

Nueva evidencia sobre la Statistical Anxiety Scale (SAS)

Amparo Oliver^{1*}, Patricia Sancho¹, Laura Galiana^{1,3} y Maria A. Cebrià i Iranzo²

1 Depto. Metodología de las Ciencias del Comportamiento, Universitat de València

2 Depto. de Fisioterapia, Universitat de València

3 Becaria del programa V Segles-VLC Campus convocatoria de Atracció del Talent 2011

Resumen: Las asignaturas relacionadas con la estadística suelen tener problemas de rendimiento académico. La ansiedad se relaciona de forma negativa con el rendimiento y en particular, la *ansiedad estadística* puede ser un constructo clave en la mejora de la enseñanza de esta materia y afines. La Statistical Anxiety Scale (Vigil-Colet, Lorenzo-Seva y Condon, 2008) se creó con la pretensión de ser útil para predecir el rendimiento académico en estadística. Se fundamenta en tres dimensiones de ansiedad referidas a tres aspectos específicos: respecto al examen, cuando se pide ayuda en la comprensión de estadística y en el proceso de interpretación de resultados. Esta estructura de tres factores fue hallada en un primer momento por los autores de la escala y en una primera validación corroborada en estudiantes italianos y españoles. El presente estudio pretende añadir nueva evidencia sobre la fiabilidad y validez de la escala, empleando en el estudio de fiabilidad técnicas estadísticas robustas, y ampliando el estudio de la validez respecto a su principal criterio, el rendimiento académico, ya que no puede ser considerado sinónimo de autoeficacia.

Palabras clave: Ansiedad estadística; rendimiento académico; fiabilidad; validez.

Title: New evidence on the Statistical Anxiety Scale (SAS).

Abstract: As anxiety is negatively related to academic performance, and it is broadly known the existence of both anxiety towards statistics and negative statistics results, statistical anxiety may play a role of mediating negative outcomes in this subject. In this context, the Statistical Anxiety Scale (Vigil-Colet, Lorenzo-Seva, & Condon, 2008) aims to be a useful tool in the comparison of the predictive power of specific and general measures of statistics performance. In order to achieve this goal, the scale is based on three dimensions of anxiety, referred to three specific issues: regarding the exam, when asking for help or advice in statistics understanding and during the process of results interpretation. This three-factor structure was found in the scale first validation, in a sample composed by Italian and Spanish students. The aim of the current study is to add new evidence on the reliability and validity of the scale, using robust statistical techniques for the reliability study, and extending the validity of the study regarding its main criteria: academic performance, as it shouldn't be considered as synonymous of self-efficacy.

Key words: Statistical anxiety; academic performance; reliability; validity.

Introducción

La sociedad actual enfatiza una forma de desarrollo económico y social a través de la adquisición, almacenamiento, procesamiento, evaluación, transmisión, distribución y diseminación de la información, con vistas a la creación de conocimiento y a la satisfacción de las necesidades de las personas y de las organizaciones. Esta situación, provoca un aumento de la cantidad de información basada en la investigación y el análisis estadístico, razón por la cual los estudiantes universitarios de ciencias sociales y de la salud cursan en sus planes de estudios asignaturas de estadística, cada vez más complejas, con el objetivo último de ser capaces de manejar esta información y transformarla en conocimiento. En el caso concreto de Psicología, tanto la APA como el COP, explícitamente señalan la formación y capacitación en estas materias como necesarias para el ejercicio profesional en cualquier ámbito. Reflejo de esta necesidad, los planes de estudio incardinan, cada vez más, el uso instrumental de esta materia en trabajos de investigación para asignaturas y/o para fin de grado. Esta necesidad se está extendiendo hacia los planes de postgrado donde, con cada vez más frecuencia, se incluye alguna asignatura relacionada con esta materia.

Sin embargo, a pesar de identificarse como útiles y necesarias, estas asignaturas suelen suponer un problema para muchos estudiantes que afrontan con ansiedad el aprendizaje y evaluación de los métodos cuantitativos (Zeidner, 1991; Forte, 1995; Hauffy y Fogarty, 1996; Onwuegbuzie y Daley,

1998). La ansiedad es entendida como una relación entre individuo y entorno que es evaluada por éste como amenazante o desbordante, en términos de recursos personales (Lazarus, 1976). La investigación psicológica y educativa ha demostrado en repetidas ocasiones que el dominio cognitivo de la ansiedad ante los exámenes tiene un importante y significativo impacto en el rendimiento académico (Cassady y Johnson, 2002). Es por esto que, uno de los ámbitos en que habitualmente se ha estudiado este fenómeno es la situación de exámenes (p.e., Cassady, 2004; Chung-Herrera, Ehrhart, Ehrhart, Hattrup y Solamon, 2010; Neuderth, Jabs y Schmidtke, 2009) y, específicamente, la ansiedad en asignaturas relacionadas con matemáticas (Bandalos, Yates y Thorndike-Christ, 1995; Murtonen y Lehtinen, 2003). En este tipo de asignaturas, y por extensión en la estadística, la ansiedad es una variable que puede llegar a impedir el aprendizaje (Stuart, 2000) y el rendimiento (Ho et al., 2000; Hembree, 1990). Hace tres décadas, refiriéndose a este tipo de asignaturas, Suinn y Edwards (1982) señalaban que alrededor de la mitad de la varianza del logro podría explicarse por factores distintos de los intelectuales. Es, en estas últimas investigaciones, donde se origina el estudio de la llamada ansiedad estadística.

