los alumnos. Se han encontrado alrededor de 17 instrumentos de medida de este constructo pero existe poco consenso en su estructura factorial, requiriendo mayor profundización. Es por ello que el objetivo del presente trabajo es proponer un nuevo test que combina ítems del SATS (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995) y del EAE (Auzmendi, 1992) y analizar las propiedades psicométricas de sus puntuaciones. **MÉTODO.** Se han aplicado los test SATS y EAE a una muestra de 836 alumnos universitarios. Primero se ha realizado una exploración detallada de la dimensionalidad de los 53-ítems que componen las dos escalas mediante Análisis-Factorial-Exploratorio (AFE), encontrando una estructura factorial diferente a la esperada, por ello se propone el test CAHE, compuesto por 24-ítems y 3-dimensiones. En una segunda fase se confirma dicha estructura mediante Análisis-Factorial-Confirmatorio (AFC) usando el método de Máxima-Verosimilitud-Robusta y la matriz de covarianzas-asintóticas. Siguiendo los índices de modificación, se llega a un test de 16-ítems con estructura tridimensional y un excelente ajuste del modelo de segundo orden. La tercera fase incluye el análisis de fiabilidad. **RESULTADOS.** Los resultados confirman la estructura tridimensional (*emociones positivas, emociones negativas y utilidad*), con un factor de segundo orden (*actitud*) que las resume. El modelo final presenta excelente ajuste ( $\chi^2=123.20$ ; 101gl;  $p=.066$ , RMSEA=.024; CFI=NNFI=1; SRMR=.045) y saturaciones significativas. La fiabilidad de las puntuaciones es mayor que la de los test originales. **DISCUSIÓN.** Este estudio ha permitido aclarar la estructura factorial del constructo por medio de la elaboración del CAHE, un instrumento de aplicación rápida y sencilla, con adecuadas propiedades psicométricas y con una estructura factorial sólida.

**Palabras clave:** *Actitudes de los estudiantes, Validez, Fiabilidad, Análisis factorial.*

---

## Introducción

Las actitudes hacia la estadística se pueden definir como aspectos inferidos, no observables directamente, compuestos tanto por las creencias como por sentimientos y predisposiciones comportamentales hacia el objeto al que se dirigen (Auzmendi, 1992). Por su parte, Gómez (2000) las define como una predisposición evaluativa (positiva o negativa) que determina las intenciones personales e influye en el comportamiento, mientras que para Gal y Garfield (1997) son una suma de emociones y sentimientos que se experimentan durante el periodo de aprendizaje de la materia objeto de estudio. Según Estrada (2002), las actitudes hacia una materia de estudio, la estadística, por ejemplo, son bastante estables, de diversa intensidad y se expresan positiva o negativamente en forma de agrado/desagrado o gusto/disgusto. En ocasiones, además, pueden representar sentimientos vinculados externamente a la materia (profesor, actividades, libro, etc.).

El estudio de las actitudes hacia la estadística ha venido incrementando su relevancia en los últimos años dentro del campo de la educación por sus efectos en el proceso de enseñanza-aprendizaje y en el desempeño académico y profesional de los alumnos, pues las actitudes negativas

suelen ser un obstáculo para el aprendizaje significativo (Vanhoof, Kuppens, Castro, Vershaffel y Onghena, 2011; Waters, Martelli, Zakrajsek y Popovich, 1988). Además, la estadística es muy importante en los primeros cursos y los estudiantes de ciencias del comportamiento suelen sentirse asustados y temerosos frente a una asignatura troncal como suele ser la estadística (Finney y Schraw, 2003). Por estos motivos, una medición precisa y con evidencias de validez de la actitud hacia la estadística en los futuros profesionales es deseable y necesaria no solo para el diagnóstico de casos individuales que merezcan atención sino también para el diseño de modelos instruccionales y motivacionales apropiados para el desarrollo de la asignatura. En un principio se consideraba la actitud como un constructo unidimensional, si bien, progresivamente se fueron introduciendo múltiples factores, identificando diversos componentes en los que se puede estructurar la actitud hacia una materia (Serrano, 2010). Las diferentes dimensiones o componentes identificadas se resumen en la tabla 1.

A partir de estas propuestas han ido surgiendo los diferentes instrumentos elaborados para la medición de las actitudes. Una revisión realizada por Carmona (2004), ofrece un total de 17 instrumentos de medida de las actitudes y la

**TABLA 1. Dimensiones componentes de la actitud hacia la estadística**

Auzmendi (1992), Gil (1999) y Gómez (2000)	Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio (1995)
Cognitivo. Expresiones de pensamiento, concepciones y creencias, acerca del objeto actitudinal	Afectivo. Sentimientos positivos o negativos hacia la estadística
Afectivo o emocional. Emociones y sentimientos que despierta la materia (reacciones subjetivas de acercamiento/huida, placer/dolor)	Competencia cognitiva. Percepción de la propia capacidad sobre conocimientos y habilidades intelectuales en estadística
Conductual o tendencial. Expresiones de acción o intención conductista/conductual que representan la tendencia a actuar	Valor. Utilidad, relevancia y valor percibido de la estadística en la vida personal y profesional
	Dificultad. Dificultad percibida

Fuente: Serrano (2010).

ansiedad hacia la estadística, casi todos compuestos por ítems con formato de respuesta tipo Likert. En Carmona (2004) puede verse un análisis detallado de las características de validez y fiabilidad.

En la tabla 2 se presentan las características principales de una selección de las 5 escalas más utilizadas, a partir del trabajo de Muñoz (2002).

Hasta los años noventa, las únicas medias de actitud hacia la estadística que ofrecían garantías psicométricas fueron las escalas SAS y ATS, siendo esta última la utilizada de forma más mayoritaria (Blanco, 2008). Posteriormente, estas escalas pasan a utilizarse como indicadores

de validez de nuevas escalas, destacando el instrumento desarrollado por Schau, Dauphinee y Del Vecchio en 1993, Survey of Attitudes Toward Statistics (SATS) que, tras su validación inicial, ha pasado a ser uno de los instrumentos más utilizados para medir la actitud hacia la estadística.

