

## ¿Pueden las actitudes hacia la estadística y la ansiedad estadística explicar el rendimiento de los estudiantes?

Albert Sesé, Rafael Jiménez, Juan-José Montaña, y Alfonso Palmer

Universidad de las Islas Baleares

### Resumen

El estudio investiga las relaciones entre bagaje matemático, ansiedad rasgo, ansiedad ante los exámenes, ansiedad ante la estadística, actitudes hacia la estadística, y rendimiento, en una muestra de 472 estudiantes de asignaturas estadísticas de Ciencias de la Salud mediante modelos de ecuaciones estructurales. Las actitudes son el principal predictor del rendimiento y mediadoras entre ansiedad y rendimiento. Las relaciones entre bagaje matemático, ansiedad rasgo, y ansiedad ante los exámenes, sobre el rendimiento no fueron significativas, contra hipótesis. El modelo final postula que el rendimiento está afectado directa y positivamente por las actitudes, y éstas son influidas positivamente por el bagaje matemático, y negativamente por la ansiedad. El bagaje matemático es predictor negativo de la ansiedad y la ansiedad ante los exámenes es un predictor directo positivo de la ansiedad ante la estadística.

*Palabras clave:* Actitudes, ansiedad, rendimiento en estadística, ansiedad ante los exámenes, modelos de ecuaciones estructurales.

### Abstract

The aim of this study was to investigate the relationships between math background, trait anxiety, test anxiety, statistics anxiety, attitudes toward statistics and statistics performance in a sample of 472 university students enrolled in statistics courses of Health Sciences majors. A Structural Equation Modeling (SEM) approach showed the attitudes as the stronger direct predictor of performance, and played a full mediating role on the relationship between statistics anxiety and performance. Contrary to hypothesized, the direct contribution of math background, trait anxiety, and test anxiety to performance was non-significant. A final model posited that performance was positively and directly affected by attitudes, and in turn attitudes were positively influenced by math background and negatively affected by anxiety. Math background also appeared as negative predictor of anxiety. Finally, test anxiety was a positively direct predictor of statistics anxiety.

*Keywords:* Attitudes, anxiety, statistics performance, test anxiety, structural equation modeling.

Correspondencia: Dr. Albert Sesé, Departamento de Psicología, Universitat de les Illes Balears, Edificio Guillem Cifre de Colonya, Carretera de Valldemossa, km. 7'5, 07122 Palma, España. E-mail: albert.sese@uib.es

## Introducción

Muchos estudiantes universitarios refieren problemas en su desempeño cuando están matriculados en asignaturas de estadística, especialmente en las ciencias sociales y de la salud. Estas asignaturas y especialmente sus exámenes producen un alto grado de ansiedad en los estudiantes y resultados académicos inadecuados (Baloglu, 2003; Benson, 1989; Carmona, 2004; Carmona, Martínez, y Sánchez, 2005; Chiesi y Primi, 2010; Gal, Ginsburg, y Schau, 1997; Macher, Paechter, Papousek, y Ruggeri, 2012; Musch y Bröder, 1999; Onwuegbuzie y Seaman, 1995; Tremblay, Gardner, y Heipel, 2000). Algunos estudiantes podrían considerar estas asignaturas como una carga porque no están seguros de sí mismos acerca de sus competencias en estadística (Chiesi y Primi, 2010). En este sentido, la peor consecuencia de esta carencia de autoconfianza es que «muchos estudiantes creen que una asignatura de estadística es la mayor amenaza para la consecución de un grado, y el bajo desempeño se ha convertido en un problema para muchas instituciones educativas de todo el mundo» (Vigil-Colet, Lorenzo, y Condon, 2008, p. 175). Por esta razón, resulta esencial obtener evidencias empíricas sobre las principales variables que explican el rendimiento en estadística de los estudiantes. El editorial del número especial de la revista *Statistics Education Research Journal* (SERJ) (centrada en las actitudes hacia la estadística) (Schau, Millar, y Petocz, 2012)

señala la necesidad de avanzar en la teoría y el conocimiento sobre las actitudes hacia la estadística, y anima a los investigadores a utilizar métodos cuantitativos complejos de modelado. En este trabajo, se utiliza un enfoque desde los modelos de ecuaciones estructurales (MEE) para probar un modelo incluyendo predictores potenciales del desempeño en estadística.

Uno de estos posibles predictores es la ansiedad estadística, «ansiedad que se produce como resultado de interactuar con la estadística en cualquier forma y en cualquier nivel, y que parece implicar una compleja serie de reacciones emocionales que tienen la tendencia a debilitar el aprendizaje» (Onwuegbuzie y Daley, 1999, p. 1089). La ansiedad ante los exámenes puede definirse como un rasgo específico caracterizado por la predisposición para reaccionar con ansiedad elevada en contextos relacionados con el rendimiento (Hodapp, Glanzmann, y Laux, 1995; Keith, Hodapp, Schermelleh-Engel, y Moosbrugger, 2003). Así, la ansiedad estadística podría considerarse un constructo más específico que la ansiedad ante los exámenes, y un mejor predictor del rendimiento en estadística que la ansiedad ante los exámenes u otras medidas de ansiedad general debido a que la relación directa entre estas medidas y el rendimiento estadístico no ha resultado significativo (Finney y Schraw, 2003; Furnham y Chamorro-Premuzic, 2004; Hair y Hampson, 2006; Vigil-Colet et al., 2008). A su vez, la medida de la ansiedad ante los exámenes está más relacionada con el rendimiento académ-

mico general que otras medidas de ansiedad general, tales como la ansiedad rasgo (Rindermann y Neubauer, 2001; Vigilia et al., 2008). En consecuencia, se sugiere el uso de medidas específicas como predictores directos del rendimiento en estadística.

Otro predictor potencial es la Actitud hacia la estadística (Budé et al., 2007; Chiesi et al., 2010; Lalonde y Gardner, 1993; Nasser, 2004; Onwuegbuzie, 2003; Ramírez, Schau, y Emmioglu, 2012; Sorge y Schau, 2002; Tempelaar, van Der Loeff, y Gijse-laers, 2007; Tremblay et al., 2000; Wisenbaker, Scott, y Nasser, 2000). Lalonde y Gardner (1993) probaron un modelo MEE que incluía las medidas de aptitud matemática, ansiedad estadística y actitudes hacia la estadística, la motivación para aprender estadística, y el esfuerzo, para la predicción del rendimiento en estadística. La aptitud apareció como predictor directo positivo del rendimiento y negativo de la ansiedad estadística, que a su vez fue predictor, tanto de la motivación como del rendimiento. La relación entre la ansiedad estadística y el rendimiento no fue significativa. Tremblay et al. (2000) replicaron el modelo de Lalonde y Gardner (1993), y contrariamente a lo esperado, obtuvieron una relación significativa y negativa entre la ansiedad estadística y el rendimiento, y negativa entre las actitudes y la ansiedad estadística. Los autores sugirieron la inclusión de información relativa a los antecedentes del desempeño en matemáticas o estadística (bagaje) como predictor potencial del rendimiento (Cassady y Johnson, 2002; Elo-

súa, López-Jáuregui, Bully, y Mujika, 2012; Sorge y Schau, 2002). Tempelaar et al. (2007) obtuvieron mediante un enfoque MEE que las actitudes influyen sobre el desempeño en estadística, pero este no presenta una relación significativa con el razonamiento estadístico. Más recientemente, Hood, Creed, y Neumann (2012) replicaron el modelo de Sorge y Schau (2002) y hallaron que los resultados previos del desempeño y de las experiencias en estadística fueron el predictor más importante del rendimiento, junto con solamente dos dimensiones de las actitudes hacia la estadística (esfuerzo y expectativas), y que, por tanto, la mejora de las habilidades estadísticas fundamentales debería mejorar las actitudes y el rendimiento.

