

CREENCIAS DE AUTOEFICACIA DE ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS: UN ESTUDIO EMPÍRICO SOBRE LA ESPECIFICIDAD DEL CONSTRUCTO

*[Self-efficacy beliefs of university students: an empirical study on the
specificity of the construct]*

Por/by

[Article record](#)

[About authors](#)

[HTML format](#)

Blanco Blanco, Ángeles (ablancob@edu.ucm.es)

[Ficha del artículo](#)

[Sobre los autores](#)

[Formato HTML](#)

Abstract

This study tested two propositions of the Social Cognitive Theory in an academic setting: a) Self-efficacy is a domain-specific competence belief; b) Domain-specific self-efficacy is related, but distinct from, other self-evaluation constructs. Participants (272 Spanish university students) completed measures of general self-efficacy, academic self-efficacy, statistics self-efficacy and attitudes towards statistics (cognitive and affective components). Principal Components Analyses and Confirmatory Factorial Analyses were performed, among other procedures. Taken as a whole, results support the propositions tested.

Keywords

Self-efficacy, Academic self-efficacy, Statistics self-efficacy, Attitudes towards statistics, Principal Components Analysis, Confirmatory factorial analysis.

Resumen

Este trabajo evaluó en el ámbito educativo dos proposiciones derivadas de la Teoría Cognitiva Social: a) las creencias de autoeficacia son específicas de un ámbito de funcionamiento dado y, b) dado un ámbito específico, el constructo autoeficacia puede ser distinguido de otros constructos autorreferentes. La muestra, formada por 272 estudiantes universitarios, completó medidas de autoeficacia general, autoeficacia académica, autoeficacia estadística y actitudes hacia la Estadística (componentes cognitivo y afectivo). Se llevaron a cabo varios Análisis de Componentes Principales y Análisis Factoriales Confirmatorios, entre otros procedimientos. Tomados en conjunto, los resultados obtenidos apoyan las proposiciones de partida.

Descriptores

Autoeficacia, Autoeficacia académica, Autoeficacia estadística, Actitudes hacia la estadística, Análisis de Componentes Principales, Análisis Factorial Confirmatorio.

Diversas formas de autocreencias, especialmente aquellas referidas a las ideas subjetivas sobre competencia, han recibido una importante atención en las últimas décadas de investigación sobre el aprendizaje y la motivación humanos (Bong y Clark, 1999). Entre ellas destaca por su amplio desarrollo teórico y em-

pírico el constructo *autoeficacia*, elemento central de la Teoría Cognitiva Social formalizada por Bandura (1977, 1986). La autoeficacia se define como el conjunto de juicios de cada individuo sobre las capacidades propias para organizar y ejecutar las acciones requeridas en el manejo de posibles situaciones espe-

cíficas. Tales juicios se entiende que tienen importantes efectos sobre la elección de conductas o actividades, sobre el esfuerzo empleado y la persistencia y sobre los patrones de pensamiento y las reacciones emocionales ante las tareas.

Desde hace más de 20 años la investigación empírica viene ocupándose de verificar las relaciones hipotetizadas por Bandura en muy diversos escenarios y contextos del funcionamiento humano (véase p.e. Bandura, 1995; Salanova, Grau, Martínez, Cifre, Llorens y García-Renedo, 2004). Concretamente en el ámbito educativo el trabajo desarrollado desde este enfoque ha sido ciertamente abundante, y actualmente se puede decir que están consolidadas líneas de investigación centradas en el impacto de la autoeficacia sobre la motivación de los estudiantes, sobre su rendimiento y sobre el desarrollo de intereses y metas académico-profesionales (Pajares, 1996). De hecho, la producción empírica en esta área ha sido sintetizada ya en varias revisiones meta-analíticas que, globalmente, han venido prestando apoyo al valor predictivo de la autoeficacia en el contexto educativo (Brown, Tramayne, Hoxha, Telander, Fan y Lent, 2008; Lent, Brown y Hackett, 1994; Multon, Brown y Lent, 1991; Robbins, Lauver, Le, Davis, Langley y Carlstrom, 2004; Rottinghaus, Larson y Borgen, 2003; Valentine, DuBois y Cooper, 2004).