La ansiedad estadística es la preocupación y la emotividad que se manifiesta cuando los estudiantes trabajan la estadística en cualquier forma y en cualquier nivel (Onwuegbuzie, DaRos y Ryan, 1997) y, más concretamente, se refiere a los sentimientos de ansiedad experimentada por los alumnos que cursan estadística o realizan tareas de análisis estadísticos ya sea recogida, procesamiento o interpretación de datos (Cruise, Cash y Bolton, 1985). Se da en estas situaciones específicas, ya que viene asociado al aprendizaje de los conceptos estadísticos, la terminología y la fórmula, o

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Amparo Oliver. Depto. de Metodología de las Ciencias del Comportamiento, Facultad de Psicología, Universitat de València. Av. Blasco Ibáñez, 21, 46010, Valencia (España). E-mail: oliver@uv.es

la aplicación de estadísticos en un contexto particular (Benson y Bandalos, 1989). Se trata de un concepto multidimensional (Onwuegbuzie et al., 1997), y concretamente en nuestro contexto, Vigil-Colet, Lorenzo-Seva y Condon (2008) hablan de tres dimensiones: ansiedad asociada al examen, a pedir ayuda, y a trabajar e interpretar estadística. Estos autores, basándose en estas dimensiones, desarrollaron la *Statistical Anxiety Scale (SAS)*, una escala desarrollada para comparar el poder predictivo de las medidas específicas y generales del rendimiento académico en estadística (Vigil-Colet et al., 2008). Para ello, se basaron en la relación entre el rendimiento académico y el neuroticismo y como éste último es medido en términos de ansiedad.

La SAS fue validada por los autores de la escala, mediante Análisis Exploratorio (AFE), en una muestra de 159 estudiantes de Psicología españoles (Vigil-Colet et al., 2008). Más recientemente, ha sido validada en estudiantes de la Universidad de Florencia (Italia) y de las Universidades de Huelva y Sevilla (España), mediante Análisis Factorial Confirmatorio (Chiesi, Primi y Carmona, 2011). El presente estudio pretende ofrecer nueva evidencia de fiabilidad y validez de las tres dimensiones de la SAS, en esta ocasión en una muestra de estudiantes de la Universidad de Valencia. En cuanto a la fiabilidad y estructura factorial empleando métodos de estimación basados en correlaciones policóricas, los recomendados en la literatura para datos de estas características. En cuanto a la validez, investigando su funcionamiento en el ámbito para el que fue desarrollada específicamente: la predicción del rendimiento académico. Este objetivo es fundamental, ya que aunque la autoeficacia influye en la motivación académica de los alumnos, en las estrategias de autorregulación que utilizan en sus trabajos y, en consecuencia, en el éxito académico que obtienen (Rosário et al., 2012) no debe equipararse con la medida de capacidad y conocimiento objetivable que supone el rendimiento académico. Este trabajo complementa el trabajo original de los autores de la escala, en la medida que explora la relación entre ansiedad estadística y rendimiento académico en lugar de utilizar únicamente una medida de autoeficacia.

Método

Participantes

La muestra para esta investigación se componía de 256 estudiantes de la Universitat de València, procedentes de diversos grupos, y que tienen en común estar cursando la asignatura de estadística en diferentes modalidades: Alumnos del Grado de Psicología de primera matrícula (22.5%); de segunda matrícula, con buen expediente académico (26.8%) y de segunda matrícula con peor expediente académico (28.5%). Alumnos de Máster de especialidades en Psicología, con formación anterior en estadística (15%) y alumnos de Máster de Fisioterapia, sin formación anterior en estadística (7%).

Los alumnos tenían una edad media de 20.02 ($DT = 6.01$). La mayor parte de la muestra estuvo formada por mujeres (79.5%).

