



<Artículo>

Adaptación de una batería para la evaluación de prerrequisitos para el aprendizaje de la Estadística en Psicología.

Joan Guàrdia-Olmos, Maribel Però-Cebollero, Núria Mancho-Fora, Laia Farràs-Permanyer

Fecha de presentación: 03/04/2012

Fecha de aceptación: 10/05/2012

Fecha de publicación: 04/07/2011

//Resumen

Las investigaciones recientes sobre docencia universitaria en Estadística se han centrado en identificar las principales variables que afectan al rendimiento académico. El objetivo de este estudio es analizar las propiedades psicométricas de cuatro cuestionarios (SAS, SATS, MSES-R, PMP) presentados como una batería de prerrequisitos para el aprendizaje de la Estadística, y por tanto potenciales predictores del rendimiento. *Método:* La batería se administró a una muestra de 96 estudiantes del Grado de Psicología de la Universidad de Barcelona, durante el curso académico 2010-2011 en la asignatura de Tècniques de Recerca. *Resultados:* Todas las escalas mostraron altos valores en los coeficientes de consistencia interna. En relación con análisis de la validez, se encontraron correlaciones significativas en sentido negativo entre los factores teóricos del SAS y del SATS. Las puntuaciones de autoeficacia ante problemas matemáticos estaban fuertemente relacionadas con el rendimiento en Matemáticas. Los análisis factoriales mostraron una solución de cinco factores para el SAS y una solución unifactorial para el MSES-R.

//Palabras clave

Docencia en Estadística, ansiedad, evaluación, cuestionario, análisis psicométrico, rendimiento.

// Referencia recomendada

Guardia-Olmos, J., Però-Cebollero, M., Mancho-Fora, N., Farràs-Permanyer, L. (2012) Adaptación de una batería para la evaluación de prerrequisitos para el aprendizaje de la Estadística en Psicología. [En línea] *REIRE, Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, Vol. 5, núm. 2, 42-58. Accesible en: <http://www.ub.edu/ice/reire.htm>

// Datos de los autores

Joan Guàrdia-Olmos y Maribel Però-Cebollero: Facultad de Psicología de la Universidad de Barcelona. Institut de Recerca en Cervell, Cognició i Conducta IR3C y Grup d'Innovació Docent Consolidat de la Universitat de Barcelona "Grup pel Desenvolupament per l'Aprenentatge de l'Estadística en Salut" GIDCUB-11/EST. jguardia@ub.edu ; mpero@ub.edu

Núria Mancho-Fora. Estudiante de Licenciatura de la Facultad de Psicología de la Universidad de Barcelona. nuria.mancho.fora@gmail.com

Laia Farràs-Permanyer. Estudiante de Postgrado de la Facultad de Psicología de la Universidad de Barcelona. laiafarrasp@gmail.com



1. Justificación

Las asignaturas de Estadística en estudios universitarios no centrados estrictamente en el estudio de las Matemáticas, como sucede con el Grado de Psicología, exigen un esfuerzo notable a unos estudiantes que no esperan encontrar materias de este tipo y a los que no se acostumbra a exigir un nivel mínimo de conocimientos previos al respecto. En las últimas décadas han surgido múltiples aproximaciones al estudio de variables que afectan al rendimiento en Estadística en este tipo de titulaciones. Éstas han mostrado que la respuesta ansiosa ante la Estadística o los conocimientos básicos de manipulación matemática son factores especialmente relevantes. Algunos de estos estudios han tratado de mostrar el efecto de los nuevos métodos de docencia como respuesta al bajo rendimiento de los alumnos, mediante el análisis de los posibles beneficios en el rendimiento académico derivado de una reducción de respuestas inadecuadas ante la Estadística como puede ser una cierta respuesta ansiosa. Aun así, no se han podido demostrar efectos claros en el incremento de conocimientos de los estudiantes a partir de este tipo de estrategias (Peró *et al.*, 2004; Guàrdia, Freixa, Turbany y Però, 2008).

La ansiedad ante los exámenes y los problemas que puede ocasionar no son exclusivos de la población universitaria, sino que son frecuentes en los estudiantes de diferentes edades y cursos. Así, Ayora (1993) demostró que los alumnos de secundaria presentaban ansiedad ante las evaluaciones, puesto que el 49% afirmó tener ansiedad con frecuencia y el 51%, siempre.

Durante los últimos años, algunos estudios han tratado este tema a través de distintas variables o mediante distintos modelos teóricos. Por ejemplo, se ha estudiado la ansiedad durante las pruebas académicas evaluando la agresividad y las horas de sueño de los estudiantes (Fernández-Castillo, 2009). Este estudio mostró diferencias significativas en la ansiedad de los sujetos en función de su agresividad latente, pero no pudo establecer una relación significativa con las horas de sueño.

Otros autores estudiaron la relación entre la ansiedad ante los exámenes y algunos factores personales y familiares (Rosario *et al.*, 2008), y concluyeron que algunas variables tienen una relación significativa con la presencia de ansiedad ante los exámenes, como, por ejemplo, el sexo de los participantes, condición en la que las mujeres respondieron más ansiosamente que los hombres; el rendimiento en Matemáticas, puesto que a mejores resultados en esta asignatura menos presencia de ansiedad; y el nivel de estudios de los padres, ya que cuanto mayor es el grado de estudios realizados por éstos, menor es la ansiedad de sus hijos ante los exámenes. En relación con el sexo, Baloglu y Koçak (2006) demostraron que las mujeres presentaban mayor ansiedad ante los exámenes de Matemáticas, pero que los hombres mostraban mayor ansiedad ante las tareas de tipo numérico. Además, constataron que los estudiantes de más edad puntuaban más alto en las escalas de ansiedad.