El SATS contempla 4 factores: afectivo, competencia cognitiva, valor y dificultad. La validación del cuestionario definitivo compuesto por 28 ítems se obtuvo correlacionándolo con la escala ATS de Wise obteniéndose relaciones significativas y positivas tanto a nivel de subescalas como a nivel total, por lo que los autores concluyen que el SATS es un buen instrumento multidimensional de medición de actitudes

**TABLA 2. Características principales de las 5 escalas más utilizadas para la medida de las actitudes hacia la estadística**

	SAS	ATS	EAE	SATS	EARE
Nombre de la prueba	Statistic Attitude Survey	Attitudes Toward Statistics	Escala de Actitudes hacia la Estadística	Survey of Attitudes Toward Statistics	Escala de Actitudes en Relación a la Estadística
Autor	Roberts y Bilderback	Wise	Auzmendi	Schau, Dauphinee y DelVecchio	Brito
Año	1980	1985	1991	1993	1998
Nº de ítems	33	29	25	28	20
Dimensiones	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Utilidad</li> <li>• Ansiedad</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Actitudes hacia el curso</li> <li>• Actitudes hacia el campo de estudio</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Ansiedad</li> <li>• Agrado</li> <li>• Utilidad</li> <li>• Motivación</li> <li>• Confianza</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Afectividad</li> <li>• Competencia cognitiva</li> <li>• Valor</li> <li>• Dificultad</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Actitud hacia la estadística</li> </ul>
Fiabilidad	0,93 – 0,95	Dimensión 1: 0,90 Dimensión 2: 0,92	Dimensión 1: 0,81 – 0,84 Dimensión 2: 0,79 – 0,83 Dimensión 3: 0,64 – 0,80 Dimensión 4: 0,61 – 0,71 Dimensión 5: 0,74 – 0,84	Dimensión 1: 0,81 – 0,85 Dimensión 2: 0,77 – 0,83 Dimensión 3: 0,80 – 0,85 Dimensión 4: 0,64 – 0,77	0,95

Fuente: Muñoz (2002).

hacia la estadística (Schau, Dauphinee y Del Vecchio, 1993).

La estructura factorial de la prueba (véase tabla 3) ha sido estudiada en distintas ocasiones a través de análisis factoriales confirmatorios (Carmona, 2004). Como se puede observar en la tabla 3, en 1993 Schau *et al.* no logran confirmar la estructura de cuatro factores propuesta por los autores debido a un pobre ajuste de los datos, sin embargo, en Schau *et al.* (1993) y en Schau *et al.* (1995) con un AFC de las puntuaciones en subgrupos de ítems (formados a partir de la suma de las puntuaciones a varios ítems del mismo factor), se consiguió un ajuste adecuado del modelo de cuatro factores. En Dauphinee, Schau y Stevens (1997) se encontró además que esa estructura factorial funcionaba igual en ambos sexos.

La Escala de Actitudes hacia la Estadística de Auzmendi (1992) es la primera que surge en lengua castellana y adaptada a la población española. Contempla la consideración unidimensional de las actitudes hacia las matemáticas y la estadística, recogiendo los factores más significativos (Estrada, 2002). Las pruebas de fiabilidad y validez de las puntuaciones ponen de manifiesto que las diferentes subescalas (tantas como factores) que constituyen el instrumento de medida total, así como la prueba en su conjunto, poseen una consistencia interna elevada. La escala tiene una correlación de 0.86 con el SAS de Roberts (Roberts y Bilderback, 1980) demostrando que mide efectivamente el constructo actitudes hacia la estadística. Esta escala contempla los factores utilidad, ansiedad, confianza, agrado y motivación.

Como se puede observar en la tabla 3, la escala de Auzmendi ha sido sometida en varias ocasiones a un AF de componentes principales con rotación varimax (Carmona, 2004). En Auzmendi (1992) el resultado de dicho análisis muestra una estructura de cinco factores que da cuenta del 60,7% de la varianza total. Posteriormente, Sánchez-López (1996) obtiene una

estructura factorial distinta, constituida por cuatro factores que explicaban el 53,5% de la varianza. Por su parte, Méndez y Macía (2007) encuentran una estructura de cuatro factores (rotación Equamax) que explican el 49% de la varianza. Tejero y Castro (2011), por su parte, obtienen una estructura de tres factores (respuesta fisiológica de calma o no ansiedad, predisposición activa y positiva y percepción de utilidad e importancia) que explican el 68% de la varianza.

Como se puede deducir de los antecedentes presentados anteriormente no existe un consenso en la composición de las escalas y se requiere mayor investigación y profundización en la estructura factorial de los instrumentos de medición del constructo. Es por este motivo que el objetivo del presente trabajo es proponer un instrumento de medición de las actitudes hacia la estadística, en español, que combina ítems del SATS (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995) y de la Escala de Actitudes hacia la Estadística (EAE) de Auzmendi (1992) y analizar las propiedades psicométricas de sus puntuaciones, tanto a nivel de su estructura factorial como de fiabilidad de la medida. Como objetivo complementario se pretende llegar a una versión precisa y con evidencias de validez, con la mínima cantidad de ítems posible, para lograr una prueba parsimoniosa, corta y eficaz para la medida del atributo.

## Método

### Participantes

Este trabajo se ha realizado con una muestra no aleatoria de 836 estudiantes universitarios de Pedagogía (127), Educación Infantil (267), Primaria (337) y Social (105) pertenecientes a la Universidad Complutense de Madrid quienes han participado voluntariamente y mediante consentimiento informado en este estudio. Los alumnos participantes estaban matriculados en la asignatura de Estadística, el 82,56% de la muestra se matriculaba por primera vez y el 16,8% no.

TABLA 3. Antecedentes de estudios sobre las propiedades psicométricas del SATS y la escala de Auzmendi