La notable evidencia empírica que se ha ido acumulando sobre la Teoría Cognitiva Social y, particularmente, sobre el constructo autoeficacia, no implica que este marco teórico y sus desarrollos empíricos no hayan estado sujetos a controversias y debates (véase, p.ej., Bandura, 1984; Bandura y Locke, 2003; Eastman y Marzillier, 1984; Vancouver, 2005). Un aspecto particularmente crítico en esta área de investigación es el relativo a la naturaleza específica del constructo autoeficacia y a la definición de los diversos niveles de concreción a los que puede ser operativizado.

De acuerdo con Bandura (1997) la autoeficacia no es un rasgo global, sino un conjunto de autocreencias ligadas a ámbitos de desempeño diferenciados. Atendiendo a esta consideración se ha generado, por ejemplo, una notable discusión sobre el desarrollo posterior del constructo *Autoeficacia General* y su validez (Scherbaum, Cohen-Charash y Kern, 2006), a pesar de que la investigación empírica ha avalado también a este nivel de definición su utilidad tanto en el área educativa (p.e. Robbins et. al., 2004) como organizativa (Chen, Gully y Eden, 2001). Una derivación de esta cuestión que ha recibido especial atención en el ámbito educativo es la diferenciación entre la autoeficacia y otros constructos autorreferentes, tales como el autoconcepto (Bong y Clark, 1999; Bong, y Skaalvik, 2003), especialmente cuando se define a un nivel alto de generalidad y por tanto no se adecúa a la concepción original del constructo. Porque la teoría mantiene que los sujetos no sólo emiten juicios de autoeficacia diferenciados y diferenciables para dominios diversos, sino que la autoeficacia puede y debe definirse con distintos niveles de especificidad en relación con un ámbito dado (p.ej. área, tareas o problemas), de acuerdo con la conducta criterio de interés. En este sentido se ha atribuido precisamente a la inadecuada selección del nivel de especificidad de la medida la ausencia de predicciones adecuadas en algunos estudios (Pajares, 1996).

En el marco de los antecedentes expuestos, el presente trabajo tiene como objetivo evaluar en el contexto de la educación universitaria española algunos aspectos relevantes del problema de la especificidad del constructo autoeficacia. Concretamente se trata de recabar evidencia empírica sobre las dos proposiciones siguientes, derivadas de la Teoría Cognitiva Social: a) las creencias de autoeficacia son específicas de un ámbito de funcionamiento dado y, b) el constructo autoeficacia puede ser distinguido de otros constructos autorreferentes cuando se evalúa en relación con un dominio específico.

Puesto que se asume que las creencias de autoeficacia de los estudiantes son específicas de un ámbito determinado, los juicios que emiten sobre su capacidad para movilizar los recursos propios deberían poder ser diferenciados empíricamente con nitidez en razón del área sobre el que se solicita la autoevaluación (p.e. vital, académica, etc.). Atendiendo a lo anterior, esta investigación se centra, en primer lugar, en recabar evidencia sobre la existencia de tres constructos diferenciados en razón del ámbito de referencia: autoeficacia general, autoeficacia académica y autoeficacia estadística de estudiantes universitarios. Complementariamente se evalúa, en el ámbito específico de la formación estadística, la diferenciación entre las creencias de autoeficacia del sujeto y la autoevaluación cognitivo-emocional tradicionalmente incorporada a la medida de las actitudes hacia la Estadística.

La selección de este ámbito disciplinar específico obedece en primer lugar a su amplia presencia en la educación universitaria, dado su fuerte carácter transversal. Ciertamente es bien conocida la presencia de materias o asignaturas de Estadística en los *currícula* de la mayoría de los estudios universitarios, fruto del importante papel concedido a la misma en la formación científica y técnica de profesionales de muy variado perfil. En consecuencia, miles de estudiantes en muy distintas titulaciones y especialidades siguen cursos de Estadística en todo el mundo, tanto en el nivel de grado como en la formación de postgrado. Pero además, y en segundo lugar, la falta de un logro adecuado en esta área por parte de los estudiantes de Ciencias Sociales, de Ciencias del Comportamiento o de la Educación, entre otros, es un tópico recurrente que docentes e investigadores vienen poniendo de manifiesto en los contextos culturales más diversos desde hace al menos tres décadas (Blanco, 2004).