A pesar de lo anterior, cuando se estudia la relación entre la ansiedad y el rendimiento en los exámenes, los resultados no son demasiado claros. Un estudio realizado en una muestra de estudiantes de Medicina (Reteguíz, 2006) mostró que no existía una clara relación entre la ansiedad y los resultados en los exámenes, aunque el nivel de ansiedad variara según el estudiante o el género. Estos resultados están en la misma línea de los trabajos de Bruch, Juster y Kaflowitz (1983), Galassi, Fierson y Siegel (1984) y Zohar (1998), en los que tampoco se han encontrado relaciones significativas entre ansiedad y rendimiento.



En el contexto de la docencia en Estadística, Feinberg y Halperin (1978) estudiaron la posible relación entre la ansiedad situacional y la ansiedad como rasgo, y el rendimiento en asignaturas de Estadística. En ese estudio, pese a no observarse relación entre el rendimiento y las medidas de ansiedad como rasgo de personalidad, se constató que las medidas de ansiedad situacional correlacionaban negativa y significativamente con el rendimiento en el curso de Estadística. Estos resultados están en la línea de la investigación más reciente, en la que se ha hallado que las puntuaciones en la escala de ansiedad ante la Estadística SAS (*Statistical Anxiety Scale*) estaban inversamente relacionadas con la habilidad en Matemáticas, la autoeficacia percibida en Matemáticas y las actitudes ante la Estadística (Chiesi, Primi y Carmona, 2011).

Otras investigaciones han destacado el papel del rendimiento en etapas académicas anteriores o los conocimientos previos. Entre ellos, Galassi *et al.* (1984) concluyeron que el rendimiento anterior explicaba un 12.3% de la varianza en el examen final, mientras que ésta no quedaba explicada por la ansiedad ante las evaluaciones académicas. García, Alvarado y Jiménez (2000) hallaron que el mejor predictor del rendimiento académico en la Universidad fue el rendimiento académico durante el bachillerato y, a su vez, destacaron la importancia de la asistencia y la participación en clase.

Posteriormente, Lester (2007) demostró que el rendimiento en el curso de Estadística solo se relacionaba con los resultados en un examen de álgebra ($r = .55$, $p < .001$) y con la edad ($r = -.35$, $p = .007$); en cambio, no hubo correlación entre el rendimiento y la ansiedad ante las Matemáticas. Estos resultados concuerdan con la correlación positiva entre las medidas de rendimiento en Matemáticas y los resultados del curso de Estadística que se habían observado en los estudios anteriores. En cambio, otros autores han hallado relaciones moderadas entre la habilidad en Matemáticas y el rendimiento en el curso de Estadística, así como con las actitudes y la ansiedad ante la Estadística (Galli, Chiesi y Primi, 2011).

Por otro lado, algunas investigaciones se han centrado en evaluar el papel de las creencias de eficacia de los alumnos sobre el rendimiento en las actividades académicas. Bandura, Caprara, Barbaranelli, Gerbino y Pastorelli (2003) atribuyen a la autoeficacia percibida un papel central en los procesos de autorregulación mediante un efecto directo sobre las acciones, así como un efecto indirecto sobre los procesos cognitivos, motivacionales, afectivos y de toma de decisiones. Así, estas creencias afectarían a las habilidades de afrontamiento que el individuo pone en juego, el esfuerzo invertido y la perseverancia en superar la tarea o el grado de vulnerabilidad ante el estrés y la depresión.

En relación con este papel moderador de la autoeficacia en el rendimiento académico, Feinberg y Halperin (1978) hallaron, en los alumnos de un curso introductorio de Estadística, una correlación positiva entre la estimación de su rendimiento y sus resultados en la evaluación. Estos autores también recogieron medidas de la actitud ante las Matemáticas y de ansiedad situacional, y evidenciaron que ambas medidas correlacionaban significativamente con la percepción de eficacia de los alumnos. Esto es, aquellos participantes con mayores expectativas sobre su rendimiento manifestaron actitudes más positivas hacia las Matemáticas y menor ansiedad situacional.

Posteriormente, Zohar (1998) mostró que la valoración de la autoeficacia era un predictor válido del rendimiento y la ansiedad. Por otra parte, Garrido y Rojo (1996) compararon el rendimiento



de un grupo de mujeres en una tarea numérica con un elevado nivel de expectativas en relación con la autoeficacia, con un grupo de mujeres con un nivel bajo de expectativas. Estos autores hallaron diferencias significativas en el rendimiento de los dos grupos a partir de la condición experimental que las inducía a creer que la tarea era muy difícil. En cambio, no se encontraron diferencias significativas si las participantes creían que la tarea era muy fácil. De este modo concluyeron que tanto las expectativas de autoeficacia como el rendimiento quedaban mediatizados por la creencia sobre la dificultad de la tarea.

En trabajos más recientes también se ha podido constatar la relación entre la percepción de eficacia y el rendimiento en evaluaciones académicas. Roces, González y Touron (1997) señalaron que, si bien las expectativas de rendimiento académico diferían significativamente entre las distintas carreras universitarias estudiadas, el hecho de tener expectativas de autoeficacia altas no implicaba necesariamente un uso mayor de estrategias de aprendizaje ni un mejor rendimiento académico, ni a la inversa.