Instrumentos

De forma confidencial y anónima, los participantes completaron, mediante auto-informe, la SAS (Vigil-Colet et al., 2008). Esta escala consta de 24 ítems de respuesta tipo Likert de 5 puntos (desde 1 = ninguna ansiedad, hasta 5 = considerable ansiedad), que se agrupan en tres factores: ansiedad ante el examen, ansiedad al pedir ayuda y ansiedad al trabajar e interpretar la estadística. Además de esta escala, se recabaron datos acerca de variables socio-demográficas, así como indicadores motivacionales de satisfacción e interés por la asignatura (desde 0 nada, a 10 total), y una medida de rendimiento en la materia. Esta medida del rendimiento académico oscila de 0 a 10 y se basa en las directrices de la guía académica aprobada por consenso. Se obtiene valorando un 50% el examen, un 40% las entregas o controles de evaluación continua y un 10% el informe final de integración.

Análisis

Los análisis incluyeron estimaciones de consistencia interna: alfa de Cronbach e índice de fiabilidad compuesto o *composite reliability index* (Raykov, 1997) para las escalas y homogeneidad para los ítems. También se examinaron las diferencias basadas en variables socio-demográficas, rendimiento en la materia y formación previa en estadística, para poner a prueba la validez diferencial. Estos análisis se realizaron en el paquete estadístico SPSS 19.

Se emplearon modelos de ecuaciones estructurales, en concreto, análisis factorial confirmatorio, para poner a prueba la estructura factorial defendida por Vigil-Colet et al. (2008). Para realizar el análisis factorial confirmatorio se empleó EQS 6.1. El método de estimación consistió en el cálculo de correlaciones policóricas y, a partir de éstas, estimaciones robustas. Este procedimiento es uno de los más recomendados en la literatura para este número de alternativas de respuesta y datos no normales, como los aquí detectados (Babakus, Ferguson y Joreskog, 1987; DiStefano, 2002; Finney y DiStefano, 2006; Green, Akey, Fleming, Hershberger y Marquis, 1997; Hutchinson y Olmos, 1998).

El ajuste del análisis factorial confirmatorio se evaluó utilizando varios criterios, tal y como se ha recomendado en la literatura (Hu y Bentler, 1999; Tanaka, 1993). Además, dado el método de estimación empleado, se ofrecen solo los índices robustos (Bentler, 1995; Finney y DiStefano, 2006). En concreto los estadísticos e índices de ajuste empleados han sido: (a) estadístico χ^2 (Kline, 1998; Ullman, 1996), con valores aceptables menores de 3 (Kline, 1998); (b) el estadístico χ^2 relativo, que es el valor de χ^2 dividido por los grados de libertad, menos sensible al tamaño de la muestra o a la complejidad del modelo y que debería moverse entre 1 y 3 (Carmines y McIver, 1981); (c) *comparative fit index* (CFI; Bentler,

1990) de más de .90 (e idealmente más de .95; Hu y Bentler, 1999); (d) *root mean square error of approximation* (RMSEA; Steiger y Lind, 1980) de .05 o inferior. Hu and Bentler (1999), señalan como criterio de decisión que un CFI de al menos .95 y un RMSEA de menos .06 juntos, indican un buen ajuste del modelo hipotetizado a los datos.

Resultados

Consistencia Interna

La Tabla 1 presenta las medias, desviaciones típicas y la correlación (corregida) de cada ítem con su dimensión co-

rrespondiente. Como puede observarse, en general las medias se encuentran cerca del punto medio de la escala de respuesta (3), con puntuaciones más altas en algunos ítems del factor Examen. En general, la homogeneidad de los ítems es adecuada, con un mínimo de .25 para el ítem 2 y un máximo de .83 en el ítem 21.

El índice de fiabilidad compuesto para el factor Examen fue .84, para el factor Ayuda fue .89, y para el factor Interpretación fue .83. Los alfas de cada una de las dimensiones de la escala son .87 en el factor Examen; .93 en el factor Ayuda; y .82 en Interpretación. El total de la escala presenta un valor de consistencia interna de .91.

Tabla 1. Medias, desviaciones típicas, correlación ítem-dimensión de los ítems y saturación factorial de la SAS.