Otro trabajo importante es el relativo al modelo de Mediación Ansiedad-Expectativa (MAE) (Onwuegbuzie, 2003), donde se espera que tanto la ansiedad estadística como las expectativas de logro medien en la relación entre las características cognitivas y la personalidad, y el rendimiento. La ansiedad estadística y el logro juegan un papel central, mediando la relación entre el rendimiento y la ansiedad, los hábitos de estudio, la carga académica, y el número de asignaturas de estadística cursadas. Un año después, Nasser (2004) obtuvo un alto efecto positivo de la aptitud matemática y un efecto menor, pero significativo y positivo, de las actitudes sobre el rendimiento mediante un enfoque MEE. También halló una relación directa y negativa entre la ansiedad estadística y las ac-

titudes, pero la relación entre la ansiedad y el rendimiento no fue significativa, de forma consistente con el estudio de Lalonde y Gardner (1993), pero contrario a los de Onwuegbuzie (2003) y Tremblay et al. (2000).

Chiesi y Primi (2010) propusieron un modelo MEE donde el bagaje matemático afectaba tanto a los conocimientos como a las actitudes hacia la estadística. Estas dos variables influían a la ansiedad estadística, que a su vez se relacionaba directamente con las actitudes y el rendimiento. También se incluyó un efecto directo del conocimiento matemático sobre el rendimiento. Se consideraron los posibles cambios en las actitudes durante el curso debido a la interacción con los contenidos y las exigencias de la disciplina, y si este cambio fue mediado por la competencia matemática inicial. Los resultados mostraron que tanto las actitudes posteriores a la evaluación y el conocimiento matemático estaban relacionados directa y positivamente con el desempeño, pero la ansiedad estadística solamente afectó el rendimiento sólo de forma indirecta a través de las actitudes.

En resumen, la revisión de la literatura revela grandes diferencias sobre (a) las variables e instrumentos de medida incluidos en los modelos; (b) las complejas interrelaciones entre los predictores del desempeño en estadística; y (c) la magnitud de los predictores. En este sentido, Slotmaeckers (2012) señala que hay un pequeño pero creciente cuerpo de estudios que muestran una relación entre las actitudes hacia la estadística y

el rendimiento en estadística, y que son escasos los estudios que también incluyen la ansiedad estadística y sus antecedentes en un único modelo. Esta es la principal razón que fundamenta la conveniencia de este estudio.

### **El modelo estructural**

El modelo hipotetiza (modelo A) que el bagaje matemático y la ansiedad estadística son predictores directos de las actitudes hacia la estadística, con una relación positiva y negativa, respectivamente. A su vez, el bagaje matemático presenta una relación directa y negativa con la ansiedad estadística. La ansiedad rasgo y la ansiedad ante los exámenes se consideran predictores positivos directos de la ansiedad estadística. Por último, el bagaje matemático, las actitudes, la ansiedad estadística, la ansiedad ante los exámenes y la ansiedad rasgo se consideran predictores directos del rendimiento, con un efecto positivo en los dos primeros casos, y negativo con las tres variables relacionadas con la ansiedad (ver Figura 1).

El modelo postula que un mayor nivel tanto de aptitud numérica como de autoconcepto matemático debería incrementar una actitud positiva hacia la estadística. Por el contrario, niveles bajos de bagaje matemático podrían hacer que los estudiantes se sientan abrumados por el contenido de las asignaturas de estadística. A su vez, un menor nivel de ansiedad rasgo y de ansiedad ante los exámenes debería disminuir la ansiedad estadística, y esta cadena de efectos también debería

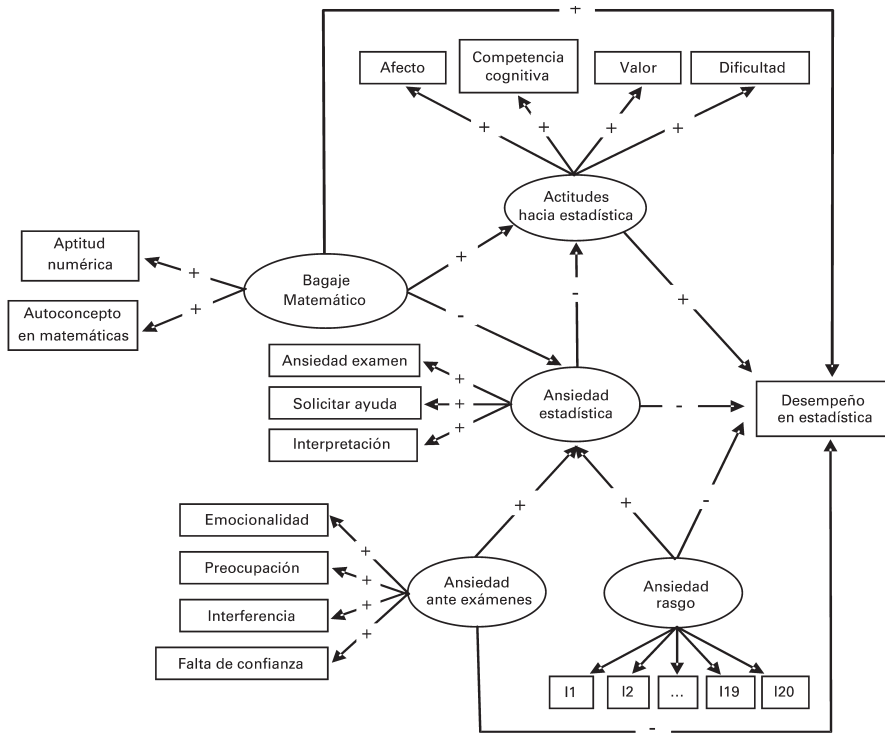


Figura 1. Modelo inicial del desempeño en estadística (modelo A).

umentar las actitudes positivas. Así, se espera un mejor desempeño en estadística para los estudiantes con mejores actitudes hacia la estadística y menor ansiedad estadística. Las variables sociodemográficas como género, edad, ingresos, o residencia no están presentes en el modelo debido a que su relación con el desempeño en estadística no fue significativa en la fase exploratoria del estudio. El modelo plantea que las actitudes hacia la estadística juegan un papel esencial como el predictor directo más potente del

rendimiento, incluso mayor que la ansiedad estadística. El objetivo del estudio es estimar el ajuste del modelo y analizar los resultados de acuerdo con los hallazgos previos de la literatura.