La investigación sobre autoeficacia ha sido especialmente fructífera en áreas educativas con dificultades de logro o con déficits motivacionales. Un caso paradigmático es, en este sentido, el representado por el ámbito de las

Matemáticas (Betz y Hackett, 1983; Pajares y Miller, 1994, 1995; Nielsen y Moore, 2003; Randhawa, Beamer y Lundberg, 1993; Zeldin y Pajares, 2000; entre otros muchos). Pero en el ámbito estrictamente universitario también se han analizado desde parámetros cognitivo-sociales tanto el área estadística (Finney y Schraw, 2003) como, por ejemplo, la formación en metodología de investigación (Bishop y Bieschke, 1998; Forester, Khan y Hesson-McInnis, 2004; Gelso, Mallinckrodt y Judge, 1996; Khan y Miller, 2000; Khan y Scott, 1997, entre otros).

Para cubrir los objetivos expuestos, en este estudio se analizan cuatro escalas que, empleadas en investigaciones anteriores de modo independiente, fueron diseñadas para medir los constructos de interés. Se trata entonces de verificar la posición del conjunto de sus reactivos en el contexto de un espacio factorial global configurado por las cuatro medidas. La primera hipótesis de trabajo mantiene que los ítems pueden ser efectivamente reagrupados en cuatro factores, que coinciden con las escalas originales y que están conformados, por tanto, por los elementos que originalmente se adscriben a cada una de las escalas aplicadas. Complementariamente se espera encontrar un patrón de correlaciones entre constructos coherente con los presupuestos teóricos de partida. Concretamente se hipotetizan correlaciones superiores entre los constructos con un grado de especificidad más próximo.

Método

Sujetos

La muestra de este estudio estuvo formada por 273 estudiantes de Psicología de las universidades Complutense de Madrid (34,4%) y Pontificia Comillas de Madrid (64,5%). Las mujeres representaron el 85,7% de la muestra total. El 26% de los estudiantes estaban matriculados en tercer curso, el 37,4% en cuarto y el 36,3% restante en quinto. La edad media fue de 22,58 años ($s=3,232$). En lo que se refiere al ámbito estadístico-cuantitativo, el 96,3% de los estudiantes había cursado todas

las asignaturas obligatorias del área, estando superadas además en el 81,7% de los casos. El 43,5% de los participantes informó de haber repetido al menos en una ocasión alguna asignatura del área.

Procedimiento

La recogida de los datos se realizó colectivamente en las universidades citadas y en el contexto del grupo-aula, bajo condiciones de disponibilidad y participación voluntaria. Los estudiantes cumplieron las escalas que se describen a continuación como parte de un instrumento único más amplio.

Variabes e Instrumentos

Autoeficacia General

Se aplicó la escala original de Schwarzer y Jerusalem (1995, citado en Baessler y Schwarzer, 1996), en adaptación de Sanjuán, Pérez y Bermúdez (2000). Se trata de un instrumento concebido para la evaluación de las creencias estables de competencia sobre el manejo adecuado de una amplia gama de estresores de la vida cotidiana. Para los autores la autoeficacia general difiere de otras medidas de optimismo vital en que específicamente se refiere al papel de la “agencia” personal, esto es, al impacto de las propias acciones sobre la conducta y los resultados obtenidos, tal y como se deriva de la Teoría Cognitiva Social del comportamiento. Desarrollada originalmente en alemán, ha sido posteriormente adaptada a más de una docena de idiomas y se cuenta con un cúmulo notable de evidencias sobre su fiabilidad y validez en distintos contextos culturales (Scholz, Gutiérrez-Doña, Sud y Schwarzer, 2002), lo que ha favorecido su uso extensivo^[1].

A partir de una muestra de 259 estudiantes universitarios españoles, Sanjuán, Pérez y Bermúdez (2000) obtuvieron un coeficiente de fiabilidad igual a .87. Por lo que se refiere a su validez predictiva, la puntuación en la escala de autoeficacia se asoció positivamente a las medidas personalidad resistente y de afrontamiento centrado en la tarea; y negativamente

al *locus* de control interno y al afrontamiento centrado en la emoción. Presentó una correlación de baja magnitud con la medida de reactividad y nula con el afrontamiento centrado en la evitación. En los modelos de regresión realizados para evaluar su capacidad predictiva utilizando el afrontamiento como criterio, la autoeficacia demostró ser un buen predictor.

En nuestra aplicación el formato de respuesta se modificó, reduciendo de 10 a 6 los puntos de respuesta sobre la escala *tipo likert*. Esta escala, junto con las restantes usadas en este estudio, puede verse reproducida en el Anexo I.