Item SAS	Media	DT	r_{i-f}	
Factor 1: Examen	1. Estudiando para un examen en un curso de estadística	3.69	1.05	.61
	4. Dándome cuenta el día de antes de un examen que no puedo hacer algunos problemas que pensaba que iban a ser fáciles.	4.51	.07	.59
	9. Haciendo el examen final en un curso de estadística.	4.44	.89	.60
	11. Entrando en la clase para hacer un examen de estadística.	3.98	1.09	.67
	13. Llegando al día del examen sin haber tenido tiempo de revisar el programa.	4.35	1.05	.56
	14. Yendo de camino la mañana del examen de estadística.	3.76	1.12	.69
Factor 2: Ayuda	15. Dándome cuenta, justo antes del examen, que no me he preparado un ejercicio concreto.	4.26	.95	.64
	20. Yendo al examen de estadística sin haber tenido tiempo de repasar.	4.31	.99	.68
	3. Yendo a pedir ayuda a mi profesor de estadística por el material que me cuesta entender.	2.61	1.13	.81
	5. Pidiendo a un profesor particular que me explique un tema que no he entendido del todo.	2.21	1.09	.59
	7. Preguntando al profesor como usar las tablas de probabilidad.	2.60	1.07	.78
	12. Preguntando al profesor cómo hacer un ejercicio.	2.49	1.08	.76
	17. Pidiendo a uno de los profesores que me ayude a entender unas diapositivas.	2.22	1.05	.79
	21. Pidiendo a un profesor ayuda para interpretar los resultados de una tabla.	2.41	1.10	.83
Factor 3: Interpretación	23. Yendo al despacho del profesor a preguntar dudas.	2.47	1.13	.80
	24. Pidiendo a un profesor particular que me diga cómo hacer un ejercicio.	2.01	.99	.69
	2. Interpretando el significado de una tabla en un artículo de revista.	2.92	1.20	.25
	6. Leyendo un artículo de una revista que incluye algunos análisis estadísticos.	2.44	1.11	.68
	8. Tratando de entender una demostración matemática.	3.11	1.16	.58
	10. Leyendo un anuncio de coches que incluye gráficos sobre el kilometraje, consumo de gasolina, etc.	1.62	.92	.41
	16. Atendiendo a una demostración matemática en la pizarra mientras un profesor lo está explicando.	2.09	.99	.57
	18. Tratando de entender la probabilidad en un problema de lotería.	2.12	1.06	.65
	19. Observando a un compañero de clase estudiando cuidadosamente los resultados de un problema que ha resuelto.	2.15	1.12	.54
	22. Yendo al examen de estadística sin haber tenido tiempo suficiente para repasar.	4.31	.99	.66

Notas: DT = desviación típica; r_{i-f} = correlación ítem-dimensión;

Análisis factorial confirmatorio

El modelo contempla tres dimensiones, que coinciden con las halladas en validaciones anteriores. El contenido de los ítems se presenta en la Tabla 1. La estimación de este modelo presentó un ajuste muy adecuado: $\chi^2_{249} = 417.90$, $p < .01$, $\chi^2/gl = 1.67$, CFI = .97 y RMSEA = .062.

Para evaluar si el ítem se relaciona de forma adecuada con la dimensión, se puede realizar un examen detallado de las cargas factoriales, saturaciones que se presentan en la Figura 1. En este caso, todos los indicadores saturan de forma

significativa ($p < .001$) y alta en las dimensiones hipotetizadas, apoyando, de este modo el modelo de tres factores. Las saturaciones factoriales estandarizadas para los factores de ansiedad estadística se encontraban entre un mínimo de .78 (ítem 6) y un máximo de .93 (ítem 5). Casi todas las cargas fueron muy superiores a los valores habitualmente considerados indicativos de una consistencia adecuada ($>.30$). Los factores de ansiedad estadística correlacionan significativamente entre sí: .39 ansiedad en el Examen y al pedir Ayuda; .45 Interpretación y Examen; y, finalmente, .57 Examen con Ayuda.