## Método

### Participantes

La muestra está compuesta por 472 estudiantes universitarios (124 hombres, 348 mujeres) de tres

titulaciones diferentes de las Ciencias de la Salud (Psicología, Enfermería y Fisioterapia) de la Universidad de las Islas Baleares. Todas las personas participantes estaban matriculadas en una asignatura común a las tres titulaciones cuyas competencias fundamentales se relacionaban con la estadística y solamente se requerían aptitudes matemáticas básicas. El rango de edad fue de 17 hasta 54 años ( $M = 22.54$ ;  $DT = 6.33$ ), y la mediana de la distribución fue de 20 años (81.9% entre 17 y 25 años). La participación fue completamente voluntaria y sin incentivos, y la batería de tests fue administrada durante una sesión de clases prácticas de la asignatura. Todos los estudiantes que asistieron a la sesión accedieron a participar en el estudio. Los participantes representan el 85.7% del número total de estudiantes matriculados. Estos datos sobre la participación y la representatividad minimizan el efecto potencial del sesgo de autoselección.

### Instrumentos

La *Aptitud numérica* fue medida mediante una subescala de la última versión del DAT-5 (Bennett et al., 1990) y adaptada al contexto español por TEA Ediciones (2006). Contiene 40 ítems con respuesta múltiple de 5 anclajes y una única opción correcta, como por ejemplo: Si  $2x^2 + 6x = 2x^2 + 3x + 5$ , entonces  $x$  es igual a (a)  $-2.5$ , (b)  $-5/4$ , (c)  $-1$ , (d)  $0.6$ , o (e) Ninguna de ellas es correcta. El tiempo límite para completar el test es de 20 minutos. Las evi-

dencias de fiabilidad y validez para esta subescala del DAT-5 se limitan generalmente a: (a) estudios de fiabilidad (oscilando desde .80 a .90) (Psychological Corporation, 1991); (b) correlaciones con otros instrumentos psicométricos orientados a la medida del mismo constructo o similares (desde .65 a .90) (Snow y Swanson, 1992), y (c) estudios que han obtenido muy buenos resultados acerca de su capacidad predictora del desempeño académico (Brown y Lent, 2012; Psychological Corporation, 1991). El coeficiente de fiabilidad (procedimiento test-retest) para la versión adaptada española fue de .81 (TEA Ediciones, 2006).

Se incluyó un único ítem para medir el *autoconcepto matemático*. El contenido del ítem fue operacionalizado como sigue: «Qué puntuación te otorgarías en una escala 0-10 sobre tu bagaje académico en matemáticas a lo largo de tu vida?» Este ítem intenta medir el grado de competencia matemática autopercebida de los estudiantes. Es conocido en la literatura que el uso de un único ítem en investigación empírica debe ser tratado con precaución. El uso de tales medidas debe estar limitado a circunstancias especiales (Diamantopoulos, Sarstedt, Fuchs, Wilczynski, y Kaiser, 2012).

Dado que el objetivo fundamental de esta investigación se centra más en obtener evidencias empíricas acerca de los efectos principales en una red nomológica que en profundizar en los modelos de medida, puede ser suficiente considerar una única cuestión global que haga que los participan-

tes «consideren todos los aspectos y preferencias individuales de ciertos aspectos del constructo que son medidos» (Nagy, 2002, p. 79). Así, los estudiantes pueden evaluar con una escala única los aspectos más relevantes de su bagaje académico en matemáticas e ignorar los no relevantes (De Boer et al., 2004). Las relaciones bivariantes con los otros constructos en el modelo mostraron un comportamiento conforme a hipótesis: positiva con los factores de las actitudes hacia la estadística (oscilando entre .20 y .51), aptitud numérica (.35), y rendimiento (.39); y negativa con los factores de la ansiedad ante los exámenes (desde -.12 hasta -.25), y con los de la ansiedad estadística (desde -.16 a -.26).

La *Ansiedad rasgo* fue medida con la adaptación española del State-Trait Anxiety Inventory (STAI) (Spielberger et al., 1988), compuesta por 20 ítems con una escala Likert de 4 anclajes. La adaptación española obtuvo una fiabilidad test-retest de .81 para la ansiedad rasgo, y el alfa de Cronbach osciló entre .83 y .92. El coeficiente alfa de este estudio fue de .89. Muchos estudios reportan evidencias adecuadas de validez del STAI (Kabacoff, Segal, Hersen, y Van Hasselt, 1997; Novy, Nelson, Goodwin, y Rowzee, 1993; Okun, Stein, Bauman, y Silver, 1996; Spielberger y Reheiser, 2004; Tilton, 2008).

*Ansiedad ante los exámenes.* El German Test Anxiety Inventory (TAI-G) (Hodapp, 1991) es una adaptación del Test Anxiety Inventory (TAI) (Spielberger, 1980). Este estudio uti-

lizó la adaptación española del TAI-G (Sesé et al., 2010) con 30 ítems y escala de 4 anclajes, y una estructura de 4 factores: *emocionalidad* (8 ítems), *preocupación* (10 ítems), *interferencia* (6 ítems), y *falta de confianza* (6 ítems), con coeficientes de fiabilidad de 0.87, 0.86, 0.81 and 0.86, respectivamente. Se obtuvieron evidencias de validez de criterio de los cuatro factores con relación a otras variables como ansiedad estadística (.58), ansiedad rasgo (desde .31 a .36), inteligencia emocional (oscilando desde -.24 a -.37), y rendimiento académico (desde -.22 a -.33). Keith et al. (2003) obtuvieron evidencias de validez de constructo adecuadas utilizando un procedimiento de análisis factorial confirmatorio con diseños transversales y longitudinales.

*Ansiedad estadística.* La Escala de Ansiedad Estadística (EAE) (Vigil-Colet et al., 2008) es una medida autorreferida de 24 ítems con una escala Likert de 5 anclajes. Posee una estructura latente de tres factores: *ansiedad ante el examen* (8 ítems, p.ej., «Estudiar para un examen en una asignatura de estadística»), *ansiedad por pedir ayuda* (8 ítems, p.ej., «Preguntar al profesor cómo usar una tabla de probabilidad»), y *ansiedad por la interpretación* (8 ítems, p. ej., «Intentar comprender una demostración matemática»). El estudio de Vigil-Colet et al. (2008) obtuvo valores de fiabilidad de .87, .92 y .82 para los 3 factores, respectivamente, y a su vez, el presente estudio obtuvo coeficientes de fiabilidad de .91, .93 y .84. Recientemente se han aportado propiedades

adecuadas de fiabilidad y validez para la EAE (Chiesi, Primi, y Carmona, 2011; Oliver, Sancho, Galiana, y Cebriá, 2014).