Autoeficacia académica

Se empleó la *escala de expectativa de autoeficacia académica percibida* (Palenzuela, 1983), que mantiene una concepción unifactorial del constructo, definido como apreciación global de competencia en el ámbito académico. Este instrumento fue inicialmente aplicado a una muestra de 739 alumnos españoles de enseñanzas medias y primer curso de carrera universitaria, obteniéndose un alfa de Cronbach igual a .91. El coeficiente de fiabilidad test-retest, para 10 semanas de lapso, fue igual a .92 ($n = 129$). De acuerdo con el autor, otras aplicaciones obtuvieron valores similares. La estructura factorial obtenida se ajustó a la concepción unidimensional de la escala.

Por otro lado, la escala de autoeficacia correlacionó positivamente con motivación de logro, motivación de competencia, autodeterminación o autoestima, con magnitudes que se interpretan como esperadas entre constructos relacionados pero distintos. De signo negativo fueron las correlaciones que, entre otras, presentó la autoeficacia con los componentes cognitivos y emocionales de la ansiedad y con la motivación extrínseca. En un análisis de sendas realizado con 129 sujetos, la medida de autoeficacia predijo la persistencia en el estudio, la expectativa de éxito, la atribución de un fracaso específico a la falta de capacidad y la atribución de un éxito específico a la capacidad. El efecto directo de la autoeficacia sobre

el logro académico, sin embargo, no fue significativo.

En este estudio la escala de respuesta fue reducida desde 10 hasta 6 puntos y la formulación del ítem 5 fue modificada ligeramente.

Autoeficacia Estadística

Se consideran las respuestas dadas por la muestra a una versión abreviada de la escala de autoeficacia estadística propuesta por Blanco (2006) y en cuyo proceso de desarrollo y validación participaron como submuestra los sujetos de este estudio. El instrumento original de 12 ítems tiene como objetivo la evaluación de la expectativa que mantiene el sujeto sobre su propia competencia para comprender, analizar y evaluar información estadística presente en documentos académicos o profesionales y en otros medios informativos generales. Aplicada a una muestra de 1130 estudiantes de Psicología presentó un alfa de Cronbach igual a .93; y una correlación test-retest con dos semanas de lapso igual .89 ($n = 114$). El análisis de componentes principales sugirió que, conforme a las previsiones de diseño, la escala presentaba una estructura unifactorial. La versión abreviada de la que aquí se informa se diseñó para representar resumidamente las cuatro facetas de la escala original y fue validada con resultados positivos mediante análisis factorial confirmatorio.

Actitudes hacia la Estadística

Los sujetos completaron las subescalas de *competencia cognitiva* y *afecto* de la *Survey of Attitudes Toward Statistics – SATS* (Schau *et al.*, 1995) en la adaptación de Carmona (2002). La selección de esta medida responde a dos razones principalmente. En primer lugar el SATS es uno de los instrumentos más usados para la medida de las actitudes hacia la estadística en el ámbito anglosajón (Carmona, 2004; Cashin y Elmore, 1997; Estrada, 2002). En segundo lugar, Carmona realizó un riguroso proceso de adaptación y validación con muestras de estudiantes universitarios españoles, incluyendo una muestra de tamaño notable (641 estudiantes de Psicología, Psicopedago-

gía y Educación Social que seguían algún curso de Estadística), un análisis pormenorizado de subescalas y el estudio de la estructura interna de la medida mediante técnicas confirmatorias.

Los coeficientes alfa de Cronbach obtenidos por Carmona para las subescalas *competencia cognitiva* y *afecto* fueron igual a .73 y .81 respectivamente. El coeficiente de estabilidad temporal, para una submuestra de 273 alumnos y un lapso de dos semanas, fue igual a .80 para *competencia cognitiva* y .85 para *afecto*.

Por otra parte, los resultados obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios evaluados sugirieron que los ítems de las subescalas *competencia cognitiva* y *afecto* definen un único factor, y que por tanto conforman una medida global satisfactoria del componente afectivo-cognitivo de las actitudes hacia la Estadística. Estos resultados con estudiantes españoles coinciden con otros trabajos recientes (véase por ejemplo Cashin y Elmore, 2005), por lo que se seleccionan aquí los ítems de las dos subescalas como indicadores de un constructo único.

Una vez más el formato de respuesta fue adaptado para presentar una escala graduada de 6 puntos, única variación con respecto a la aplicación de Carmona (2002).