Por el contrario, en el caso del aprendizaje de las Matemáticas, Kitsantas, Ware y Cheema (2010) y Hoffman (2010) demostraron que la autoeficacia era un predictor importante del rendimiento en Matemáticas, ya fuera en términos de exactitud o de eficiencia (considerando el tiempo de respuesta). Además, Hoffman (2010) mostró que la ansiedad ante las Matemáticas también era un predictor significativo de la exactitud al resolver los problemas más complejos.

Otra línea de investigación se ha centrado en estudiar el impacto de las actitudes sobre el rendimiento académico. En este sentido, Feinberg y Halperin (1978) también evaluaron el impacto de las actitudes positivas en relación con las Matemáticas, sobre el rendimiento en el curso de Estadística, y concluyeron que ambas variables correlacionaban significativamente. Así, aquellos estudiantes con actitudes más positivas mostraban un mayor rendimiento. Esta tendencia fue confirmada más tarde por Kottke (2000).

En estudios anteriores de Guàrdia *et al.* (2006) se ha propuesto un modelo estructural para la predicción del rendimiento en la asignatura de Estadística, que incorpora como factores exógenos el rendimiento académico en el período preuniversitario, la satisfacción del alumno en relación con la asignatura y su rendimiento estimado. A pesar de encontrar un buen ajuste del modelo en dos cohortes de estudiantes de Psicología, se manifiesta una notable dificultad en la predicción del rendimiento académico.

2. Objetivos

Así pues, en términos generales, podemos concluir que los trabajos realizados hasta la fecha en este ámbito insisten en el impacto que tienen sobre el rendimiento en Estadística variables como la ansiedad, las actitudes hacia la materia, los conocimientos previos o la percepción de eficacia ante problemas matemáticos. Estas variables se han considerado prerrequisitos básicos para el aprendizaje de la Estadística en estudios con poca tradición matemática, como es el caso de la Psicología.



Por otra parte, cabe destacar que no existe una adaptación española de una batería de prerrequisitos para el aprendizaje de la Estadística en carreras universitarias y por este motivo hemos planteado realizar una adaptación de una batería compuesta por cinco cuestionarios. En primer lugar, se ha incluido el *Survey of Attitudes Towards Statistics* (Schau, Stevens, Dauphinee y Del Vecchio, 1995), que evalúa las actitudes de los alumnos en relación con la Estadística. Por otro lado, el *Statistical Anxiety Scale* (Vigil-Colet, Lorenzo-Seva y Condon, 2008), que mide la ansiedad de los alumnos ante distintos aspectos de la Estadística. En tercer lugar, la escala de Problemas del *Mathematic Self-Efficacy Scale- Revised* (Kranzler y Pajares, 1997), que evalúa el grado de seguridad para resolver una serie de problemas matemáticos. Finalmente, se han utilizado dos cuestionarios de evaluación del rendimiento en Matemáticas, *Prerequisiti di Matematica per la Psicometria*, y en Estadística, *Introductory Statistics Inventory* (Galli et al., 2011), aunque este último no se tuvo en cuenta para el presente trabajo puesto que los alumnos aún no disponían de los conocimientos suficientes para poderlo contestar correctamente.

3. Método

Participantes

La muestra para este estudio se componía de 96 estudiantes del Grado de Psicología de la Universidad de Barcelona que en el momento de la recogida de datos cursaban la asignatura de *Tècniques de Recerca* durante el curso académico 2010-2011, asignatura que se imparte durante el primer año del grado.

El rango de edades de los participantes fue de 18 a 32 años ($M = 19.40$, $SD = 2.73$ y $Mdn = 18$). La mayoría se encontraban en el primer año de la carrera, a excepción de dos casos que estaban en el segundo curso.

Los participantes fueron seleccionados durante las sesiones de clase. La participación en el estudio era voluntaria y no se ofreció ningún tipo de compensación. Durante la administración de los cuestionarios, se garantizó la confidencialidad de los datos y se aseguró a los estudiantes que en ningún caso se tendrían en cuenta en la futura evaluación de la asignatura.

Materiales

Se administraron los cuestionarios que se detallan a continuación:

Statistical Anxiety Scale (SAS). Se trata de un cuestionario autoinformado de 24 ítems con 5 opciones de respuesta de tipo Likert, desarrollado por Vigil-Colet *et al.* (2008) a partir de la *Statistical Anxiety Rating Scale*. El SAS evalúa la ansiedad de los estudiantes universitarios ante la Estadística, entendida como la ansiedad resultante de trabajar con datos o formulaciones estadísticas y pedir ayuda sobre los contenidos de la asignatura, así como ante la evaluación académica. Esta estructura de tres factores se ha corroborado tanto en el contexto español como italiano (Chiesi *et al.*, 2011). En relación con la consistencia interna, los coeficientes alfa de Cronbach mostraron que tanto la escala global como las



subescalas eran fiables tanto en la muestra española como en la muestra italiana: ansiedad ante los Exámenes: $\alpha = .87$; ansiedad al pedir Ayuda: $\alpha = .92, .93$; ansiedad ante la Interpretación de resultados: $\alpha = .81, .84$; y la escala global Ansiedad ante la Estadística: $\alpha = .90, .91$ (Vigil-Colet *et al.* 2008 y Chiesi *et al.*, 2011).