Las *Actitudes hacia la Estadística* son medidas con el Survey of Attitudes Toward Statistics (SATS-28) (Schau et al., 1995), compuesto por 28 ítems de escala Likert con 7 anclajes y 4 factores: *afecto* (6 ítems, p.ej., «Me gusta la estadística»), que mide los sentimientos positivos y negativos relacionados con la estadística; *competencia cognitiva* (6 ítems, p.ej., «Puedo aprender estadística»), que mide las actitudes acerca de la aplicación a la estadística del conocimiento intelectual y las aptitudes; *valor* (9 ítems, p.ej., «La estadística no es importante en mi vida»), que mide las actitudes hacia la utilidad, relevancia, y el valor de la estadística en la vida personal y profesional; y *dificultad* (7 ítems, p.ej., «Aprender estadística requiere mucha disciplina»), que mide las actitudes acerca de la dificultad de la estadística como asignatura, y la percepción de las demandas de la tarea. Los coeficientes de fiabilidad obtenidos en diversos estudios oscilaron entre .80 y .89 para *afecto*, entre .77 y .88 para *competencia cognitiva*, entre .74 y .90 para *valor*, y desde .64 a .81 para *dificultad*. Ramírez, Emmioğlu y Schau (2010) alentaron a los investigadores a utilizar el SATS-28 debido a sus buenas propiedades psicométricas y su congruencia con el Modelo de Valor-Expectativa (Eccles et al., 1983). Recientemente, Nolan, Beran, y Hecker (2012) hallaron que el SATS-28 fue el único instrumento

centrado en las actitudes hacia la estadística con un adecuado comportamiento psicométrico con relación a todos los subtipos de validez externa (convergente, discriminante, y predictiva) después de una revisión metaanalítica. Este estudio utilizó la adaptación española del SATS-28 (Carmona y Moreno, 1999). Los coeficientes de fiabilidad obtenidos en este estudio fueron .88 para *afecto*, .90 para la *competencia cognitiva*, .92 para *valor*, y .85 para *dificultad*.

El rendimiento académico fue evaluado mediante la calificación obtenida por los estudiantes en el primer examen de estadística realizado a mitad del curso. El examen consistió en un conjunto de preguntas teóricas y problemas numéricos. Se utilizó una escala de respuesta múltiple con cuatro alternativas y una sola respuesta correcta para cada pregunta. Se aplicó la fórmula de corrección del azar solamente en las cuestiones teóricas. Se utilizó la escala de evaluación de la universidad española (0-10 puntos) y las calificaciones de los estudiantes se obtuvieron de los expedientes oficiales. El acceso a las calificaciones fue autorizado por los estudiantes en el momento en que accedieron a participar en el estudio, de acuerdo con la Ley española de protección de datos.

## Procedimiento

Todos los estudiantes matriculados en un curso introductorio de estadística, común para Psicología, Enfermería y Fisioterapia, fueron invitados a participar voluntariamente en el es-



tudio. La asignatura es introductoria y por lo tanto no requiere entrenamiento estadístico previo. Los cuestionarios fueron administrados durante una única sesión correspondiente a una clase práctica programada de la asignatura. El tiempo necesario para contestarlos osciló entre 60 y 75 minutos, incluyendo el tiempo estándar de 20 minutos máximo para completar la subescala de aptitud numérica. El desarrollo físico de la batería siguió los principios de la ergonomía cognitiva para reducir las dificultades perceptivas y la fatiga de los participantes. La administración de la batería fue programada tres semanas antes del primer examen de la asignatura a la mitad del semestre para evitar que las medidas de ansiedad incrementaran en demasía y pudiesen generar un efecto techo y para minimizar el abandono de los estudiantes. Se aseguró la confidencialidad y se cumplieron todos los requerimientos establecidos por la Comisión de Bioética para estudios con seres humanos de la Universidad de las Islas Baleares.

### **Análisis estadísticos**

Los estadísticos descriptivos preliminares determinaron los coeficientes de fiabilidad, los estadísticos descriptivos, y las correlaciones entre las variables observables. Se llevó a cabo un conjunto de análisis factoriales confirmatorios para estimar el ajuste de los modelos de medida. Posteriormente se llevaron a cabo análisis sobre la normalidad multivariante para evaluar los supuestos estadís-

ticos de los métodos de estimación de los MEE mediante el programa PRELIS 2. Aunque los datos no cumplieron la asunción de normalidad multivariante, la pequeña desviación hallada (valores  $z$  de asimetría y apuntamiento por debajo de 1.00) no invalidó el uso del método de máxima verosimilitud con el programa LISREL 8.80 (Jöreskog y Sörbom, 2006). El modelo estimado no contempló la inclusión de covarianzas de error entre los ítems.

Para la evaluación del ajuste global del modelo se utilizaron los índices  $\chi^2$ , la razón  $\chi^2$  respecto los grados de libertad ( $gl$ ), el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y su intervalo de confianza al 90% (con un valor  $p$  respecto a  $RMSEA < .05$ ), el Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR), el Comparative Fit Index (CFI) y el Goodness of Fit Index (GFI). Se considera que un modelo ajusta a los datos si  $\chi^2$  no es significativo,  $\chi^2/gl < 3$ ,  $RMSEA < .05$ ,  $SRMR < .08$ , y  $CFI$  y  $GFI \geq .95$  (Hu y Bentler, 1999; Schreiber, Stage, King, Nora, y Barlow, 2006). Finalmente se adoptó el criterio de significación del 5% para evaluar los parámetros individuales (p.ej., 2.00 para el valor  $t$  de los parámetros).

## **Resultados**

### **Análisis preliminares**

Los estadísticos descriptivos para cada ítem incluido en el modelo de ecuaciones estructurales mostraron

Tabla 1  
*Estadísticos Descriptivos, y Correlaciones Bivariantes entre las Variables Observables Incluidas en el Modelo Estructural*

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. Aptitud numérica	-														
2. Autoconcepto matem.	.35**	-													
3. Afecto	.28**	.51**	-												
4. Competencia cognitiva	.30**	.55**	.75**	-											
5. Valor	.19**	.16**	.37**	.40**	-										
6. Dificultad	.17**	.27**	.48**	.56**	.18**	-									
7. Ansiedad por examen	-.20**	-.26**	-.47**	-.43**	-.09*	-.35**	-								
8. Ansiedad pedir ayuda	-.02	-.15**	-.35**	-.32**	-.07	-.20**	.45**	-							
9. Ans. por interpretación	-.18**	-.25**	-.44**	-.45**	-.12*	-.31**	.54**	.61**	-						
10. Ansiedad rasgo	-.06	-.05	-.21**	-.24**	-.05	-.14**	.37**	.38**	.37**	-					
11. Preocupación	-.08	-.03	-.18**	-.15**	-.03	-.16**	.54**	.28**	.32**	.42**	-				
12. Emocionalidad	-.08	-.08	-.28**	-.25**	-.04	-.17**	.59**	.34**	.36**	.50**	.61**	-			
13. Interferencia	-.12**	-.24**	-.36**	-.41**	-.15**	-.25**	.44**	.31**	.42**	.50**	.45**	.49**	-		
14. Falta de confianza	-.01	-.25**	-.28**	-.01	.10*	.05	.40**	.38**	.37**	.54**	.31**	.48**	.42**	-	
15. Rendim. Estadístico	.26**	.39**	.48**	.45**	.20**	.27**	-.27**	-.20**	-.23**	-.02	-.06	-.06	-.28**	-.08	-
Rango de la variable	0-40	0-10	0-24	0-24	0-36	0-28	8-40	8-40	8-40	0-60	10-40	8-32	6-24	6-24	0-10
Media	15.86	6.26	8.18	11.65	15.02	15.28	30.93	16.86	16.56	27.80	29.65	18.85	12.01	13.75	6.35
DE	6.30	1.48	2.75	2.32	2.96	2.53	6.77	7.24	6.10	4.75	5.96	6.40	4.17	7.56	2.67

\*\*  $p < .01$ . \*  $p < .05$ .

que la asimetría osciló desde  $-.69$  a  $0.81$ , y el apuntamiento entre  $-.89$  y  $1.04$ . Además, un valor de  $1.05$  para el índice relativo de apuntamiento multivariante indicó una pequeña desviación respecto la normalidad multivariante. Los gráficos de dispersión mostraron la inexistencia de valores alejados univariantes o multivariantes, y de valores faltantes, y en consecuencia, no fue necesaria ni la eliminación ni la imputación de datos. Los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones entre las variables observables del modelo se muestran en la Tabla 1.