Análisis de datos

De acuerdo con los objetivos del estudio, se hizo uso principalmente de técnicas de análisis factorial, entendidas ahora en un sentido amplio.

En primer lugar se llevó a cabo con el programa SPSS 15.0 un Análisis de Componentes Principales Lineal (ACPL) sobre los ítems de todas las escalas conjuntamente (39), a partir de la matriz de correlaciones producto-momento de Pearson. Para la determinación del número de componentes se consideran varios criterios, atendiendo a lo que ya es una recomendación común (véase, por ejemplo, Nunnally y Bernstein, 1995 o Thompson y Daniel, 1996). El *criterio de Kaiser* y el *scree*

test se complementan con el Análisis Paralelo y el test *Minimum Average Partial* (MAP). Estos dos procedimientos, y especialmente el primero de ellos, han ofrecido los mejores resultados en los trabajos de simulación llevados a cabo (Beauducel, 2001). Aquí se utilizan los programas escritos por O'Connor (2000)^[2]. Por otro lado, se opta por un método de rotación oblicua Promax ($k=4$).

Complementariamente, y puesto que existe un amplio debate sobre el uso de modelos estadísticos que asumen el carácter continuo de las variables con datos procedentes de escalas tipo Likert u ordinales (Bernstein, 1988; Bernstein y Teng, 1989; Linting, Meulman, Groenen y van der Koojj, 2007; Waller, 2001), en este trabajo se replicaron parcialmente los resultados obtenidos en el análisis anterior haciendo uso de procedimientos más ajustados a la métrica de las variables. Para las tres escalas referidas al ámbito estrictamente educativo (autoeficacia académica, autoeficacia estadística, actitudes hacia la Estadística) junto con el ACPL obtenido a partir de correlaciones de Pearson se obtuvo además un ACPL a partir de la matriz de correlaciones policóricas y también un Análisis de Componentes Principales No Lineal (ACPNL).

Efectivamente se ha señalado repetidamente que las correlaciones de Pearson no tienen en cuenta el carácter ordinal de los datos y su uso puede entonces conducir a una matriz distorsionada como *input* del análisis. Dada la naturaleza ordinal de las variables teóricamente debería estimarse una matriz de correlaciones policóricas (Flora y Curran, 2004). En este trabajo se usó el programa MicroFACT 2.0 (Waller, 2001) para llevar a cabo el ACPL a partir de la matriz de correlaciones policóricas estimadas de los 29 ítems de las escalas de autoeficacia académica, autoeficacia estadística y actitudes hacia la Estadística.

Por su parte el ACPNL tiene el mismo objetivo que el tradicional y más extendido ACPL, pero puede adaptar su estrategia de reducción de la dimensionalidad a las características

propias de un conjunto p de variables observadas de carácter ordinal (para una aproximación teórico-práctica a este procedimiento puede verse el trabajo ya citado de Linting *et al.*, 2007). Aquí empleamos el programa CATCPA v1.1, integrado en el programa SPSS 15.0, para conducir el análisis sobre las tres escalas educativas.

Finalmente se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el objetivo de evaluar el modelo hipotetizado original de cuatro factores (autoeficacia general, autoeficacia académica, autoeficacia estadística, actitudes hacia la Estadística) frente a otros modelos rivales y analizar el mapa de interrelaciones entre constructos.

Atendiendo a los requerimientos de tamaño muestral de este tipo de análisis, los modelos especificados, estimados y evaluados incluyen como variables observadas indicadores compuestos (*parcel*), definidos como promedios de varios ítems, y no los ítems individuales de las escalas correspondientes. Aunque esta estrategia no es adecuada para examinar la estructura de un conjunto de ítems, sí es útil cuando interesa determinar la naturaleza del conjunto de constructos bajo estudio (Little, Cunningham, Shahar y Widaman, 2002) y esta es la perspectiva que aquí se adopta.

Todos los análisis se han llevado cabo con EQS 6.1, haciéndose uso del método de Máxima Verosimilitud Robusto para la estimación de los parámetros, atendiendo a la falta de normalidad detectada en los análisis exploratorios previos (Bentler, 2004). Para la evaluación del ajuste global, se hizo uso de distintos índices, tal y como se recomienda de modo unánime (Boomsma, 2000; Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller, 2003, entre otros muchos). La evaluación detallada de la solución factorial, en términos de fiabilidad y validez, incluye: el análisis de la magnitud y significación de los pesos factoriales; el análisis de la fiabilidad de los indicadores a partir de R^2 ; la obtención de la fiabilidad de cada constructo o Fiabilidad Compuesta (FC); y la

estimación de la Varianza Media Extraída (VME) también para cada constructo (Bagozzi y Yi, 1988; Fornell y Larcker, 1981; Hair *et al.*, 1999).