	Instrumento	
	EAE	SATS
Trabajo original	Auzmendi (1991)	Schau <i>et al.</i> (1995)
Nº de total de ítems	25	28
Nº de ítems por escala	Utilidad (5) / Ansiedad (5) / Confianza (5) / Agrado (5) / Motivación (5)	Competencia cognitiva (6) / Afecto (6) / Valor (9) / Dificultad (7)
Fiabilidad: consistencia interna	<ul style="list-style-type: none"> <li>Factor 1: <math>\alpha=.90</math></li> <li>Factor 2: <math>\alpha=.81</math></li> <li>Factor 3: <math>\alpha=.73</math></li> <li>Factor 4: <math>\alpha=.79</math></li> </ul> Méndez y Macía (2007) <ul style="list-style-type: none"> <li>Cognitivo: <math>\alpha=.85</math></li> <li>Afectivo: <math>\alpha=.87</math></li> </ul> (Mondéjar, Vargas y Bayot, 2008) Escala total: $\alpha=.90$ (Estrada, Bazán y Aparicio, 2013)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Competencia cognitiva: <math>\alpha=.77</math> / <math>\alpha=.90</math></li> <li>Afecto: <math>\alpha=.81</math> / <math>\alpha=.89</math></li> <li>Valor: <math>\alpha=.80</math> / <math>\alpha=.91</math></li> <li>Dificultad: <math>\alpha=.64</math> / <math>\alpha=.86</math></li> </ul> (Schau <i>et al.</i> , 1995 / Finney y Schraw, 2003) Total: $\alpha=.94$ (Cashin y Elmore, 2005)
Validez Factorial Exploratoria AFE	<ul style="list-style-type: none"> <li>Ajuste por componentes principales y rotación varimax 4 factores: seguridad, importancia, utilidad y deseo de saber (Darias, 2000)</li> <li>Escalamiento multidimensional (PROXCAL) 2 factores: afectivo y cognitivo (Mondéjar, Vargas y Bayot, 2008)</li> <li>Ajuste por componentes principales y rotación varimax 4 factores: competencia y valoración académica, valoración del rol, utilidad y gusto personal, disposición y comprensión (Estrada, Bazán y Aparicio, 2013)</li> </ul>	Estructura bifactorial conformada por un componente independiente para valor (Cashin y Elmore, 2005)
Validez Factorial Confirmatoria AFC	<ul style="list-style-type: none"> <li>Factorización de ejes principales con rotación equamax. 4 factores (no los etiquetan): (Méndez y Macía, 2007)</li> <li>Extracción con Máxima Verosimilitud 3 factores: respuesta fisiológica de calma, predisposición positiva y percepción de utilidad (Tejero y Castro, 2011)</li> </ul>	Ajuste global insatisfactorio del modelo de cuatro factores (Schau <i>et al.</i> , 1993) <ul style="list-style-type: none"> <li>Ajuste global satisfactorio con agrupamientos de ítems (Schau <i>et al.</i>, 1995)</li> <li>Ajuste global satisfactorio con agrupamientos de ítems (Schau <i>et al.</i>, 1995)</li> </ul>
Otros estudios representativos que emplean la medida	<ul style="list-style-type: none"> <li>Sánchez-López (1996)</li> <li>Mondéjar, Vargas y Mondéjar (2007)</li> <li>Montero, Pedroza, Astiz y Villanova (2015)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>Schutz <i>et al.</i> (1997)</li> <li>Wisembaker y Scott, (1997)</li> <li>Geske <i>et al.</i> (2000)</li> <li>Sorge y Schau (2002)</li> <li>Mills (2004)</li> </ul>

Fuente: Blanco (2008) lo referente al SATS y elaboración propia lo referente al EAE.

La muestra ha estado conformada por un 16,46% de hombres y un 82,54% de mujeres. El rango de edad de los participantes del

estudio oscila entre 17 y 65 años con una media de 20.42 (SD=3.98). Respecto a su procedencia académica un 63,26% habían realizado

bachillerato y un 31,75% formación profesional, adicionalmente un 78,38% provienen de un bachillerato con énfasis en humanidades y ciencias sociales, un 18,51% en ciencias y un 2,7% en artes. Un 49,28% considera que tiene unos conocimientos básicos de estadística, un 28,35% cree que sus conocimientos son medios, un 14,83% considera que son nulos y solo un 6,22% afirma tener conocimientos avanzados.

### Instrumento

Para la elaboración del Cuestionario de Actitudes Hacia la Estadística (CAHE) se ha partido de dos escalas comúnmente utilizadas para medir las actitudes hacia la estadística, cuyas propiedades se han presentado en el apartado anterior: el Cuestionario de Actitudes hacia la Estadística, SATS (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995) y la Escala de Actitudes hacia la Estadística (EAE) de Auzmendi (1992).

Respecto al SATS se ha utilizado la versión original del test traducida al español en el artículo de Figueroa, Pérez, Baccelli, Prieto y Moler (2012). Se compone de 28 afirmaciones (9 positivas y 19 negativas) que se responden en una escala tipo Likert con 5 opciones de respuesta que varían desde *completamente en desacuerdo* hasta *completamente de acuerdo*. Consta de las siguientes 4 subescalas: (a) *afectiva* (6 ítems), que consiste en sentimientos positivos y negativos relacionados con la estadística; (b) *cognitiva* (6 ítems), se refiere al conocimiento intelectual y habilidades percibidas respecto a la estadística; (c) *dificultad* (7 ítems), relacionada con consideraciones sobre la dificultad de la estadística como materia y (d) *valor* (9 ítems), correspondiente a la utilidad y relevancia de la estadística en la vida personal y profesional.

Por otra parte, se ha utilizado el EAE en su primera versión (Auzmendi, 1992) se compone de 25 afirmaciones (16 positivas y 9 negativas) que también se responden en una escala tipo Likert con 5 opciones de respuesta y consta de

las siguientes cinco escalas: (a) *utilidad* (5 ítems), que corresponde a la relevancia y beneficios que aporta la materia a la vida del alumno; (b) *ansiedad* (5 ítems), que se refiere a reacciones de temor que genera la Estadística; (c) *confianza* (5 ítems), se refiere a la seguridad que siente respecto a la materia; (d) *agrado* (5 ítems), que incluye sentimientos de gusto por (e) la *estadística y motivación* (5 ítems) correspondiente al grado de interés que suscita la materia.

### Procedimiento y análisis de datos

El presente trabajo se ha realizado en varias fases:

Fase 1. Análisis Factorial Exploratorio (AFE). En la primera fase se han realizado los análisis exploratorios, inicialmente con los 53 ítems que componen los dos test, hasta llegar, finalmente, a una solución con 24 ítems y 3 dimensiones. La entrada para el análisis ha sido la matriz de correlaciones policóricas. Dicha matriz ha sido examinada utilizando el test de esfericidad de Barlett, las pruebas de Steiger y Jennrich y el índice KMO para detectar la adecuación del análisis. Para extraer los factores se ha usado el método MINRES (Harman y Jones, 1966), ya que no requiere la estimación inicial de las comunalidades y es muy eficiente en términos computacionales (Ferrando y Anguiano, 2010). Para decidir el número de factores a retener se ha utilizado el método Análisis Paralelo (Horn, 1965) y el MAP (Minimum Average Partial) de Velicer (1976) como sugieren Ruiz, San Martín y Pardo (2010). La muestra de sujetos empleada para los análisis exploratorios ha sido una muestra aleatoria de la mitad de los participantes (430 sujetos) de los cuales fueron válidos para el análisis 381.