### El modelo estructural

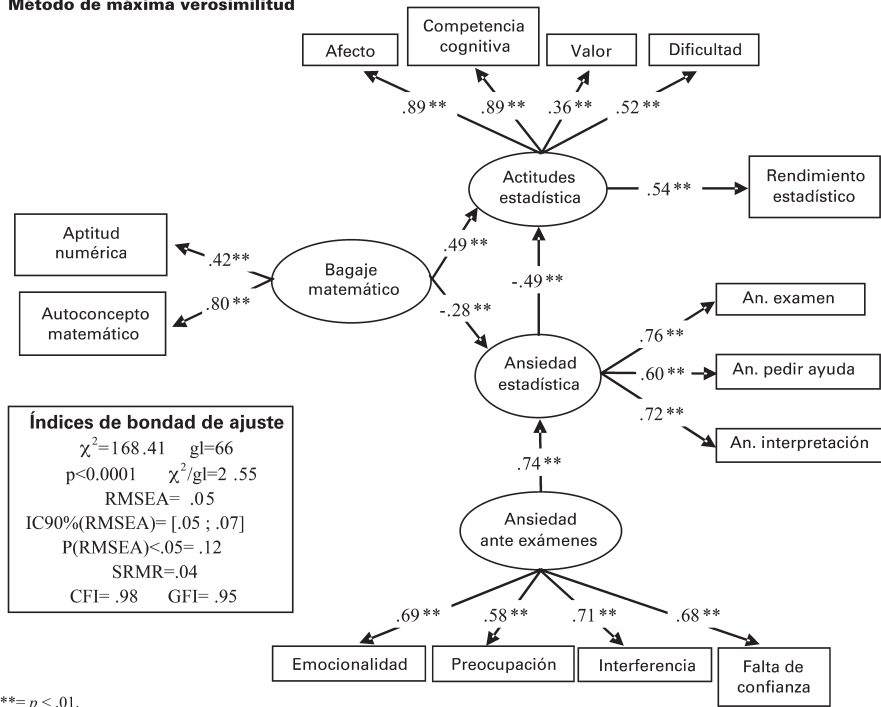
El modelo de medida de los instrumentos fue probado de forma previa al ajuste del modelo estructural. Es importante asegurar que no hay partes del modelo con peor funcionamiento que pueden afectar al ajuste global del modelo estructural. Se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar el buen ajuste de las variables latentes: *Bagaje matemático*, *Ansiedad rasgo*, *Ansiedad ante los exámenes*, *Ansiedad estadística*, y *Actitudes hacia la estadística*. No aparecieron problemas relevantes con la normalidad multivariante previamente a la estimación de los modelos. Los resultados del AFC fueron adecuados para las cinco medidas conforme a su modelo latente, y todas las saturaciones factoriales estandarizadas fueron estadísticamente significativas y en ningún caso inferiores a  $.50$ . El comportamiento psi-

cométrico del indicador único para la medida del Autoconcepto matemático también fue adecuado. De acuerdo con estos resultados del modelo de medida, no se encontraron problemas relevantes para estimar el ajuste del modelo estructural.

Los resultados del modelo estructural se presentan de acuerdo con las recomendaciones de Schreiber et al. (2006). El modelo inicial (modelo A) mostró un ajuste inadecuado a los datos. El índice ji-cuadrado fue estadísticamente significativo ( $\chi^2 = 2366.27$ ,  $gl = 518$ ,  $p < .0001$ ),  $\chi^2/gl$  fue mayor de 3 ( $4.57$ ), RMSEA fue claramente superior a  $.05$  (RMSEA =  $.09$ ) con una  $p$  (RMSEA  $< .05$ )  $< .0001$ , y tanto CFI ( $.93$ ) como GFI ( $.77$ ) obtuvieron valores por debajo de  $.95$ , valor límite de buen ajuste. AIC obtuvo un valor de  $2520.67$ . Solamente SRMR obtuvo un valor aceptable de  $.07$ . Los coeficientes path desde bagaje matemático, ansiedad ante los exámenes, ansiedad rasgo y ansiedad estadística, hacia rendimiento, y el coeficiente desde ansiedad rasgo a ansiedad estadística, fueron no significativos. Consecuentemente, la ansiedad rasgo fue eliminada junto con todos los coeficientes path no significativos. Se estimó este modelo reducido (modelo B) (ver Figura 2).

Los resultados para el modelo B mostraron un adecuado ajuste global a los datos ( $\chi^2 = 168.41$ ,  $gl = 66$ ,  $p < .0001$ ),  $\chi^2/gl$  fue inferior a 3 ( $2.55$ ), RMSEA se mantuvo en el valor límite de buen ajuste (RMSEA =  $.05$ ) con una  $p$  (RMSEA  $< .05$ ) =  $.12$  (CI 90% RMSEA:  $.05$ ;  $.07$ ), y tanto CFI ( $.98$ )

**Método de máxima verosimilitud**



\*\*=  $p < .01$ .

Figura 2. El mejor modelo estimado (modelo B) sobre rendimiento en estadística, coeficientes path estandarizados, e índices de bondad de ajuste.

como GFI (.95) indicaron buen ajuste, así como el SRMR (.04). El índice AIC del modelo fue 246.41. La comparación de modelos fue estadísticamente significativa ( $\Delta\chi^2 = 2197.86$ ,  $gl = 452$ ,  $p < .0001$ ) y se seleccionó el modelo con mejor ajuste (modelo B). La potencia estimada utilizando el índice RMSEA fue .99 (Preacher y Coffman, 2006). Todos los coeficientes path fueron estadísticamente significativos ( $p < .01$ ). Conforme a lo esperado, el bagaje matemático tuvo un

efecto directo y positivo sobre las actitudes (.49) y negativo sobre la ansiedad estadística (-.28). Se encontró una fuerte relación positiva entre ansiedad ante los exámenes y ansiedad estadística (.74), que a su vez presentó una relación negativa con las actitudes (-.49). Finalmente, las actitudes aparecieron directa y positivamente relacionadas con el rendimiento en estadística (.54). Además, el bagaje matemático, la ansiedad ante los exámenes, y la ansiedad estadística tu-

vieron efectos indirectos sobre el rendimiento (.34, -.19 y -.26, respectivamente). La correlación entre las variables exógenas, bagaje matemático y ansiedad ante los exámenes fue  $-.33$  ( $p < .01$ ). El modelo B explicó el 28.89% de la varianza del desempeño en estadística, el 75.36% de la ansiedad estadística, y el 72.08% de las actitudes hacia la estadística.