Mathematic Self-Efficacy Scale - Revised (MSES-R). Para evaluar las percepciones de autoeficacia en Matemáticas de los alumnos se ha utilizado la subescala Problemas del cuestionario MSES-R, desarrollado por Kranzler y Pajares (1997). Esta subescala se compone de 18 ítems con 6 opciones de respuesta en escala Likert que van de 1 (nada seguro) a 6 (totalmente seguro). Los ítems son enunciados de problemas matemáticos ante los cuales los participantes deben indicar el grado de seguridad de responder correctamente. La subescala muestra un alto grado de consistencia interna, con valores alfa de Cronbach entre .90 y .92 (Kranzler y Pajares, 1997).

Survey of Attitudes Towards Statistics (SATS). Este cuestionario desarrollado por Schau, *et al.* (1995) evalúa las actitudes ante la Estadística y consta de 28 ítems con 7 opciones de respuesta en escala Likert que van de 1 (totalmente en desacuerdo) a 7 (totalmente de acuerdo). Se ha hallado una estructura de cuatro factores con elevada consistencia interna (Cashin y Elmore, 2005; Chiesi y Primi, 2009; Dauphinee, Schau y Stevens, 1997; Hilton, Schau y Olsen, 2004; Schau *et al.*, 1995;): Afecto positivo, o negativo en relación con la Estadística ($\alpha = .80$ a $.89$); Competencia Cognitiva, o actitudes acerca del conocimiento intelectual y las habilidades cuando se aplican a la Estadística ($\alpha = .77$ a $.90$); Valor, o actitudes acerca de la utilidad y relevancia de la Estadística en la vida personal y académica ($\alpha = .74$ a $.91$) y actitudes acerca de la Dificultad de la Estadística como asignatura ($\alpha = .64$ a $.86$). El valor de la α de Cronbach para la escala global es de .92 (Cashin y Elmore, 2005).

Esta estructura factorial parece equivalente para la población femenina y masculina, y se ha observado invarianza en relación con el periodo de administración, así como a la interacción entre género y periodo de administración (Dauphinee *et al.*, 1997; Hilton *et al.*, 2004). Aun así, estos últimos autores encontraron diferencias de género. En primer lugar, la variabilidad de las puntuaciones del factor Valor era mayor en la muestra femenina, en cambio, la relación entre los factores Valor y Afecto era más intensa en la muestra masculina. Estas diferencias de género no se constataron en el trabajo de Cashin y Elmore (2005).

En relación a la validez de criterio, Chiesi *et al.* (2011) evidenciaron que los factores del SATS correlacionaban con los factores del SAS en la muestra italiana, mientras que en la muestra española el factor Valor no presentaba correlaciones significativas con ninguna otra subescala.

Prerequisiti di Matematica per la Psicometria (PMP). Esta prueba de rendimiento evalúa los conocimientos matemáticos previos al acceso a la Universidad y se compone de 30 ítems con 4 opciones de respuesta, de entre las cuales sólo una es la correcta. La baremación original de Galli *et al.* (2011) se realizó con muestras, de Italia y España, de estudiantes de Psicología. Estos autores demostraron que la escala tenía un nivel bajo de dificultad, pero que discriminaba adecuadamente en niveles bajos de habilidad. Además era mayoritariamente invariante para una muestra de estudiantes españoles.



Estos cuestionarios han sido traducidos al catalán y al castellano a partir de su versión italiana (Chiesi *et al.*, 2009; Chiesi *et al.*, 2011; Galli *et al.*, 2011).

Procedimiento

Durante el mes de diciembre de 2010, se repartieron los cuestionarios a los alumnos de la asignatura de *Tècniques de Recerca*, con la instrucción de que fueran cumplimentados esa semana y se retornaran en las clases siguientes. Los cuestionarios se administraron en una batería dispuestos en el siguiente orden: SATS, MSES-R, PMP, SAS. Estos cuestionarios forman parte de un protocolo más amplio que incluye una prueba de rendimiento en Estadística. Durante la administración de los cuestionarios se garantizó a los estudiantes la confidencialidad de sus datos y resultados; además se les dio la consigna de que respondieran el máximo de preguntas, aunque no estuvieran seguros.

Análisis de datos

En relación con el análisis de los ítems, se utilizó la correlación ítem-test para obtener el índice de discriminación de los ítems de todos los cuestionarios. Para PMP se analizaron además los distractores y se calcularon los índices de dificultad corregidos y sin corregir por azar.

Para evaluar la validez de los ítems, se obtuvieron las correlaciones entre los ítems de un cuestionario y un criterio externo. Se correlacionaron los ítems del SAS con los factores del SATS, y los ítems del SATS con los factores del SAS. Se siguió un procedimiento análogo en los casos de MSES-R y PMP. En relación con la fiabilidad, se obtuvieron los coeficientes Alfa de Cronbach para las subescalas y la escala global de cada prueba.

Para el análisis de la validez de criterio se correlacionaron los factores del SATS y el SAS por un lado y, por el otro, las puntuaciones totales del MSES-R y PMP. Para la validez de constructo de las pruebas, se realizó un análisis de la dimensionalidad de los tests a través del análisis de componentes principales con rotación Oblimin en el caso del SATS y el SAS, dado que se supuso la existencia de correlación entre los factores teóricos.

El análisis de las propiedades psicométricas de los instrumentos se realizó mediante PASW Statistics 18.