Fase 2. Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). El AFC se ha llevado a cabo haciendo uso del método de Máxima Verosimilitud Robusta (RML,

en inglés) usando la matriz de covarianzas asintóticas. Según Jöreskog y Sörbom (2006), el RML es apropiado para datos en los que se desconoce o no se presenta una distribución normal multivariada y la muestra de datos no es lo suficientemente grande, además, estudios de simulación han demostrado que los estimadores obtenidos por RML con el estadístico de  $\chi^2$  escalado de Satorra-Bentler son superiores a los estimadores de mínimos cuadrados (Boomsma y Hoogland, 2001). La muestra de sujetos empleada fue de 425 sujetos (la otra mitad de la muestra total), de los cuales fueron válidos para el análisis 384. El ajuste del modelo ha sido evaluado con un criterio mixto propuesto por Brown y Moore (2014) que incluye el  $\chi^2$  escalado de Satorra-Bentler, la raíz media cuadrática del error (RMSEA), y su intervalo de confianza al 90%, los residuales cuadráticos medios (SRMR) y los índices de ajuste no normado (NNFI) y comparativo (CFI). Los valores recomendados para un ajuste adecuado son:  $RMSEA < .05$ ,  $CFI > .95$ ,  $NNFI > .95$  y  $SRMR < .08$  (Brown y Moore, 2014). También se ha tenido en cuenta el criterio de información de Akaike (AIC) y AIC saturado para considerar el posible sobreajuste del modelo, se selecciona el modelo con un AIC más bajo.

Fase 3. Fiabilidad. La fiabilidad ha sido estudiada mediante la consistencia interna de cada escala (Alpha de Cronbach) y para la puntuación total. Adicionalmente se ha calculado el intervalo de confianza para cada uno de los coeficientes Alpha.

### Software

El AFE se realizó en el SPSS 21 (IBM, 2012) haciendo uso del complemento SPSS R-Menu que permite hacer análisis factorial ordinal a través de R desde SPSS (Basto y Pereira, 2012), la versión de R empleada fue la 2.14.0 (R Core Team, 2012). El AFC se realizó a través de Lisrel 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006) y la estimación de los intervalos de confianza para la fiabilidad con el

paquete ltm versión 1.0-0 (Rizopoulos, 2006) para R.

## Resultados

A continuación se presentan los resultados. En primer lugar, se analiza el Análisis Factorial Exploratorio (AFE), en segundo lugar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y, por último, la fiabilidad de las puntuaciones obtenidas a través del instrumento propuesto y construido.

### Fase 1. Exploración inicial de la dimensionalidad

En primer lugar, es importante decir que los datos son adecuados para realizar el AFE. La medida de adecuación de la muestra KMO (Kaiser-Meyer-Olkin), cuyo valor fue de 0.945 (Kaiser, 1970) y las medidas de adecuación para cada variable (MSA): entre .811 y .975 lo corroboran. Por otro lado, la prueba de Bartlett ( $\chi^2 = 7110.429$ ,  $gl = 276$ ,  $p < 0.0001$ ), la prueba de Steiger ( $\chi^2 = 22750.4$ ,  $gl = 276$ ,  $p < 0.0001$ ), la prueba de Jennrich ( $\chi^2 = 1466.480$ ,  $gl = 276$ ,  $p < 0.0001$ ) y el valor del determinante que es  $< 0.0001$  permiten afirmar que la matriz de correlaciones es una matriz identidad, lo cual demuestra que los ítems están intercorrelacionados y que es adecuado hacer el AFE con los datos obtenidos.

En segundo lugar, la retención del número de factores se llevó a cabo haciendo uso del Análisis Paralelo (Horn, 1965) y el MAP (Minimum Average Partial) de Velicer (1976). El primero consiste en comparar los valores propios de la matriz de datos empírica con los de una matriz generada al azar. Esta comparación se repitió 500 veces. Se identificaron 3 factores a retener, ya que el valor propio promedio en las muestras aleatorias fue de 0.825 para 3 factores y este es mayor que el valor propio en la muestra empírica para 4 factores (0.791) pero menor para 3 factores (1.818) (tabla 4).

**TABLA 4. Valores propios empíricos y del Análisis Paralelo para los primeros 4 factores**

Factor	Valores propios	Proporción de varianza	Proporción de varianza acumulada	Análisis Paralelo	Valores propios predichos
1	11.314	0.471	0.471	1.554	3.228
2	3.092	0.129	0.600	1.462	1.899
3	1.818	0.076	0.676	1.402	0.825
4	0.791	0.033	0.709	1.339	0.645

Fuente: elaboración propia.

El segundo implica calcular el promedio de las correlaciones parciales al cuadrado después de que cada uno de los componentes ha sido parcializado de las variables originales. Cuando el promedio de las correlaciones parciales al cuadrado alcanza un mínimo no se extraen más componentes. Este mínimo se alcanza cuando la matriz residual se acerca más a una matriz identidad. El MAP mínimo fue de 0.013 y factores a retener 3 (tabla 5).

**TABLA 5. MAP de Velicer de los primeros 4 factores**

Factor	0	1	2	3	4
Promedio de correlaciones parciales al cuadrado	.218	.053	.025	.013	.016

Fuente: elaboración propia.

Los resultados de las tablas 3 y 4 muestran que con 24 de los 56 ítem se definen tres factores que explican un 62.775% de la varianza total (tabla 6).

En tercer lugar, en la tabla 7 se aprecian las cargas factoriales de cada uno de los 24 ítems seleccionados a los tres factores definidos. Se observa claramente los ítems que definen cada factor. El factor 1 está conformado por los ítems que han sido diseñados para la medición de la dimensión

*emocional negativa* (temor, miedo, tensión), el factor 2 por los ítems que miden la dimensión *emocional positiva* (gusto, agrado, diversión) y, por último, en el factor 3 los que corresponden a la dimensión de *utilidad*.

**TABLA 6. Varianza explicada extraída después de la rotación Varimax**

Factor	Cargas de suma de cuadrados	Porcentaje de varianza	Porcentaje de varianza acumulada
1	8.036	33.485	33.485
2	3.825	15.938	49.423
3	3.204	13.352	62.775

Fuente: elaboración propia.