### Discusión

El propósito del presente estudio fue estimar un MEE que incluyera el bagaje matemático, la ansiedad rasgo, la ansiedad ante los exámenes, la ansiedad estadística y las actitudes hacia la estadística como predictores potenciales del rendimiento en estadística. El bagaje matemático, variable latente compuesta por una medida de la aptitud numérica y de la medida autopercebida de la competencia matemática, tuvo un efecto directo positivo en las actitudes hacia la estadística y negativo sobre la ansiedad estadística, de forma consistente con investigaciones previas (Chiesi y Primi, 2010; Hood et al., 2012; Lalonde y Gardner, 1993; Nasser, 2004; Sorge et al., 2002; Tempelaar et al., 2007). Sin embargo, el bagaje matemático solo tuvo un efecto indirecto sobre el rendimiento a través de las actitudes. Por otra parte, la ansiedad ante los exámenes presentó un potente efecto directo y positivo sobre la ansiedad estadística, de forma muy consistente con los hallazgos de la literatura que consideraban la ansiedad estadística como una forma más espe-

cífica de la ansiedad ante los exámenes (Stöber y Pekrun, 2004). Pero el efecto de ansiedad rasgo sobre la ansiedad estadística resultó no significativo, de acuerdo con Rindermann y Neubauer (2001), y especialmente con Vigil et al. (2008). Además, tanto la ansiedad rasgo como la ansiedad ante los exámenes no presentaron efectos directos significativos con respecto al rendimiento en estadística, de acuerdo con estudios previos (Finney y Schraw, 2003; Furnham y Chamorro-Premuzic, 2004; Hair y Hampson, 2006; Macher et al., 2012; Onwuegbuzie y Daley, 1999; Onwuegbuzie et al., 1995; Vigil et al., 2008).

La relación directa entre ansiedad estadística y rendimiento no fue estadísticamente significativa, de acuerdo con lo obtenido por varios estudios (Budé et al., 1997; Chiesi y Primi, 2010; Lalonde y Gardner, 1993; Nasser, 2004; Tempelaar et al., 2007), pero de forma contraria a los de Onwuegbuzie (2003) y Tremblay et al. (2000). Sin embargo, la ansiedad estadística se mostró predictor directo de las actitudes, y estas a su vez mostraron un efecto directo sobre el rendimiento. Los resultados añaden evidencias empíricas sobre la existencia de un efecto indirecto de la ansiedad sobre el rendimiento a través de las actitudes. Este papel preponderante de las actitudes hacia la estadística como variable predictora del rendimiento ha sido establecido recientemente (Chiesi y Primi, 2010; Nasser, 2004; Ramírez et al., 2012).

En conclusión, las evidencias empíricas muestran que el único efecto

directo sobre el desempeño en estadística proviene de las actitudes, las cuales a su vez reciben efectos directos desde el bagaje matemático y la ansiedad estadística, e indirectos desde la ansiedad ante los exámenes a través de la ansiedad estadística. Así, los estudiantes con mejor rendimiento en estadística deberían ser aquellos con actitudes más positivas hacia la estadística, que a su vez pueden ser incrementadas por mayores niveles de bagaje matemático y valores más bajos de ansiedad ante los exámenes y ansiedad estadística.

A partir de estos hallazgos se pueden derivar algunas implicaciones para el desarrollo de programas de intervención. De acuerdo con las sugerencias de Chiesi y Primi (2010), y Hood et al. (2012), el bagaje matemático y las actitudes hacia la estadística pueden considerarse los principales objetivos para mejorar el rendimiento. También es importante proveer a los estudiantes de los recursos para afrontar la ansiedad ante los exámenes de acuerdo con su potente efecto directo y positivo sobre la ansiedad estadística. Puede resultar útil implementar cursos de nivelación específicos sobre habilidades matemáticas básicas para estudiantes con menores aptitudes numéricas, de forma previa al comienzo de las asignaturas estadísticas oficiales. En paralelo, pero no directamente derivado de las implicaciones del modelo, puede resultar necesario tratar de que los estudiantes reconozcan la aplicabilidad de la estadística, no solamente de cara a la investigación (que tam-

bién), sino para ser capaces de comprender el conocimiento científico y su progreso. En este sentido, la coordinación de los sistemas educativos debería permitir la incorporación de contenidos estadísticos en asignaturas de naturaleza no estadística a fin de facilitar a los estudiantes el uso de la estadística aplicada a una amplia gama de áreas de su futura actividad profesional (Slootmaeckers, 2012). De ese modo, los estudiantes puede que incrementen la probabilidad de «completar sus asignaturas siendo capaces de integrar el pensamiento estadístico» (Ramírez et al., 2012, p. 65). Si estas dos acciones se complementasen reduciendo la ansiedad ante los exámenes, y consecuentemente, la ansiedad estadística, la mejora del rendimiento podría ser un objetivo alcanzable, como la hipótesis más potente del modelo ajustado.

A pesar de los buenos resultados del ajuste del modelo, la principal limitación de este estudio fue no considerar los cambios que las actitudes pueden sufrir a lo largo del curso. Un reto importante es implementar modelos longitudinales que puedan ser sensibles a los cambios, tanto intracurso como a los relativos a la estabilidad temporal de las competencias estadísticas aprendidas. Un diseño de cohorte podría replicar los hallazgos de este estudio, pero desde una perspectiva teórica más dinámica y compleja. Un diseño longitudinal podría permitir obtener evidencias acerca de la direccionalidad de los efectos y asegurar los argumentos para desarrollar e implementar programas de interven-

ción psicodidáctica. Otra limitación se refiere a las características de la muestra y su poder de generalización. Finalmente, para futuras investigaciones para la autocompetencia percibida en matemáticas se podría utilizar un indicador único como el propuesto por Benson (1989) o por Bandalos, Yates y Thorndike-Crist (1995).

A pesar de estas limitaciones, los resultados de este estudio muestran un patrón de asociación significativa entre la ansiedad ante los exámenes, la ansiedad estadística, las actitudes ha-

cia la estadística y el bagaje matemático, con relación al rendimiento en estadística. Las evidencias refuerzan la visión de Ramírez et al. (2012):

La gente se olvida de lo que no utiliza. Pero las actitudes «quedan». Las actitudes positivas mantienen el uso de lo que hemos aprendido. También nos animan a buscar oportunidades para aprender más. Es por estas razones que las actitudes de los estudiantes son el resultado más importante e influyente en los cursos introductorios de estadística (p. 67).