4. Resultados

Análisis de ítems y consistencia interna de los tests

En la tabla 1 se presentan los índices de dificultad de los ítems del PMP organizados en rangos de dificultad decreciente (valores próximos a 1 de este indicador muestra un ítem que es acertado por la mayoría de los estudiantes y valores próximos a 0 muestra un ítem que fallan casi todos los estudiantes). Siguiendo este criterio, se constata que la mayoría de los ítems tienen una dificultad baja o moderadamente baja, y sólo los ítems 1 y 8 pueden considerarse difíciles.



Tabla 1: Índices de dificultad del cuestionario PMP

Rangos de los Índices de Dificultad	Sin corregir por azar	Corregido por azar
ID < 0	-	1
0 – 0.299	1	8
0.30 – 0.699	3, 7, 8, 21, 24, 25, 27, 30	3, 4, 7, 13, 16, 21, 24, 25, 26, 27, 30
ID > 0.70	2, 4, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 22, 23, 26, 28, 29	2, 5, 6, 9, 10, 11, 12, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 22, 23, 28, 29

En referencia a la discriminación de los ítems (ver tabla 2), estudiada a partir de la correlación de los ítems con el total del número de ítems del test, los valores muestran que, en los cuestionarios de opinión y actitud (SAS, SATS y MSES-R), el poder discriminante de los ítems es bueno o aceptable (valores superiores a .3). En cambio, en la prueba de rendimiento en Matemáticas (PMP), la presencia de valores muy bajos indica que algunos ítems deberían modificarse o revisarse (en concreto, los ítems que deberían eliminarse son el 1, el 5 y el 24), puesto que para la prueba PMP los valores de los índices de discriminación oscilan entre .145 a .690. Los ítems que ocupan los valores inferiores a ese intervalo y específicamente por debajo del .2 deberían ser eliminados.

Tabla 2: Valores mínimos y máximos de discriminación de los ítems y consistencia interna para cada una de las escalas estudiadas

Cuestionario	Número de ítems	Índice de discriminación		Consistencia interna
		Mínimo	Máximo	
SAS	24	.326	.748	.936
Interpretación	8	.326	.748	.844
Examen	8	.390	.683	.898
Ayuda	8	.379	.738	.875
SATS	28	.274	.756	.926
Afecto	6	.585	.754	.886
Cognitivo	6	.354	.719	.809
Dificultad	9	.274	.535	.772
Valor	7	.295	.756	.846
MSES	18	.400	.721	.916
PMP	30	.145	.690	.853

Nota: no se incorporan los valores específicos de los índices de discriminación para cada ítem por razones de espacio, pero se refleja el intervalo mínimo y máximo de dichos índices.



Joan Guardia, Maribel Peró, Nuria Mancho y Laia Farràs, *Adaptación de una batería para evaluación...*

En relación con el estudio de la validez de los ítems del SAS, encontramos que éstos correlacionan significativamente con tres de los factores del SATS (Afecto, Competencia Cognitiva y Dificultad) pero sólo los ítems 10, 18 y 20 correlacionan con el factor Valor. Los ítems del SATS correlacionan significativamente en sentido negativo con los tres factores del SAS, con la excepción de los ítems 7, 8 y 26. Los ítems 7 y 26 son los que muestran las correlaciones más modestas, siendo sólo significativas las del factor de Ansiedad de Interpretación de $r = -.283$ (ítem 7) y $r = -.268$ (ítem 26). El ítem 8 no muestra correlaciones significativas con ningún criterio.

Por otro lado, excepto los ítems 7 y 11, el resto de ítems del MSES-R correlacionan significativamente con el criterio PMP. Los ítems del PMP que correlacionan de manera significativa con el criterio MSES-R son los ítems 4, 6, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 17, 25, 26, 27 y 28.

Se realizó también un estudio de los distractores en el cuestionario PMP. En el grupo con un rendimiento más alto, observamos que en la mayoría de los ítems hay dos alternativas de respuesta más o menos igual de atractivas, mientras que la tercera se muestra mucho más atractiva que las otras dos, con porcentajes de respuesta muy altos. El grupo con menor rendimiento tiene unos porcentajes menos acentuados, pero también cuenta en muchos casos con un distractor con más frecuencia de respuesta que los otros dos.

Así, en términos generales, algunos distractores muestran un buen funcionamiento (como es el caso, por ejemplo, de los ítems 2 y 5), pero otras opciones de respuesta muestran un elevado poder distractor (ítems 1 y 8), ya que son alternativas mucho más atractivas que las demás.

El estudio de la consistencia interna de los cuestionarios a través del coeficiente Alfa de Cronbach muestra valores adecuados en todos los casos (Prieto y Muñiz, 2000), tanto en los cuestionarios globales como en las subescalas (ver tabla 2).

Validez de criterio

En relación con la validez de criterio del SAS y el SATS, se han correlacionado las subescalas de estos cuestionarios y se ha encontrado que, a excepción de la subescala Valor del SATS y la subescala Examen del SAS, todas las subescalas de los dos cuestionarios correlacionaban significativamente entre ellas, en sentido negativo (ver Tabla número 3).

Se ha constatado que la subescala ansiedad ante la Interpretación correlaciona negativa e intensamente con todos los factores del SATS. En relación con la subescala ansiedad al pedir Ayuda, hallamos una correlación negativa con las subescalas Afecto, Competencia Cognitiva, Valor y Dificultad. Por último, la subescala ansiedad ante los Exámenes muestra correlaciones significativas y, en sentido negativo, con los factores Afecto, Competencia Cognitiva y Dificultad.