Y, por último, para establecer si el modelo factorial se ajusta a la matriz de correlaciones se analiza la matriz de correlaciones residuales, la cual es calculada entre la matriz de correlaciones observadas y la matriz de correlaciones estimadas. Se observa que el número de residuos mayores a 0.05 son 19 cuyo porcentaje es del 6,994%. El porcentaje de residuos es bajo, por lo tanto, el modelo se ajusta a la matriz de correlaciones. Esto también se confirma a través de los estadísticos de Bondad de Ajuste que son: GFI (ULS) = 0.972, GFI (ML) = 0.891 y el RM-SR = 0.027. El modelo de AFE es válido.

TABLA 7. Cargas factoriales ordenadas después de la rotación Varimax

Ítems	Enunciado	Factor 1	Factor 2	Factor 3
EAE17	Trabajar con la estadística hace que me sienta muy nervioso/a	0.867	0.221	0.140
SATS21	Me da miedo la estadística		0.227	0.044
SATS2	Me siento inseguro cuando hago problemas de estadística	0.818	0.182	0.061
EAE12	Cuando me enfrento a un problema de estadística me siento incapaz de pensar con claridad	0.812	0.116	0.227
SATS11	Me siento frustrado al hacer pruebas de estadística	0.803	0.192	0.221
EAE7	La estadística es una de las asignaturas que más temo	0.788	0.317	0.108
EAE13	Estoy calmado/a y tranquilo/a cuando me enfrento a un problema de estadística	0.761	0.233	0.085
SATS27	Me resulta difícil comprender los conceptos estadísticos	0.758	0.144	0.177
SATS14	En las clases de estadística estoy en tensión	0.747	0.181	0.240
EAE18	No me altero cuando tengo que trabajar en problemas de estadística	0.733	0.257	0.043
SATS6	La estadística es una asignatura complicada	0.732	0.192	0.159
EAE2	La asignatura de estadística se me da bastante mal	0.686	0.394	0.138
EAE14	La estadística es agradable y estimulante para mí	0.388	0.783	0.203
EAE9	Me divierte hablar con otros de estadística	0.193	0.753	0.166
EAE4	Utilizar la estadística es una diversión para mí	0.338	0.715	0.155
SATS15	Disfruto en las clases de estadística	0.374	0.694	0.315
EAE24	Si tuviera la oportunidad me inscribiría a más cursos de estadística de los que son necesarios	0.111	0.654	0.280
EAE19	Me gustaría tener una ocupación en la cual tuviera que utilizar la estadística	0.250	0.604	0.231
SATS7	La estadística es un requisito en mi formación como profesional	0.100	0.236	0.728
SATS8	Mis habilidades estadísticas me facilitarán el acceso al mundo laboral	0.010	0.119	0.711
EAE11	Saber utilizar la estadística incrementaría mis posibilidades de trabajo	0.061	0.082	0.664
SATS19	En mi profesión no usaré estadística	0.129	0.247	0.662
SATS10	La estadística no es útil para el profesional común	0.248	0.182	0.599
SATS5	La estadística no sirve para nada	0.302	0.197	0.573

Fuente: elaboración propia.

En conclusión, se tiene un instrumento cuyas puntuaciones permiten afirmar que se está midiendo las actitudes hacia la estadística a través

de las dimensiones: *emocional/temor, emocional/gusto y utilidad*, siendo la primera la dimensión que más ítems tiene. La fiabilidad para la

dimensión *emocional negativa* fue de 0.95 con un intervalo de confianza al 95% entre 0.941 y 0.956. Para la dimensión *emocional positiva* de 0.858 con un intervalo de confianza al 95% entre 0.830 y 0.882, y para la dimensión *utilidad* de 0.816 con un intervalo de confianza al 95% entre 0.779 y 0.845. Las fiabilidades, de las escalas, se pueden valorar como buenas, ya que prácticamente en las tres escalas la fiabilidad es superior a 0.80.

## Fase 2. Confirmación de la dimensionalidad

Como se ha expresado en el epígrafe de procedimiento se ha realizado un AFC para confirmar el modelo tridimensional previamente encontrado. Como el objetivo ha sido obtener el

test más simple y parsimonioso posible (menor cantidad de ítems) sin perder criterios de fiabilidad y validez, los ítems se fueron eliminando se acuerdo a los valores de los índices de modificación propuestos, de tal forma que el ajuste del modelo fue mejorando y se ha conseguido un modelo de 16 ítems con un excelente ajuste. En la tabla 8 se presenta el ajuste de los distintos modelos confirmatorios realizados mediante este procedimiento, la última fila corresponde a un modelo de segundo orden en el que se considera un rasgo latente común de actitud y que se representa en la figura 1.

Por lo tanto, la versión final del CAHE se configura de la siguiente manera: la dimensión *emocional negativa* está compuesta por 8 ítems y tiene una fiabilidad de 0.921 con un intervalo

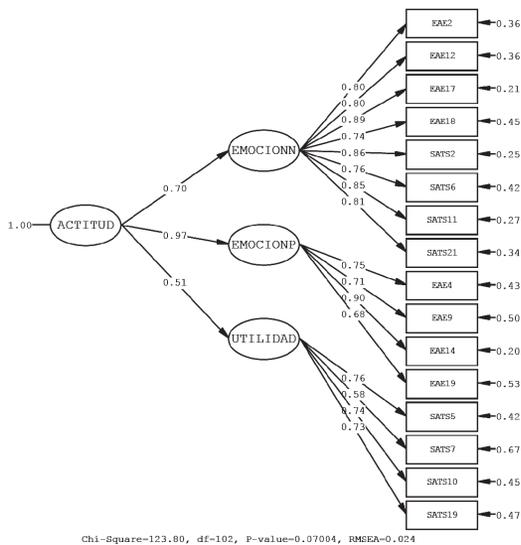
TABLA 8. Índices de ajuste de los distintos modelos analizados