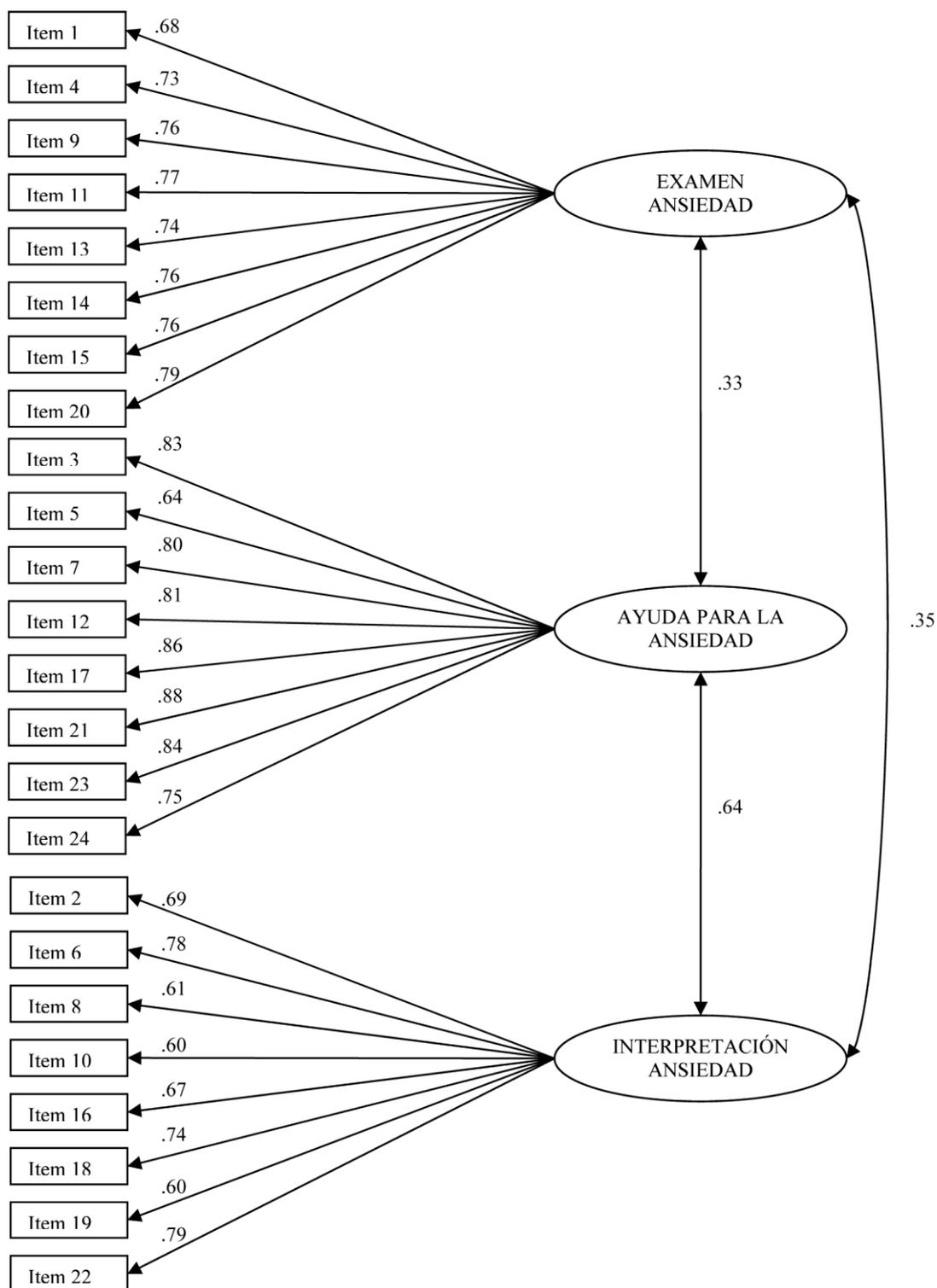


Figura 1. Estimación estandarizada del modelo de tres factores de la SAS

Validez criterial y diferencial

Por lo que respecta a la validez criterial, se han correlacionado los factores de ansiedad estadística con el resultado

de rendimiento académico de la asignatura, el promedio de rendimiento de la titulación y el interés y satisfacción por la materia. La matriz de correlaciones se presenta en la Tabla 2. En general, ninguno de los factores se relacionó significati-

vamente con los criterios, a excepción del rendimiento académico que presenta una correlación positiva y significativa con el factor Ayuda. No obstante es de interés especial señalar que tampoco existe relación con el rendimiento en la materia de estadística.

Tabla 2. Correlaciones entre las dimensiones de la SAS con el resultado de rendimiento académico de la asignatura, el promedio de rendimiento de la titulación y el interés y satisfacción por la materia.

	Examen	Ayuda	Interpretación
Rendimiento asignatura	.122	-.099	-.30
Rendimiento titulación	.092	.222*	-.125
Interés	-.095	-.041	-.108
Satisfacción	.018	-.073	-.047

Nota: * = $p < .05$.

Cuantificar el papel de la ansiedad estadística en la predicción del rendimiento basado en criterios de evaluación es un objetivo claro de este trabajo. Por ello, complementariamente se realizaron dos análisis de regresión lineal del rendimiento en la titulación sobre los tres factores de ansiedad y del rendimiento en la asignatura sobre estos mismos predictores. En el primer caso la regresión fue significativa con $p < .01$ ($F(3, 125) = 4.13$; $p = .008$), con capacidad explicativa muy baja de $R^2 = .068$ a partir de solo dos predictores significativos (Ansiedad asociada a examen $\beta = .23$, $p = .019$ y asociada a pedir ayuda $\beta = -.27$, $p = .012$). A la hora de predecir rendimiento en la asignatura con estos mismos predictores, no se alcanza la significación estadística ($F(3, 141) = 2.39$; $p = .07$).

Se obtuvo evidencia de validez diferencial a través de un análisis de varianza multivariante (MANOVA) que evaluaba las diferencias entre hombres y mujeres en las tres dimensiones de ansiedad estadística. Se encontraron diferencias estadísticamente significativas en función del sexo ($F(3, 185) = 19.11$; $p < .01$, $\eta^2 = .23$). Además, todos los ANOVAs de continuación ofrecen evidencia de diferencias estadísticamente significativas tanto en el factor Examen ($F(1, 187) = 49.56$; $p < .01$; $\eta^2 = .21$), como en Ayuda ($F(1, 187) = 12.25$; $p < 0.01$; $\eta^2 = .08$) e Interpretación ($F(1, 187) = 11.80$; $p < .01$; $\eta^2 = .10$). En todos los casos, las mujeres promediaron mayor ansiedad. En concreto, como se puede observar en la Figura 2, en el factor Examen, las mujeres presentaron una media de 4.37 frente a una media de 3.56 de los hombres, en el factor Ayuda la media de las mujeres fue de 2.53 frente a 1.90 de media en hombres, por último, en el factor Interpretación la media de las mujeres fue 2.50 frente a una media de los hombres de 1.88. En cuanto al análisis en función de la formación previa en estadística, no se hallaron diferencias estadísticamente significativas ($F(3, 196) = 1.28$; $p > .05$).