Resultados

Propiedades psicométricas básicas de cada escala

En la aplicación de la medida de autoeficacia general se hallaron en este trabajo resultados idénticos en fiabilidad ^[3] a los informados por Sanjuán, Pérez y Bermúdez (2000), como puede verse en la tabla 1.

Tabla 1. Estadísticos básicos de la escala de Autoeficacia General

Ítem	\bar{X}	S	r_{it}	α sin ítem
G1	4.17	.890	.476	.858
G2	4.87	.778	.541	.852
G3	4.42	.952	.477	.859
G4	4.27	.893	.658	.842
G5	4.30	.835	.728	.837
G6	3.96	.886	.610	.847
G7	4.02	.800	.650	.844
G8	4.72	.730	.562	.851
G9	4.26	.769	.621	.846
G10	4.37	.856	.453	.860
Total	43.33	5.657	$\alpha=.863$	

También el coeficiente de fiabilidad obtenido a partir de la escala de autoeficacia académica es satisfactorio (ver tabla 2) e idéntico al informado en el trabajo original. Además, en esta aplicación se detectó la falta de homogeneidad del ítem 9, ya identificada por el autor (Palenzuela, 1983) y que también en este caso implica que su supresión conllevaría un aumento de la fiabilidad de la prueba (que pasaría a ser igual a .929). Lo anterior ha movido a desconsiderar este ítem en los análisis posteriores que se realizarán con la escala de autoeficacia académica, que pasa así a constar de 9 ítems.

Tabla 2. Estadísticos básicos de la escala de Autoeficacia Académica

Ítem	\bar{X}	S	r_{it}	α sin ítem
A1	4.49	.854	.698	.898
A2	4.45	.843	.703	.898
A3	4.30	.881	.701	.898
A4	4.08	1.110	.746	.894
A5	3.78	1.016	.733	.895
A6	4.37	.902	.690	.898
A7	4.63	.934	.731	.896
A8	4.27	1.036	.779	.892
A9	2.32	1.265	.311	.928
A10	3.96	.925	.784	.893
Total	40.65	7.303	$\alpha=.908$	

Por su parte, los estadísticos descriptivos y los resultados obtenidos en el análisis de los ítems de la escala de autoeficacia estadística se muestran en la tabla 3. La medida presenta una elevada consistencia interna y todos sus elementos un índice de homogeneidad satisfactorio.

Tabla 3. Estadísticos básicos de la escala de Autoeficacia Estadística

Ítem	\bar{X}	S	r_{it}	α sin ítem
AE30	4.20	1.170	.778	.923
AE31	3.96	1.228	.831	.919
AE32	4.62	1.126	.818	.921
AE33	3.46	1.310	.700	.929
AE35	3.97	1.289	.790	.922
AE37	3.90	1.222	.761	.924
AE40	3.99	1.253	.756	.925
AE41	3.77	1.273	.710	.928
Total	31.85	8.150	$\alpha=.933$	

En lo que se refiere a la medida del componente cognitivo-afectivo de la SATS, en la versión de Carmona (2002), también se obtuvo un coeficiente de fiabilidad adecuado, e incluso superior al frecuentemente informado. Por otro lado, y coincidiendo con lo ya detectado en el trabajo de Carmona (2002), se registra la falta de homogeneidad del ítem 4 (tabla 4). También se opta aquí por su mantenimiento, dado el bajo impacto de su supresión sobre el coeficiente de fiabilidad y en el deseo de usar la escala original en el análisis de convergencia-divergencia con respecto a la medida de autoeficacia estadística.