Modelo	Ítem eliminado	$\chi^2$ *	df	p	RMSEA (IC .90)	CFI	NNFI	SRMR	AIC	AIC Sat.
24 ítems		519.82	249	.00	0.053 (0.047; 0.060)	0.99	0.99	0.071	621.82	600
23 ítems	SATS8	419.52	227	.00	0.047 (0.040 ; 0.054)	0.99	0.99	0.062	517.52	552
22 ítems	SATS27	361.27	206	.00	0.044 (0.037 ; 0.052)	0.99	0.99	0.062	455.27	506
21 ítems	EAE24	284.72	186	.00	0.037 (0.028 ; 0.046)	0.99	0.99	0.056	374.72	462
20 ítems	EAE7	254.18	167	.00	0.037 (0.027 ; 0.046)	0.99	0.99	0.057	340.18	420
19 ítems	EAE13	216.44	149	.00026	0.034 (0.024 ; 0.044)	0.99	0.99	0.057	298.44	380
18 ítems	EAE11	177.35	132	.0025	0.030 (0.017 ; 0.041)	1.00	1.00	0.048	255.35	342
17 ítems	SATS14	147.67	116	.025	0.027 (0.010 ; 0.039)	1.00	1.00	0.047	221.67	306
16 ítems	SATS15	123.20	101	.066	0.024 (0.0 ; 0.038)	1.00	1.00	0.045	193.20	272
16 Ítems 2º orden		123.80	102	.070	0.024 (0.0 ; 0.037)	1.00	1.00	0.047	191.80	272

\* Chi-Cuadrado Escalado de Satorra-Bentler.

Fuente: elaboración propia.

FIGURA 1. Modelo de segundo orden para el test CAHE



de confianza al 95% entre 0.908 y 0.932. La dimensión *emocional positiva* está compuesta por 4 ítems y tiene una fiabilidad de 0.774 y un IC al 95% entre 0.724 y 0.815, y, por último, la dimensión *utilidad* está compuesta por 4 ítems y tiene una fiabilidad de 0.745 y un IC al 95% entre 0.693 y 0.790. La dimensión conjunta, que da cuenta de la *actitud hacia la estadística* y que está conformada por los 16 ítems, tiene una fiabilidad de 0.902 y un IC al 95% entre 0.888 y 0.914.

## Discusión

El objetivo de la presente investigación ha sido obtener mediante criterios psicométricos una prueba que permita a los investigadores medir la actitud hacia la estadística de forma fiable y válida. La importancia de este tema queda patente en el número de trabajos dedicados al estudio y profundización no solo de la definición del constructo sino también de las diversas medidas propuestas para su evaluación. Sin embargo, se hace evidente también en la revisión de la literatura en este trabajo, que aún no se ha

llegado a un consenso en la estructura factorial del constructo y que en muchos estudios no se han empleado las herramientas metodológicas correctas para este tipo de análisis. Tampoco se ha encontrado un estudio completo que incluya evidencias tanto de validez como de fiabilidad de las puntuaciones pues algunos incluyen evidencias de validez pero no de fiabilidad y viceversa. Los resultados del presente trabajo permiten aclarar la estructura factorial del constructo por medio de la elaboración del CAHE, un instrumento de aplicación rápida y sencilla, con adecuadas propiedades psicométricas, y con una estructura factorial sólida que ha sido evidenciada mediante el ajuste del modelo de AFC de segundo orden. Asimismo, se han encontrado evidencias de fiabilidad de las puntuaciones obtenidas en cada una de sus escalas.

Estas evidencias permiten presentar un instrumento cuyas puntuaciones miden las actitudes hacia la estadística a través de las dimensiones: *emocional negativa* (miedo, ansiedad, temor, tensión), *emocional positiva* (gusto, diversión, interés, agrado) y *utilidad* (especialmente en el ámbito laboral), estos tres factores coinciden en gran medida con la conceptualización teórica de Gómez (2000), quien define las actitudes hacia la estadística como una predisposición evaluativa (positiva o negativa) que determina las intenciones personales e influye en el comportamiento. Además se evidencia el peso de la dimensión afectiva y emocional en las actitudes hacia esta materia, especialmente de las emociones positivas, que presentan una mayor saturación en el factor general de la actitud.

Asimismo, los factores encontrados coinciden en gran medida con los 3 primeros hallados por Méndez y Macía (2007). Sin embargo, estos autores no categorizaron los factores, ni profundizaron en su definición, además de utilizar solo los ítems del EAE y el método de ejes principales que no es muy apropiado en este contexto. El presente estudio profundiza no solo en la definición de los factores sino en la utilización de técnicas metodológicas más apropiadas para su

análisis, además de presentar la novedad de incluir ítems de las dos pruebas (SATS y EAE).

Con referencia a futuros estudios y aplicaciones en este campo, en lo concerniente a la fiabilidad podrían considerarse otras técnicas como la estabilidad de la medida en momentos temporales diferentes. También podrían acopiarse otras evidencias de validez, siguiendo a Messick (1995), es necesario evidenciar no solo la validez estructural del constructo sino también considerar aspectos de interpretación de las puntuaciones y consecuencias sociales de los procesos de medición. Se hace, por tanto, necesario ahondar en la relación del presente constructo con otros constructos similares y en la predicción de variables de interés, por ejemplo, el rendimiento académico (evidencia nomológica). También vale la pena profundizar en el grado de generalización de la estructura factorial encontrada a otros grupos poblacionales (diversos grados, niveles de estudio e incluso estudiantes de otros países de habla hispana). Resulta especialmente interesante probar la invarianza factorial de la estructura tridimensional entre grupos conformados por variables de interés (género, grados, niveles de estudio, etc.). Respecto a la generalización de resultados también hay que tener precaución puesto que los datos de este estudio no provienen de una muestra probabilística, por lo que investigaciones futuras podrían centrarse en un diseño con

muestreos probabilísticos que abarquen las diversas comunidades autónomas españolas.

También sería de interés investigar en las potenciales consecuencias del uso del instrumento, por ejemplo, su capacidad para el diagnóstico de alumnos con baja competencia estadística, y pobre autoconcepto frente a la materia. La identificación de este tipo de alumnos podría permitir al profesor el diseño de actuaciones para mejorar tanto las actitudes como la competencia y facilitar conductas apropiadas para el desarrollo óptimo de la asignatura, en definitiva, mejorar las prácticas docentes en esta área. Además, en el caso de la muestra que nos ocupa, es fundamental detectar actitudes negativas en futuros (o actuales) maestros, pues ellos son transmisores no solo de conocimientos, sino también de sus propias actitudes, a las futuras generaciones que están formando.