## Referencias

- Baloglu, M. (2003). Individual differences in statistics anxiety among college students. *Personality and Individual Differences*, 34, 855-865. doi: 10.1016/S0191-8869(02)00076-4
- Bandalos, D. L., Yates, K., y Thorndike-Christ, T. (1995). Effects of math self-concepts, perceived self-efficacy, and attributions for failure and success on test anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 87, 611-623. doi: 10.1037/0022-0663.87.4.611
- Bennett, G. K., Seashore, H. G., y Wesman, A. G. (1990). *Differential aptitude tests (5th Edition)*. New York: The Psychological Corporation.
- Benson, J. (1989). Structural components of statistical test anxiety in adults: An exploratory model. *Journal of Experimental Education*, 57, 247-261. doi: 10.1080/00220973.1989.10806509
- Brown, S. D., y Lent, R. W. (2012). *Career development and counseling: Putting theory and research to work*. New York: Wiley.
- Budé, L., Van De Wiel, M. W. J., Imbos, T., Candel, M. J. J. M., Broers, N. J., y Berger, M. P. F. (2007). Students' achievements in a statistics course in relation to motivational aspects and study behaviour. *Statistics Education Research Journal*, 6, 5-21.
- Carmona, J. (2004). *Mathematical background and attitudes toward statistics in a sample of undergraduate students*. Comunicación presentada en la 10th International Congress on Mathematics Education, Copenhagen, Dinamarca.
- Carmona, J., Martínez, R. J., y Sánchez, M. (2005). Mathematical background and attitudes toward statistics in a sample of Spanish college students. *Psychological Reports*, 97, 53-62.
- Carmona, J., y Moreno, R. (1999). Structuring the domain of attitudes toward statistics. En R. Meyer Schweizer

- (Ed.), *Facet theory conference: Design and analysis* (pp. 323-334). Berna: FTA-c/o Institut für Soziologie.
- Cassady, J. C., y Johnson, R. E. (2002). Cognitive test anxiety and academic performance. *Contemporary Educational Psychology*, 27, 270-295. doi: 10.1006/ceps.2001.1094
- Chiesi, F., y Primi, C. (2010). Cognitive and non-cognitive factors related to students' statistics achievement. *Statistics Education Research Journal*, 9, 6-26.
- 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
- Coffman, D. L., y MacCallum, R. C. (2005). Using parcels to convert path analysis models into latent variable models. *Multivariate Behavioral Research*, 40, 235-259. doi: 10.1207/s15327906mbr4002\_4
- De Boer, A. G. E. M., van Lanschot, J. J. B., Stalmeier, P. F. M., van Sandick, J. W., Hulscher, J. B. F., de Haes, J. C. J. M., y Sprangers, M. A. G. (2004). Is a single-item visual analogue scale as valid, reliable, and responsive as multi-item scales in measuring quality of life? *Quality of Life Research*, 13(2), 311-320. doi: 10.1023/B:QURE.0000018499.64574.1f
- Diamantopoulos, A., Sarstedt, M., Fuchs, C., Wilczynski, P., y Kaiser, S. (2012). Guidelines for choosing between multi-item and single-item scales for construct measurement: A predictive validity perspective. *Journal of the Academic Marketing Science*, 40, 434-449. doi: 10.1007/s11747-011-0300-3
- Eccles, J. S., Adler, T. F., Futterman, R., Goff, S. B., Kaczala, C. M., Meece, J. L., y Midgley, C. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. En J. T. Spence (Ed.), *Achievement and achievement motivation* (pp. 75-146). San Francisco, CA: W. H. Freeman.
- Elosúa, P., López-Jáuregui, A., Bully, P., y Mujika, J. (2012). Attitudes toward data analysis: Nature and measurement. *Revista de Psicodidáctica*, 17(2), 361-374. doi: 10.1387/Rev Psicodidact.3864
- Finney, S. J., y Schraw, G. (2003). Self-efficacy beliefs in college statistics courses. *Contemporary Educational Psychology*, 28, 161-186. doi: 10.1016/S0361-476X(02)00015-2
- Furnham, A., y Chamorro-Premuzic, T. (2004). Personality and intelligence as predictors of statistics examination grades. *Personality and Individual Differences*, 37, 943-955. doi: 10.1016/j.paid.2003.10.016
- Gal, I., Ginsburg, L., y Schau, C. (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). Amsterdam: IOS Press.
- Hair, P., y Hampson, S. E. (2006). The role of impulsivity in predicting maladaptive behaviour among female students. *Personality and Individual Differences*, 40, 943-952. doi: 10.1016/j.paid.2005.10.002
- Hodapp, V. (1991). Das Prüfungsängstlichkeitsinventar TAI-G: Eine erweiterte und modifizierte Version mit vier Komponenten [The Test Anxiety Inventory TAI-G: An expanded and modified version with four components]. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 5, 121-130.
- Hodapp, V., Glanzmann, P. G., y Laux, L. (1995). Theory and measurement of test anxiety as a situation specific trait. En C. D. Spielberger, y P. R. Vagg



- (Eds.), *Test anxiety. theory, assessment, and treatment* (pp. 47-58). Washington: Taylor & Francis, Londres.
- Hood, M., Creed, P. A., y Neumann, D. L. (2012). Using the expectancy value model of motivation to understand the relationship between student attitudes and achievement in statistics. *Statistics Education Research Journal*, *11*, 72-85.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jöreskog, K. G., y Sörbom, D. (2006). *LISREL 8.80 for Windows* [Computer Software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Kabacoff, R. I., Segal, D. L., Hersen, M., y Van Hasselt, V. B. (1997). Psychometric properties and diagnostic utility of the Beck Anxiety Inventory and the State-Trait Anxiety Inventory with older adult psychiatric outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, *11*, 33-47. doi: 10.1016/S0887-6185(96)00033-3
- Keith, N., Hodapp, V., Schermelleh-Engel, K., y Mosbrugger, H. (2003). Cross sectional and longitudinal confirmatory factor models for the German Test Anxiety Inventory. A construct validation. *Anxiety, Stress and Coping*, *16*, 251-270. doi: 10.1080/1061580031000095416
- Lalonde, R. N., y Gardner, R. C. (1993). Statistics as a second language? A model for predicting performance in psychology students. *Canadian Journal of Behavioral Science*, *25*, 108-125. doi: 10.1037/h0078792
- Macher, D., Puechter, M., Papousek, I., y Ruggeri, K. (2012). Statistics anxiety, trait anxiety, learning behavior, and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, *27*, 483-498. doi: 10.1007/s10212-011-0090-5
- Musch, J., y Bröder, A. (1999). Test anxiety versus academic skills: A comparison of two alternative models for predicting performance in a statistics exam. *British Journal of Educational Psychology*, *69*, 105-116. doi: 10.1348/000709999157608
- Nagy, M. S. (2002). Using a single-item approach to measure facet job satisfaction. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *75*, 77-86. doi: 10.1348/096317902167658
- Nasser, F. (2004). Structural model of the effects of cognitive and affective factors on the achievement of Arabic-speaking pre-service teachers in introductory statistics. *Journal of Statistics Education*, *12*. Retrieved from: <http://www.amstat.org/publications/jse/v12n1/nasser.html>
- Nolan, M. M., Beran, T., y Hecker, K. G. (2012). Surveys assessing students' attitudes toward statistics: A systematic review of validity and reliability. *Statistics Education Research Journal*, *11*, 103-123.
- Novy, D. M., Nelson, D. V., Goodwin, J., y Rowzee, R. D. (1993). Psychometric comparability of the State-Trait Anxiety Inventory for different ethnic subpopulations. *Psychological Assessment*, *5*, 343-349. doi: 10.1037/1040-3590.5.3.343
- Okun, A., Stein, R. K., Bauman, L. J., y Silver, E. J. (1996). Content validity of the Psychiatric Symptom Index, CES Depression Scale, and State-Trait Anxiety Inventory from the perspective of DSM-IV. *Psychological Reports*, *79*, 1059-1069. doi: 10.2466/pr0.1996.79.3.1059