Por otra parte, no se ha hallado relación entre las subescalas ansiedad ante los Exámenes del SAS y Valor del SATS. Esta falta de relación es esperable, ya que la subescala Examen valora la ansiedad ante las evaluaciones académicas, un tipo de situación que no tiene implicaciones en el ámbito de la práctica profesional o la vida personal de los alumnos.



Tabla 3: Validez de criterio de SAS y SATS (coeficiente de correlación y grado de significación: p)

	SATS Afecto	SATS Cognitivo	SATS Valor	SATS Dificultad
SAS Examen	-.569 p<.001	-.569 p<.001	-.129 p=.225	-.415 p<.001
SAS Ayuda	-.442 p<.001	-.353 p=.001	-.230 p=.028	-.248 p=.017
SAS Interpretación	-.784 p<.001	-.734 p<.001	-.568 p<.001	-.813 p<.001

En relación con la validez de criterio de los cuestionarios MSES-R y PMP, se ha observado una correlación de .465 ($p < .001$). Por lo tanto, aquellos alumnos con mayor percepción de autoeficacia mostraron mejor rendimiento en la prueba de Matemáticas.

Análisis de la dimensionalidad del test

El valor de la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO en adelante) para el SAS fue de .881 y la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2 = 1639.844$, $gl = 276$, $p < .001$), por tanto, se garantiza la reducción de dimensionalidad.

De la solución factorial forzada a tres factores, con convergencia en 6 iteraciones, se consigue explicar un 63.705% de la varianza total explicada (ver tabla 4). La estructura factorial obtenida es coherente con la propuesta de Vigil-Colet et al. (2008), con la particularidad de que el ítem 8 satura moderadamente en el factor Ansiedad ante el Examen y que el ítem 19 contribuye al factor correspondiente, pero con menor intensidad de lo esperado.

**Tabla 4: Análisis de dimensionalidad de SAS cargas factoriales**

Ítem	Matriz de configuración. ^a		
	Componente		
	Ayuda	Examen	Interpretación
1		.682	
2			.667
3	.897		
4		.838	
5	.801		
6			.810
7	.773		
8		.328	.625
9		.595	
10			.849
11		.722	
12	.917		
13		.907	
14		.678	
15		.806	
16			.655
17	.907		
18			.591
19			.283
20		.723	
21	.895		
22			.681
23	.847		
24	.651		
Varianza explicada (%)	42.080	14.281	7.344

Se han conservado los valores superiores a .25

El valor de la medida de adecuación muestral KMO para el SATS fue de .805 y la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2 = 10578.576$, $gl = 378$, $p < .001$), por tanto, se garantiza la reducción de dimensionalidad.

De la solución factorial, con convergencia en 83 iteraciones, se obtienen 4 factores que explican el 59.273% de la varianza total (ver tabla 5).



Tabla 5: Análisis de la dimensionalidad del SATS. Cargas factoriales

Ítem	Componente			
	1	2	3	4
1	.523	.459		
2*	.773			
3*	.760			
4	.715			
5*		.839		
6*	.762			
7		.734		
8		.689		
9*	.356		.508	.446
10*		.592		
11*	.800		.236	
12*		.495	.335	
13			.666	
14*	.758			
15	.390	.352		
16*		.384	.632	
17	.275			-.346
18*	.593			-.455
19*		.784		
20*	.742			-.304
21*	.841			
22*	.537			-.484
23	.623	.408	-.296	
24	.682	.250	-.342	
25*		.646		
26*				-.654
27*	.773			
28*	.662			.411
Varianza	35.449	12.879	5.660	5.273
Explicada (%)				

(*): Ítems en los que se requiere la inversión de la escala
Se han conservado los valores superiores a .25

El valor de la medida de adecuación muestral KMO para el MSES-R fue de .865 y la prueba de esfericidad de Barlett fue significativa ($\chi^2 = 799,121$, $gl = 153$, $p < .001$), por tanto, se garantiza la reducción de dimensionalidad.

De la solución factorial, con convergencia en 13 iteraciones, se han obtenido 4 factores que explican el 62.153% de la varianza total de los datos, pero la varianza de los factores 2, 3 y 4 sólo explica el 7.573%, el 6.175% y el 5.708% respectivamente. Aun así, del análisis de contenido de los ítems se concluyó que la solución de cuatro factores carecía de sentido. Por esta razón, se forzó el análisis factorial a una solución unifactorial que consiguió explicar el 42.542% de la varianza de los datos (ver tabla 6).



Tabla 6: Análisis de la dimensionalidad del MSES-R y cargas factoriales

Ítem	Componente
1	.640
2	.632
3	.553
4	.678
5	.779
6	.768
7	.626
8	.660
9	.560
10	.645
11	.454
12	.587
13	.618
14	.653
15	.761
16	.578
17	.707
18	.746

En relación con el análisis de la dimensionalidad del PMP, el valor de la prueba KMO es de .849, y la prueba de esfericidad de Barlett es significativa ($\chi^2 = 1465,793$, $gl = 435$, $p < .001$). Por tanto, la matriz de datos es adecuada para la aplicación del análisis factorial.

Del análisis se concluye que un solo factor explica un 32.699% de la varianza de los datos y la aportación de los otros 7 factores no tiene impacto suficiente para considerar una solución multidimensional.