Finalmente, a nivel aplicado, futuras investigaciones podrían centrarse en el estudio de diferencias de actitud hacia la estadística en función de variables de interés como género, rendimiento académico o contexto de estudio. También se puede analizar el efecto de algún programa de mejora e incluso ejecutar diseños longitudinales en los que se estudie el efecto a largo plazo de las actitudes hacia la estadística, no solo en el rendimiento académico sino también en el laboral.

## Referencias bibliográficas

---

- Auzmendi, E. (1992). *Las actitudes hacia la matemática-estadística en las enseñanzas medias y universitarias*. Bilbao: Mensajero.
- Blanco, A. (2008). Una revisión crítica de la investigación sobre las actitudes de los estudiantes universitarios hacia la estadística. *Revista Complutense de Educación*, 19 (2), 311-330.
- Boomsma, A., y Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. En R. Cudeck, S. du Toit y D. Sörbom (eds.), *Structural equation models: Present and future. A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Chicago: Scientific Software International.
- Brown, T. A., y Moore, M. T. (2014). Confirmatory Factor Analysis. En R. H. Hoyle (ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 361-379). New York: Guilford.
- Carmona, J. (2004). Una revisión de las evidencias de fiabilidad y validez de los cuestionarios de actitudes y ansiedad hacia la estadística. *Statistics Education Research Journal*, 3 (1), 5-28.

- Darias, E. J. (2000). Escala de actitudes hacia la estadística. *Psicothema*, 12 (2), 175-178.
- Dauphinee, T. L., Schau, C., y Stevens, J. J. (1997). Survey of attitude towards statistics: Factor structure and factorial invariance for women and men. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal*, 4 (2), 129-141. doi: 10.1080/10705519709540066
- Estrada, A. (2002). *Análisis de las actitudes y conocimientos estadísticos elementales en la formación del profesorado*. Tesis doctoral, Universitat Autònoma de Barcelona.
- Estrada, A., Bazán, E., y Aparicio, A. (2013). Evaluación de las propiedades psicométricas de una escala de actitudes hacia la estadística en profesores. *Avances de Investigación en Educación Matemática*, 3, 5-23.
- Ferrando, P. F., y Anguiano, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del psicólogo*, 31 (1), 18-33.
- Figuroa, S., Pérez, M. A., Baccelli, S., Prieto, G., y Moler, E. (2012). Actitudes hacia la Estadística en estudiantes de Ingeniería. *Revista Premisa*, 52, 37-49.
- Finney, S. J., y Schraw, G. (2003). Self-efficacy beliefs in college statistics courses. *Contemporary Educational Psychology*, 28 (2), 161-186. doi: 10.1016/S0361-476X(02)00015-2
- Gal, I., y Garfield J. B. (1997). Monitoring attitudes and beliefs in statistics education. En I. Gal y J. B. Garfield (eds.), *The assessment challenge in statistics education* (pp. 37-51). IOS Press, Voorburg.
- Gil, J. (1999). Actitudes hacia la estadística. Incidencia de las variables sexo y formación previa. *Revista Española de Pedagogía*, 214, 567-590.
- Gómez, I. M. (2000). *Matemática emocional. Los afectos en el aprendizaje matemático*. Madrid: Nercea.
- Harman, H. H., y Jones, W. H. (1966). Factor analysis by minimizing residuals (minres). *Psychometrika*, 31, 351-368. doi: 10.1007/BF02289468
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- IBM Corp. (2012). *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 21.0*. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jöreskog, K. G., y Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80 for Windows* [Computer Software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415. doi: 10.1007/BF02291817
- Méndez, D., y Macía, F. (2007). Análisis factorial confirmatorio de la escala de actitudes hacia la estadística. *Cuadernos de Neuropsicología*, 3 (1), 174-371.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assesment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50 (9), 741-749. doi:10.1037/0003-006X.50.9.741
- Mondéjar, J. J., Vargas, M., y Bayot, A. (2008). Medición de la actitud hacia la estadística. Influencia de los procesos de estudio. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa*, 16 (3), 729-748.
- Mondéjar, J., Vargas, M., y Mondéjar, J. A. (2007). Impacto del uso del e-learning en las actitudes hacia la estadística. *Revista Latinoamericana de Tecnología Educativa*, 6 (2), 31-47.
- Montero, Y. H., Pedroza, M. E., Astiz, M. S., y Vilanova, S. L. (2015). Caracterización de las actitudes de estudiantes universitarios de Matemática hacia los métodos numéricos. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 17 (1), 88-99.
- Muñoz, I. (2002). *Actitudes hacia la estadística y su relación con otras variables en alumnos universitarios del área de las Ciencias Sociales*. Universidad Comillas. Tesis doctoral.
- R Core Team (2012). *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Recuperado de: <http://www.R-project.org/>
- Rizopoulos, D. (2006) ltm: An R package for latent variable modelling and item response theory analyses. *Journal of Statistical Software*, 17 (5), 1-25. Recuperado de: <http://www.jstatsoft.org/v17/i05/>
- Roberts, D. M., y Bilderback, E. W. (1980). Reliability and Validity of a "Statistics Attitude Survey". *Educational and Psychological Measurement*, 40, 235-238. doi: 10.1177/001316448004000138

- Ruiz, M. A., Pardo, A., y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31 (1), 34-35.
- Sánchez-López, C. R. (1996). Validación y análisis ipsativo de la Escala de Actitudes hacia la Estadística (EAE). *Análisis y modificación de conducta*, 22, 799-819.
- Schau, C., Dauphinee, T. L., y Del Vecchio, A. (1993). *Evaluation of two surveys measuring students' attitudes toward statistics*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association. Atlanta, GA.
- Schau, C., Stevens, J., Dauphinee, T. L., y Del Vecchio, A. (1995). The development and validation of the Survey of Attitudes toward Statistics. *Educational and Psychological Measurement*, 55, 868-875.
- Tejero, C. M., y Castro, M. (2011). Validación de la escala de actitudes hacia la estadística en estudiantes españoles de ciencias de la actividad física y del deporte. *Revista Colombiana de Estadística*, 34 (1), 1-14.
- Vanhoof, S., Kuppens, S., Castro, A. E., Vershaffel, L., y Onghena, P. (2011). Measuring statistics attitudes: structure of the survey of attitudes towards statistics (SATS-36). *Statistics Education Research Journal*, 10 (1), 35-51.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-337. doi: 10.1007/BF02293557
- Waters, L. K., Martelli, T. A., Zakrajsek, T., y Popovich, P. M. (1988). Attitudes toward statistics: An evaluation of multiple measures. *Educational and Psychological Measurement*, 48 (2), 513-516. doi: 10.1177/0013164488482026