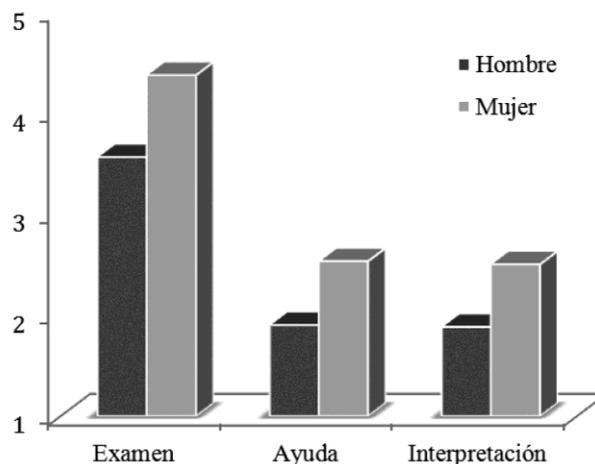


Figura 2. Perfil de medias de afrontamiento de hombres y mujeres.

Discusión

Un primer objetivo de este estudio es añadir evidencia de fiabilidad y validez, mediante métodos robustos, de la SAS (Vigil-Colet et al., 2008). El resultado general del AFC plasma la adecuación del modelo de tres factores de la SAS, confirmando la estructura hallada por los autores de la escala. Sin embargo, la escala no presenta buenos resultados de validez criterial, cuyo estudio centrada el segundo objetivo.

Detallando los resultados, se puede decir, en primer lugar, que la escala presenta una adecuada consistencia interna, en la que la homogeneidad de los ítems es algo más alta que en el estudio exploratorio de Vigil-Colet et al. (2008). Además, tanto el total de la escala, como sus tres dimensiones, presentan tanto unos coeficientes alfa elevados y prácticamente idénticos a los obtenidos en estudios anteriores. Los índices de fiabilidad compuestos también son adecuados, no se compara con los resultados de otros autores puesto que éste es el primer trabajo en que se aporta este coeficiente para esta escala. Las puntuaciones medias de los ítems están alrededor de la media de la escala, exceptuando el caso de algunos de los pertenecientes al factor Examen, que presentan puntuaciones más elevadas. Esta singularidad también está presente en el trabajo de los autores de la escala (Vigil-Colet et al., 2008).

Con respecto a la estructura factorial, el AFC presenta unos índices de ajuste muy adecuados y confirman, de este modo, la estructura trifactorial propuesta por los autores de la escala. Los índices de ajuste son muy similares a los obtenidos en las validaciones anteriores, en la muestra de estudiantes italianos y españoles (Chiesi et al., 2011). También la saturación de los ítems es adecuada, con puntuaciones elevadas y el anterior estudio. Un estudio detallado de la saturación muestra que los ítems con menor peso son tres ítems pertenecientes a la dimensión Interpretación: ítem 8 (*Tratando de entender una demostración matemática*), ítem 10 (*Leyendo un anuncio de coches que incluye gráficos sobre el kilometraje, consumo de*

gasolina, etc.), e ítem 19 (*Observando a un compañero de clase estudiando cuidadosamente los resultados de un problema que ha resuelto*). Estos resultados corroboran los hallados por Chiesi et al. (2011), aunque en este caso con saturaciones aún más bajas. Sin embargo, y pese a las coincidencias, hay que tener en cuenta que la comparación entre ambos estudios no puede ser total ya que la presente investigación emplea (puesto que los ítems son tipo Likert con 5 anclajes de respuesta y no normales) el cálculo de correlaciones policóricas y, a partir de éstas, las estimaciones robustas. Hay, por tanto, una diferencia en la estimación empleada.

En cuanto a la validez criterial y diferencial, los resultados son contradictorios. Respecto a la primera, los factores de la escala de ansiedad, no parecen capaces de discriminar a los alumnos mejores en la materia, y lo que es aún más sorprendente, ni siquiera a aquéllos satisfechos y con interés por la materia. Tampoco discriminan entre los alumnos con mejor calificación en la titulación, a excepción de la dimensión de Ayuda. Es decir, los alumnos con mejor expediente académico tienen más ansiedad ante situaciones en las que tiene que pedir ayuda en estadística. Estos resultados son difíciles de comparar con las dos validaciones previas de la escala. En el caso de la escala original no se emplean como criterios, el rendimiento académico, sino medidas de personalidad (Vigil-Colet et al., 2008). En el caso del estudio de Chiesi et al. (2011), sí hay medidas de eficacia con las matemáticas y la estadística, pero son medidas percibidas y no de rendimiento académico, eso sí, en este trabajo las correlaciones sí fueron significativas y negativas. Por tanto, cuando se introducen medidas de rendimiento académico, externas al propio individuo, la validez predictiva del rendimiento no se ve apoyada, algo paradójico puesto que la escala fue desarrollada para comparar el poder predictivo de las medidas específicas y generales del rendimiento académico en estadística (Vigil-Colet et al., 2008).