Tabla 4. Estadísticos básicos de la medida de Actitudes hacia la Estadística (SATS)

Ítem	\bar{X}	S	r_{it}	α sin ítem
COG1	3.95	1.275	.783	.916
COG2	4.44	1.035	.665	.922
COG3	4.45	1.191	.653	.922
COG4	5.19	.956	.421	.929
COG5	3.91	1.240	.621	.923
COG6	3.74	1.237	.722	.919
AFEC1	3.34	1.389	.726	.919
AFEC2	3.79	1.268	.745	.918
AFEC3	4.02	1.404	.686	.920
AFEC4	3.93	1.451	.734	.918
AFEC5	3.16	1.343	.731	.918
AFEC6	4.44	1.576	.752	.918
Total	48.34	11.497		$\alpha=.926$

Por lo que se refiere a la estructura interna de las pruebas, el ACP lineal realizado para cada escala a partir de las matrices de correlaciones producto-momento parecen confirmar el carácter unidimensional de las mismas (ver tabla 5). Efectivamente sólo para la escala de autoeficacia general el autovalor correspondiente al segundo componente es ligeramente superior a 1. En todo caso, los resultados del Análisis Paralelo y del test MAP indican que únicamente se puede considerar significativo el primero de los componentes.

Tabla 5. Resumen de los resultados del análisis de componentes principales de los ítems de cada escala

Escala	Determinante matriz de correlaciones	Medida KMO	Prueba Barlett	Autovalor λ_1	% S ²	Autovalor λ_2
Autoeficacia Estadística	.002	.901	$\chi^2_{(28)}=1693.62$ p<0,0005	5.476	68.452	<1.0
Actitudes Estadística	.001	.935	$\chi^2_{(66)}=1921.26$ p<.0005	6.681	55.678	<1.0
Autoeficacia Académica	.003	.939	$\chi^2_{(36)}=1564.53$ p<.0005	5.762	64.021	<1.0
Autoeficacia General	.017	.865	$\chi^2_{(45)}=1079.86$ p<.0005	4.606	46.061	1.075

Puesto que las propiedades psicométricas iniciales de los instrumentos seleccionados parecieron globalmente satisfactorias, se procedió a realizar el conjunto de análisis previstos.

Análisis de Componentes Principales Lineal de los ítems de Autoeficacia General, Académica, Estadística y Actitudes hacia la Estadística

La evaluación de la matriz de correlaciones de Pearson para los 39 ítems presentó

condiciones generalmente consideradas satisfactorias para su factorización. Concretamente, el valor de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin fue igual a 0,923 y la prueba de esfericidad de Bartlett indica con claridad que no se cuenta con una matriz identidad ($\chi^2_{(741)}=6195,185$; p<0,0005). El valor del determinante de la matriz de correlaciones fue igual a 8,85E-013.

Los resultados iniciales obtenidos en el ACP se muestran en la tabla 6.

Tabla 6. Análisis de Componentes Principales Lineal de los ítems de Autoeficacia General, Académica, Estadística y Actitudes hacia la Estadística: extracción de componentes y varianza explicada

Comp.	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción			Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación
	Total	% S ²	% acumul.	Total	% S ²	% acumul.	Total
1	12.747	32.685	32.685	12.747	32.685	32.685	9.597
2	5.867	15.042	47.728	5.867	15.042	47.728	9.041
3	2.528	6.481	54.209	2.528	6.481	54.209	9.076
4	1.875	4.809	59.018	1.875	4.809	59.018	7.045
5	1.105	2.832	61.850				
6	1.029	2.639	64.489				
7	.918	2.354	66.843				
8	.861	2.208	69.051				
9	.845	2.168	71.219				
39	.112	.288	100.000				

Aunque son seis los componentes cuyo autovalor inicial es superior a 1, el Análisis Paralelo y el test MAP sugieren no retener más allá de 4 factores. Efectivamente el autovalor medio esperado para el quinto componente en el Análisis Paralelo (1,57) es mayor que el obtenido por nosotros (1,105). Y otro tanto ocurre de considerar como criterio el percentil 95 de la distribución de autovalores generados a partir de la muestra de datos aleatorios, con valor igual a 1,62. El test MAP, por su parte, señala al cuarto componente como aquél que presenta una correlación cuadrática media menor, siendo igual a 0,011187. Los resultados completos de ambas pruebas pueden verse en el anexo II.

El número de factores hipotetizado teóricamente parece, por tanto, obtener apoyo empírico.

Si se inspecciona a continuación la solución factorial rotada (tabla 7), se aprecia cómo ésta define muy claramente la posición de cada ítem sobre el componente correspondiente a la escala hipotetizada de pertenencia. Así el componente I está conformado

por los 12 ítems de la escala de actitudes hacia la Estadística, mientras que el componente II lo está por los 9 ítems de la escala de autoeficacia académica. Los 8 ítems de la escala de autoeficacia estadística se agrupan bajo el componente III y los 9 de autoeficacia general bajo el IV.