## Abstract

---

### *Questionnaire of Attitudes Toward Statistics (QATS): evidence of validity and reliability of scores in a sample of education students*

**INTRODUCTION.** Attitudes may be defined as a set of inferred predispositions that guide the personal actions. The study of the attitudes towards statistic is relevant by its effects in the teaching-learning process and in the academic/professional performance of the students. About 17 different instruments to test this construct were found, but there is few consensus regarding its factor structure, requiring greater depth. For that reason, the main goal of the present work is to propose a new test that combines items of SATS (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995) and EAE (Auzmendi, 1992) tests and to analyses the psychometric properties of the test scores. **METHOD.** The tests SATS and EAE were applied to a sample of 836 university students. First, a detailed exploration of the dimensionality was made taking into account the 53 items that compose both scales using Confirmatory-Factor-Analysis (CFA), the found structure was different to the expected, for that reason, a new test (QATS), composed by 24-items and 3-dimensions, was proposed. In a second phase, the proposed factor structure was confirmed by Confirmatory-Factor-Analysis (CFA) using the robust-maximum-likelihood method and the asymptotic covariance matrix. Following the modification indices, it intends a test of 16-items with three-dimensional structure and excellent fit to the second order model. The third phase includes the reliability analysis. **RESULTS.** The results confirm the three-dimensional structure (positive emotions, negative emotions and usefulness), with a second order factor (attitude) in which they are subsumed. The model has an excellent fit ( $\chi^2=123.20$ ; 101df;  $p=.066$ , RMSEA=.024; CFI=NNFI=1; SRMR=.045) and all the loadings are significant. The reliability of scores of all the scales is greater than those of the original tests. **DISCUSSION.** This study has

allowed clarify the factor structure of the construct by means of the construction of the QATS, an instrument simple and quick with adequate psychometric properties and a solid factor structure.

**Keywords:** *Student Attitudes, Validity, Reliability, Factor analysis.*

## Résumé

---

*Questionnaire d'Attitudes Envers la Statistique (CAHE): des evidences de la validité et la fiabilité des scores a propos d'un échantillon d'étudiants d'éducation*

**INTRODUCTION.** Les attitudes sont un ensemble des prédispositions présumées qui guident les actions personnelles. L'étude des attitudes envers l'atistique est pertinente doit à ses effets sur le processus d'enseignement et d'apprentissage ainsi que sur le rendement scolaire/ professionnelle des étudiants. Environ 17 instruments de mesure de ce concept ont été trouvés, néanmoins il n'a pas été possible de trouver de consensus sur la structure factorielle, ce qui demande d'un analyse plus profond. Or l'objectif de cet article est de proposer un nouveau test qui combine des éléments du SATS (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995) et de l'EAE (Auzmendi, 1992) afin d'analyser les propriétés psychométriques de leurs scores. **MÉTHODE.** Tous les deux tests, le SATS et l'EAE, ont été appliqués sur un échantillon de 836 étudiants universitaires. D'abord, une exploration détaillée de la dimensionnalité des 53 items des deux échelles a été faite au moyen de l'Analyse Factoriel-Exploratoire (AFE) étant la structure factorielle obtenue différente que prévu. À ce propos, les questions du test CAHE ont été posées, structurées autour de 24 items et 3 dimensions. Dans une deuxième phase, la question de la structure a été confirmée par Analyse Factorielle-Confirmation (AFC) en utilisant la méthode de Maximum-Vraisemblance-Robuste et la matrice de covariance asymptotique. À la suite des indices de modification, on a conclu avec un test de 16 éléments avec la structure en trois dimensions et un excellent ajuste de second ordre du modèle. La troisième phase comprend l'analyse de la fiabilité. **RÉSULTAT.** Les résultats confirment la structure tridimensionnelle (des émotions positives, des émotions négatives et utilitaire), avec un facteur de second ordre (l'attitude) qui englobe tous les autres. Le modèle final présente un excellent ajustement ( $\chi^2 = 123,20$ ; 101gl;  $p = 0,066$ , RMSEA = .024, CFI = NNFI = 1; SRMR = .045) et des saturations significatives. La fiabilité des scores est supérieure à celle-là des test précédents. **DISCUSSION.** Cette étude a permis de clarifier la structure factorielle du concept à travers de la application du CAHE, qui se révèle comme un instrument d'application rapide et facile en possédant des propriétés psychométriques adéquates et une structure factorielle solide.

**Mots clés:** *Attitudes des élèves, Validité, Fiabilité, Analyse factorielle.*

## Perfil profesional de los autores

---

### Xavier G. Ordóñez

Es doctor en Ciencias de la Educación por la UCM, con Premio Extraordinario de Doctorado. Es profesor ayudante doctor en el Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación de la Facultad de Educación (UCM). Imparte docencia en asignaturas de Medición

Educativa y Estadística Aplicada a las Ciencias Sociales en los Grados de Educación Infantil, Social y Pedagogía.

Correo electrónico de contacto: xavor@edu.ucm.es

### **Sonia J. Romero**

Es doctora en Psicología por la UAM. Es profesora titular de Universidad de la Facultad de Ciencias de la Salud y la Educación de la Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA). Imparte docencia en las asignaturas de Estadística Descriptiva e Inferencial, Métodos, Diseños y Técnicas de Investigación Psicológica, Psicometría, Análisis de Datos y Diseño en Psicología en el Grado de Psicología y es directora de Trabajos de Fin de Máster en el Máster de Educación y Nuevas Tecnologías.

Correo electrónico de contacto: soniajaneth.romero@udima.es

### **Covadonga Ruiz de Miguel (autor de contacto)**

Es doctora en Filosofía y Ciencias de la Educación por la UCM, con Premio Extraordinario de Doctorado. Es profesora titular de Universidad en el Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación de la Facultad de Educación (UCM). Imparte docencia en asignaturas de Métodos de Investigación y Estadística Aplicada a las Ciencias Sociales en los Grados de Infantil y Pedagogía y es coordinadora del Grado en Pedagogía de la UCM.

Dirección para la correspondencia: Departamento Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación, Facultad de Educación. Universidad Complutense de Madrid. C/ Rector Royo Villanova, s/n. Ciudad Universitaria. 28040 Madrid.

Correo electrónico de contacto: covaruiz@ucm.es