En cuanto a la validez diferencial, sí existen diferencias significativas en función del sexo, presentando las mujeres unos niveles más altos de ansiedad estadística que los hombres. Este dato se corresponde con la literatura existente al respecto de trastornos relacionados con la ansiedad y otros

trastornos psicológicos, que sostienen una mayor prevalencia en mujeres que en hombres (Altemus y Epstein, 2008; Arenas y Puigcerver, 2009; Carrasco-Galán y Espinar-Fellmann, 2008; Eaton, Kessler, Wittchen y Magee, 1994). Esta diferenciación en niveles de ansiedad se da en las tres dimensiones de la escala: Examen, Ayuda e Interpretación. No obstante estas diferencias no se dan al comparar grupos con formación previa en estadística frente a grupos que no la tienen.

Esta investigación ofrece, al menos, dos contribuciones relevantes frente a las que anteriormente habían estudiado la validez de la medida SAS de ansiedad estadística. En primer lugar, se emplean métodos de estimación diferentes, más adecuados a datos procedentes de ítems tipo Likert con 5 anclajes de respuesta y no normales. En segundo lugar, se relaciona por primera vez la escala con el rendimiento en la titulación y en la materia, lo que parecía ser uno de los objetivos de los autores al desarrollar la escala. Dadas las buenas propiedades psicométricas, la escala podría tener utilidad potencial en la práctica en estudiantes de estadística o afines. Sería fiable, pero ¿para qué exactamente? Los resultados hallados sobre su comportamiento como predictor del rendimiento basado en calificaciones, y no en autoeficacia percibida en estadística, renueva el interés por su estudio. Sobre todo teniendo en cuenta que la escala podría resultar especialmente útil en entornos educativos dado que se trata de una escala suficientemente corta para administrarse tanto individualmente como en grupos de clase. Sin embargo, y como no podría ser de otro modo, el estudio también presenta ciertas limitaciones. Entre estas limitaciones se encuentra el tamaño de la muestra, que debería elevarse en futuras investigaciones, así como plantearse muestreos de carácter probabilístico de la población estudiantil, para poder ofrecer datos normativos relevantes. Además, el pase único del cuestionario presenta otra limitación que impide obtención de estimaciones de la fiabilidad test-retest en el estudio actual. Son estas limitaciones, y no otras, las que deben guiar las futuras investigaciones sobre las características psicométricas de la escala.

Referencias

- Altemus, M. y Epstein, L. (2008). Sex differences in anxiety disorders. En J. B. Becker, K. J. Berkley, N. Geary, E. Hampson, J. P. Herman y E. A. Young (Eds.), *Sex differences in the brain* (pp. 397-404). UK: Oxford University Press.
- Arenas, M. C. y Puigcerver, A. (2009). Diferencias entre hombres y mujeres en los trastornos de ansiedad: una aproximación psicobiológica. *Estudios de Psicología*, 3, 20-29.
- Babakus, E., Ferguson, C. E. y Jöreskog, K. G. (1987). The sensitivity of confirmatory factor maximum likelihood factor analysis to violations of measurement scale and distributional assumptions. *Journal of Marketing Research*, 37, 72-141.
- Bandalos, D. L., Yates, K. y Thorndike-Christ, T. (1995). The effects of math-self-concept, perceived self-efficacy, and attributions for success and failure on test anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 87, 611-624.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Carmines, E. y McIver, J. (1981) Analyzing models with unobservable variables. In G. W. Bohrnstedt y E. F. Borgotta (Eds.), *Social measurement: Current issues* (pp. 65-115) Beverly Hills: Sage.
- Carrasco-Galán, I. y Espinar-Fellmann, I. (2008). Trastornos de ansiedad y género. *Mente y Cerebro*, 31, 12-21.
- Cassady, J. C. (2004). The influence of cognitive test anxiety across the learning-testing cycle. *Learning and Instruction*, 14, 569- 592.
- Cassady, J. C. y Johnson, R. E. (2002). Cognitive test anxiety and academic performance. *Contemporary Educational Psychology*, 27, 270-295.
- Commission of the European Communities (1993). *Libro Blanco de crecimiento, competitividad y empleo*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Cruise, J. R., Cash, R. W. y Bolton, L. D. (1985). *Development and Validation of an Instrument to Measure Statistical Anxiety*. American Statistical Association Proceedings of the Section on Statistical Education.