5. Conclusiones

El objetivo de este estudio es realizar una adaptación de una batería de evaluación de diversos prerrequisitos para el aprendizaje de la Estadística en estudios universitarios, algunos de ellos vinculados básicamente con el conocimiento de las Matemáticas, y otros con factores más psicológicos de rechazo a la temática como puede ser la Ansiedad frente a la Estadística. En titulaciones universitarias con un menor impacto de estos contenidos, este tipo de asignaturas suelen implicar un serio problema de rendimiento académico. Para ello se ha realizado el estudio de las propiedades psicométricas de cuatro cuestionarios de dicha batería para la valoración sistemática de esos dos aspectos, el de conocimientos y el de sujeto.

En términos generales se puede confiar en el poder discriminante de la mayoría de los ítems del cuestionario PMP. Aun así, hay que tener en cuenta que la mayoría de índices de discriminación se podrían ver distorsionados por la poca variabilidad de los datos. Este hecho se ve reflejado en el índice de dificultad, puesto que la mayoría de los ítems son de dificultad baja y un gran



número de estudiantes los responde correctamente, obteniendo una puntuación final moderadamente alta. Esto queda reflejado en el ítem 5, el cual muestra un poder discriminante bajo debido a que la mayoría de los participantes lo aciertan. Estos resultados están en relación con el estudio psicométrico original (Galli *et al.*, 2011) e indican que los participantes estudiados poseen ciertos conocimientos básicos de manipulación matemática, necesarios para el aprendizaje de la Estadística.

En relación con la consistencia interna, todos los valores de la prueba alfa de Cronbach del SATS y el MSES-R están en consonancia con las investigaciones previas. En relación con el SAS, se han encontrado valores ligeramente superiores a los obtenidos por Vigil-Colet *et al.* (2008) y Chiesi *et al.* (2011). En términos generales, tanto los cuestionarios de ansiedad, actitud y autoeficacia como la prueba de rendimiento en Matemáticas muestran unos valores altos de fiabilidad, indicando una elevada consistencia interna.

En cuanto a la validez de criterio de los cuestionarios, se ha hallado que las diversas subescalas de SATS y SAS correlacionan de forma significativa entre ellas, exceptuando la subescala Valor del SATS con la subescala Examen del SAS, de forma que muestran un buen funcionamiento como criterio entre ellas. Por lo tanto, los resultados respaldan la relación entre ansiedad y actitudes ante la Estadística hallada en investigaciones previas (Chiesi *et al.*, 2011).

En lo referido a la validez de criterio del MSES-R y PMP, se han observado correlaciones positivas entre la puntuación en autoeficacia y el rendimiento, de modo que, a mayor autoeficacia percibida, observamos puntuaciones más elevadas en la prueba de Matemáticas. Por tanto, estos resultados son coherentes con la investigación previa (Hoffman, 2010; Kitsantas *et al.*, 2010; Zohar, 1998), según los cuales la percepción de autoeficacia es un buen predictor del rendimiento académico y, más concretamente, en el rendimiento en Matemáticas.

En relación con la estructura factorial del SAS, se ha forzado la extracción de 3 factores. La estructura hallada coincide con la propuesta de Vigil-Colet *et al.* (2008) y explica un 63.705% de la varianza total.

De la solución factorial del SATS se han obtenido cuatro factores, pero el contenido de los factores no es exactamente el que se halló en investigaciones anteriores (Dauphinee *et al.*, 1997). Esto puede deberse a la falta de variabilidad en las respuestas a causa del reducido tamaño muestral del que disponemos en este trabajo. Por esta razón, se sugiere obtener datos de una muestra de mayor tamaño y realizar un análisis factorial confirmatorio.

En cuanto al análisis de la dimensionalidad del MSES-R, a pesar de que inicialmente se obtuvieron cuatro factores, concluimos que puede considerarse la solución unifactorial que consigue explicar un 42.542% de la varianza total de los datos. Por otra parte, se ha descartado la solución multifactorial en el caso del PMP debido a la escasa aportación de los distintos factores extraídos.

Entre las principales limitaciones de este estudio hay que mencionar el tamaño reducido de la muestra, que se explica por la dificultad de muestreo inherente a este tipo de estudios y a la necesidad de los estudiantes de dedicar mucho tiempo a la cumplimentación de la batería. Si a ese factor se le suma la dificultad intrínseca en este tipo de contenidos, es difícil obtener respuestas y muestreos amplios. De ello se desprende la necesidad de mejorar el mecanismo de



evaluación en términos de reducción de tiempo y valorar, en el futuro, la posibilidad de pruebas de cribado más livianas en cuanto a dedicación y tiempo.

Finalmente, a modo de conclusión, ha de comentarse que, en general, los cuatro cuestionarios analizados presentan adecuados niveles de fiabilidad y validez y, por tanto, pueden ser utilizados en estudios posteriores con el fin de valorar la relación entre el nivel de ansiedad ante las Matemáticas y/o Estadística y el rendimiento académico de los alumnos.