- Oliver, A., Sancho, P., Galiana, L., y Cebriá, M. A. (2014). Nueva evidencia sobre la Statistical Anxiety Scale (SAS). *Anales de Psicología*, *30*, 150-156. doi: 10.6018/analesps.30.1.151341
- Onwuegbuzie, A. J. (2003). Modeling statistics achievement among graduate students. *Educational and Psychological Measurement*, *63*, 1020-1038. doi: 10.1177/0013164402250989
- Onwuegbuzie, A. J., y Daley, C. E. (1999). Perfectionism and statistics anxiety. *Personality and Individual Differences*, *26*, 1089-1102. doi: 10.1016/S0191-8869(98)00214-1
- Onwuegbuzie, A. J., y Seaman, M. A., (1995). The effect of time constraints and statistics test anxiety on test performance in a statistics course. *Journal of Experimental Education*, *63*, 115-124. doi: 10.1080/00220973.1995.9943816
- Preacher, K. J., y Coffman, D. L. (2006, May). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Computer software]. Available from <http://www.quantpsy.org> (2014-01-15).
- Ramírez, C., Emmioğlu, E., y Schau, C. (2010, August). *Understanding students' attitudes toward statistics: New perspectives using an Expectancy-Value Model of motivation and the Survey of Attitudes Toward Statistics*. Comunicación presentada en el Joint Statistical Meetings, Vancouver. Retrieved from: <http://www.evaluationandstatistics.com/JSM2010EVM.pdf>
- Ramírez, C., Schau, C., y Emmioğlu, E. (2012). The importance of attitudes in statistics education. *Statistics Education Research Journal*, *11*, 57-71.
- Rindermann, H., y Neubauer, A. C. (2001). The influence of personality on three aspects of cognitive performance: Processing speed, intelligence and school performance. *Personality and Individual Differences*, *30*, 829-842. doi: 10.1016/S0191-8869(00)00076-3
- Schau, C., Millar, M., y Petocz, P. (2012). Research on attitudes toward statistics. *Statistics Education Research Journal*, *11*(2), 2-5.
- 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. doi: 10.1177/0013164495055005022
- Schreiber, J. B., Stage, F. K., King, J., Nora, A., y Barlow, E. A. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, *99*, 323-337. doi: 10.3200/JOER.99.6.323-338
- Sesé, A., Palmer, A., y Pérez-Pareja, J. (2010). Construct validation for the German Test Anxiety Inventory Argentinean version (GTAI-A) in a Spanish population. *Cognition, Brain, Behavior. An Interdisciplinary Journal*, *14*, 413-429.
- Slotmaeckers, K. (2012). Too afraid to learn?! Attitudes toward statistics as a barrier to learning statistics and to the acquiring of quantitative skills. En *EDULEARN12 Proceedings. EDULEARN12 International Conference on Education and New Learning Technologies*. Barcelona, España, July 2-4 (pp. 0760-0768). International Association of Technology, Education and Development (IATED).
- Snow, R., y Swanson, J. (1992). Instructional psychology: Aptitude, adaptation and assessment. *Annual Reviews of Psychology*, *43*, 583-626. doi: 10.1146/annurev.ps.43.020192.003055
- Sorge, C., y Schau, C. (2002). *Impact of engineering students' attitudes on achievement in statistics: A structural*

- model. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, USA.
- Spielberger, C. D. (1980). *Test Anxiety Inventory*. Palo Alto, C. A.: Consulting Psychologists Press.
- Spielberger, C. D., y Reheiser, E. C. (1994). The job stress survey: Measuring gender differences in occupational stress. *Journal of Social Behavior and Personality*, 9, 199-218.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., y Lushene, R. E. (1988). *State Trait Anxiety Inventory*. Madrid: TEA Ediciones S.A.
- Stöber, J., y Pekrun, R. (2004). Advances in test anxiety research. *Anxiety, Stress, and Coping*, 17, 205-211. doi: 10.1080/1061580412331303225
- TEA Ediciones. (2006). *Test de Aptitudes Diferenciales DAT-5: Manual*. Madrid: TEA Ediciones.
- Tempelaar, D. T., van Der Loeff, S. S., y Gijsselaers, W. H. (2007). A structural equation model analyzing the relationship of students' attitudes toward statistics, prior reasoning abilities and course performance. *Statistics Education Journal*, 6, 78-102.
- The Psychological Corporation (1991). *Differential Aptitude Tests (5<sup>th</sup> Edition). Technical Manual*. San Antonio: The Psychological Corporation.
- Tilton, S. R. (2008). Review of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *News Notes*, 48, 1-3.
- Tremblay, P. F., Gardner, R. C., y Heipel, G. (2000). A model of the relationships among measures of affect, aptitude, and performance in introductory statistics. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 32, 40-48. doi: 10.1037/h0087099
- Vigil-Colet, A., Lorenzo, U., y Condon, L. (2008). Development and validation of the Statistical Anxiety Scale. *Psicothema*, 20, 174-180.
- Wisnabaker, J. M., Scott, J. S., y Nasser, F. (2000). *Structural equation models relating attitudes about and achievement in introductory statistics courses: A comparison of results from the U.S. and Israel*. Comunicación presentada en el 9<sup>th</sup> International Congress on Mathematics Education, Tokio, Japon.

Albert Sesé, Profesor titular en el departamento de Psicología de la Universidad de las Islas Baleares, y decano de la Facultad de Psicología. Es experto en Psicometría, y ha obtenido premios de investigación nacionales e internacionales como el «STAR Early Career Award» (2008) y el «Premio Ramón Bayés Sopena» (2014). Actualmente es el presidente electo de la Stress and Anxiety Research Society (STAR).

Rafael Jiménez, Profesor contratado doctor en el departamento de Psicología de la Universidad de las Islas Baleares, y Vicedecano y Jefe de Estudios de la Facultad de Psicología. Es experto en data mining, y obtuvo el premio «Emilio Bogani» de la «Sociedad científica Socidrogalcohol» (2010). Actualmente investiga sobre la práctica basada en la evidencia en las ciencias de la salud.

Juan José Montaña, Profesor titular en el departamento de Psicología de la Universidad de las Islas Baleares, y Director del Departamento de Psicología. Es experto en redes neuronales artificiales, con una larga producción científica, centrada en la evaluación de competencias, e innovación educativa en educación superior.

Alfonso Palmer, Profesor Catedrático en el Departamento de Psicología de la Universidad de las Islas Baleares. Es el coordinador del área de Metodología, y un reputado experto en Estadística aplicada a la Psicología, con un vasto número de manuales, cientos de comunicaciones y contribuciones a congresos nacionales e internacionales. Desarrolla investigación sobre actitudes hacia la estadística y recibió el premio «Reina Sofía».

Fecha de recepción: 23-10-2014

Fecha de revisión: 21-11-2014

Fecha de aceptación: 14-04-2015