- Chiesi, F., Primi, C. y Carmona, J. (2011). Measuring Statistics Anxiety: Cross-Country Validity of the Statistical Anxiety Scale (SAS). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 559-569. DOI: 10.1177/0734282911404985
- Chung-Herrera, B., Ehrhart, M., Ehrhart, K.H., Hattrup, K. y Solamon, J. (2010). Stereotype threat, state anxiety, and specific self-efficacy as predictors of promotion exam performance. *Group and Organization Management*, 35, 77-107. DOI: 10.1177/1059601109354839
- DiStefano, C. (2002). The impact of categorization with confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 327-346. DOI:10.1207/S15328007SEM0903_2
- Eaton, W., Kessler, R. C., Wittchen, H.U. y Magee, W.J. (1994). Panic and panic disorder in the United States. *American Journal of Psychiatry*, 151, 413-420.
- Finney, S. J. y DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in SEM. En G. R. Hancock y R.O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A second course*. Greenwich, CO: Information Age Publishing.
- Forte, J. (1995). Teaching statistics without statistics. *Journal of Social Work Education*, 31, 204-308.
- Green, S. B., Akey, T. M., Fleming, K. K., Hershberger, S. L. y Marquis, J. G. (1997). Effect of the number of scale points on chi-square fit indices in confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling*, 4, 108-120.
- Hauff, H. M. y Fogarty, G. J. (1996). Analysing problem solving behaviour of successful and unsuccessful statistics students. *Instructional Science*, 24, 397-409.
- Hembree, R. (1990). The Nature, Effects, and Relief of Mathematics Anxiety. *Journal Research in Mathematics Education*, 21, 33-46
- Ho, H., Senturk, D., Lam, A., Zimmer, J., Hong, S., Okamoto, Y., Chiu, S., Nakasawa Y. y Wang, C. (2000). The affective and cognitive dimensions of math anxiety: A cross-national study. *Journal for Research in Mathematics Education*, 31, 362-380.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Hutchinson, S. R. y Olmos, A. (1998). Behavior of descriptive fit indexes in confirmatory factor analysis using ordered categorical data. *Structural Equation Modeling*, 5, 344-364.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Lazarus, A. A. (1976). *Multimodal Behavior Therapy*, New York: Springer.
- Murtonen, M. y Lehtinen, E. (2003). Difficulties experienced by education and sociology students in quantitative methods courses. *Studies in Higher Education*, 28, 171-185.
- Neudert, S., Jabs, B. y Schmidtke, A. (2009). Strategies for reducing test anxiety and optimizing exam preparation in German university students -A prevention-oriented pilot project of the University of Wurzburg. *Journal of Neural Transmission*, 116, 785-790. DOI: 10.1007/s00702-008-0123-7
- Onwuegbuzie, A. J. y Daley, C. E. (1998). *The relationship between learning styles and statistics anxiety in a research methodology course*. Annual conference of the American Educational Research Association, April, 13, San Diego, CA.
- Onwuegbuzie, A. J., DaRos, D. Ryan, J.(1997). The components of statistics anxiety: a phenomenological study. *Focus on Learning Problems in Mathematics*, 19, 11-35.
- Raykov, T. (1997). Estimation of Composite Reliability for Congeneric Measures. *Applied Psychological Measurement*, 21,173-184.
- Rosário, P., Lourenço, A., Paiva, M.O., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A. y Valle, A. (2012). Autoeficacia y utilidad percibida como condiciones necesarias para un aprendizaje académico autorregulado. *Anales de Psicología*, 28, 37-44.
- Suinn, R. M. y Edwards, R. (1982). The measurement of mathematics anxiety: The Mathematics Anxiety Rating Scale for Adolescents-MARS-A. *Journal of Clinical Psychology*, 38, 576-577.
- Steiger, J. H., y Lind, C. (1980). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Stuart, V. (2000). Math curse or math anxiety? *Teaching children mathematics*, 6, 330-35.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. En K. A. Bollen (Ed.), *Testing structural equation models* (pp. 10-39). Newbury Park, CA: Sage.
- Ullman, J. B. (1996). Structural equation modeling. In B. Tabachnick y L. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (3ª Ed.) (pp. 709-812). New York: Harper Collins.
- Vigil-Colet, A., Lorenzo-Seva, U. y Condon, L. (2008). Development and validation of the statistical anxiety scale. *Psicothema*, 20, 174-186.
- Zeidner, M. (1991). Statistics and mathematics anxiety in social science students-some interesting parallels, *British Journal of Educational Psychology*, 61, 319-328.

(Artículo recibido: 13-04-2012; revisado: 04-04-2013; aceptado: 04-04-2013)