<Referencias bibliográficas>

- Ayora, A. (1993) Ansiedad en situaciones de evaluación o examen, en estudiantes secundarios de la ciudad de Loja (Ecuador). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 25 (3), 425-431.
- Baloglu, M., y Koçak, R. (2006) A multivariate investigation of differences in mathematics anxiety. *Personality and Individual Differences*, 40, 1325-1335.
- Bandura, A., Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Gerbino, M., y Pastorelli, C. (2003) Role of self-regulatory efficacy in diverse spheres of psychosocial functioning. *Child Development*, 74(3), 769-782.
- Bruch, M. A., Juster, H. R., y Kaflowitz, N. (1983) Relationships of cognitive components of test anxiety to test performance: implications for research and treatment. *Journal of Counseling Psychology*, 30(4), 527-536.
- Cashin, S. E., y Elmore, P. B. (2005) The Survey of Attitudes Towards Statistics Scale: a construct validity study. *Educational and Psychology Measurement*, 65(3), 509-524.
- Chiesi, F., y Primi, C. (2009) Assessing statistics attitudes among college students: psychometric properties of the Italian version of the Survey of Attitudes Towards Statistics (SATS). *Learning and Individual Differences*, 19, 309-313.
- 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(6), 559-569.
- Dauphinee, T. L., Schau, C., y Stevens, J. J. (1997) Survey of Attitudes Towards Statistics: factor structure and factorial invariance for women and men. *Structural Equational Modeling*, 4(2), 129-141.
- Feinberg, L. B., y Halperin, S. (1978) Affective and cognitive correlates of course performance in introductory statistics. *Journal of Experimental Education*, 46(4), 11-18.
- Fernández-Castillo, A. (2009) Ansiedad durante pruebas de evaluación académica: influencia de la cantidad de sueño y la agresividad. *Salud Mental*, 32(6).
- Galassi, J. P., Fierson, H. T., y Siegel, R. G. (1984) Cognitions, test anxiety, and test performance: a closer look. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(2), 319-320.

- Galli, S., Chiesi, F., y Primi, C. (2011) Measuring mathematical ability needed for non-mathematical majors: The construction of a scale applying IRT and differential item functioning across educational contexts. *Learning and Individual Differences*, 21, 392-402.
- García, M. V., Alvarado, J. M., y Jiménez, A. (2000) La predicción del rendimiento académico: regresión lineal versus regresión logística. *Psicothema*, 12(2), 248-252.
- Garrido, I., y Rojo, C. (1996) Motivación, cognición y rendimiento. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 49(1), 5-12.
- Guàrdia, J., Freixa, M., Però, M., Turbany, J., Coscolluela, A., Barrios, M., y Rifà, X. (2006) Factors related to the academic performance of students in the statistics course in Psychology. *Quality and Quantity*, 40, 661-674.
- Guàrdia-Olmos, J., Freixa-Blanxart, M., Turbany-Oset, J., y Però-Cebollero, M. (2008) Collaborative learning in the teaching of statistics in Psychology: An alternative to traditional teaching. *Revista de Formación e Innovación Educativa Universitaria*, 1(4), 96-106.
- Hilton, S. C., Schau, C., y Olsen, J. A. (2004) Survey of Attitudes Towards Statistics: factor structure invariance by gender and by administration time. *Structural Equation Modeling*, 11(1), 92-109.
- Hoffman, B. (2010) "I think I can but I'm afraid to try": The role of self-efficacy beliefs and mathematics anxiety in mathematics problem-solving efficiency. *Learning and Individual Differences*, 20, 276-283.
- Kitsantas, A., Ware, H. W., y Cheema, J. (2010) Predicting mathematics achievement from mathematics efficacy: does analytical method make a difference? *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 5, 25-44.
- Kottke, J. L. (2000) Mathematical proficiency, statistics knowledge, attitudes toward statistics, and measurement course performance. *College Student Journal*, 34(3), 334-347.
- Kranzler, J. H., y Pajares, F. (1997) An exploratory factor analysis of the Mathematic Self-Efficacy Scale-Revised (MSES-R). *Measurement and evaluation in counseling and development*, 29(4), 215-228.
- Lester, D. (2007) Predicting performance in a psychological statistics course. *Psychological Reports*, 101(1), 33.
- Peró, M., Turbany, J., Freixa, M., Guàrdia, J., Barrios, M. T., Ferrer, R., y Galán, F. (2004) Evaluación de la implementación de un CD-ROM de estadística descriptiva en la asignatura de Análisis de Datos en Psicología. *Metodología de las ciencias del Comportamiento, Volumen Especial*, 485-490.
- Prieto, G., y Muñiz, J. (2000) Un modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77.



Joan Guardia, Maribel Peró, Nuria Mancho y Laia Farràs, *Adaptación de una batería para evaluación...*

Roces, C., González, M. C., y Touron, J. (1997) Expectativas de aprendizaje y rendimiento de los alumnos universitarios. *Revista de Psicología de la Educación*, 22, 99-123.

Retegui, J. (2006) Relationship between anxiety and standardized patient test performance in the medicine clerkship. *Journal of General Internal Medicine*, 21(5), 415-418.

Rosario, P., Nuñez, J.C., Salgado, A., González-Pineda, J.A., Valle, A., Joly, C., y Bernardo, A. (2008) Ansiedad ante los exámenes: relación con variables personales y familiares. *Psicothema*, 20 (4), 563-570.

Schau, C., Stevens, J., Dauphinee, T. L., y Del Veccio, A. (1995) The development and validation of the Survey of Attitudes Towards Statistics. *Educational and Psychological Measurement*, 55(5), 868-875.

Vigil-Colet, A., Lorenzo-Seva, U., y Condon, L. (2008) Development and validation of the Statistical Anxiety Scale. *Psicothema*, 20(1), 174-180.

Zohar, D. (1998) An additive model of test anxiety: role of exam-specific expectations. *Journal of Educational Psychology*, 90(2), 330-340.

Copyright © 2012. Esta obra está sujeta a una licencia de Creative Commons mediante la cual, cualquier explotación de ésta, deberá reconocer a sus autores, citados en la referencia recomendada que aparece al inicio de este documento.