Complementariamente, la matriz de correlaciones entre los componentes (tabla 8) apunta también en la dirección de las hipótesis formuladas. Las dos correlaciones más elevadas corresponden a las parejas de constructos más próximos en términos de especificidad: autoeficacia estadística-actitudes hacia Estadística y autoeficacia académica-autoeficacia general. Por el contrario, las correlaciones de menor magnitud son las de la autoeficacia general con las medidas correspondientes al ámbito específico de la Estadística (actitudes y autoeficacia, respectivamente). En un lugar intermedio se sitúa entonces la magnitud de las correlaciones entre la autoeficacia académica, genéricamente considerada, y las evaluaciones de autoeficacia y cognitivo-afectivas relativas al área estadística.

Tabla 7. Análisis de Componentes Principales Lineal de las medidas de Autoeficacia General, Autoeficacia Académica, Autoeficacia Estadística y Actitudes hacia la Estadística: solución rotada (promax)^{ab}

Ítem	Componente			
	I	II	III	IV
afec4	,846			
afec2	,829			
afec6	,828			
afec3	,821			
cog1	,773			
afec5	,772			
afec1	,722			
cog5	,715			
cog3	,697			
cog6	,671			
cog2	,573			
cog4	,307			
a4		,895		
a8		,849		
a7		,823		
a10		,822		
a6		,751		
a1		,733		
a2		,723		
a5		,718		
a3		,661		
ae30			,874	
ae32			,872	
ae31			,869	
ae41			,804	
ae35			,781	
ae37			,772	
ae33			,764	
ae40			,754	
g4				,898
g5				,849
g6				,790
g7				,731
g9				,641
g1				,548
g10				,475
g3				,469
g2				,447
g8		,355		,412

a. La rotación ha convergido en 7 iteraciones.

b. No se transcriben los coeficientes con valor inferior a .300

Tabla 8. Matriz de correlaciones de componentes

Comp.	I	II	III	IV
I	1.000			
II	.348	1.000		
III	.586	.314	1.000	
IV	.163	.552	.244	1.000

Análisis de Componentes Principales Lineal y no Lineal de los ítems de Autoeficacia Académica, Autoeficacia Estadística y Actitudes hacia la Estadística

Como se expuso en la justificación del análisis de datos, para las tres medidas con un referente estrictamente educativo se obtuvieron a partir de los 29 ítems de referencia tres soluciones distintas: ACPL con correlaciones producto-momento, ACPL con correlaciones policóricas y ACPNL. Se trata así de evitar conclusiones no válidas a partir de resultados distorsionados por el empleo de procedimientos no ajustados a la métrica estricta de las variables analizadas. Pues bien, en los tres procedimientos se identificó una solución de tres componentes como la más satisfactoria. De hecho el autovalor correspondiente al cuarto componente presentó valores ligeramente inferiores a 1 en los tres casos. Concretamente, igual a .936 para el ACP lineal con correlaciones de Pearson, .930 para el obtenido a partir de correlaciones policóricas e igual .993 para el ACP no lineal.

En la tabla 9, donde se muestran las matrices de componentes y la varianza explicada por el modelo de tres factores en las distintas soluciones, puede apreciarse una similitud notable entre los resultados obtenidos por los tres procedimientos. Linting et al. (2007) han señalado que cuando se emplean escalas *tipo Likert* formadas por ítems que sólo presentan patrones de relación no lineal muy suavizados, la aportación del ACPNL frente al ACPL puede ser muy menor. Pero precisamente por ello se señala cómo su uso puede ayudar a justificar el uso de un tratamiento numérico de las variables implicadas en el análisis. Y ese podría ser nuestro caso.

Con el fin de facilitar la interpretación, en la tabla 10 se muestran las soluciones rotadas en los análisis lineales (se hizo de nuevo uso del método oblicuo Promax, con $k=4$). A efectos interpretativos ambas soluciones son

equivalentes y permiten definir muy nítidamente los tres constructos de interés a partir de los ítems que efectivamente constituyen las escalas originales. Efectivamente el componente I está definido por todos y sólo los ítems de la escala de actitudes hacia la Estadística, el II por los correspondientes a la de autoeficacia académica y el III por la totalidad de elementos de la escala de autoeficacia estadística.

La solución del ACPNL puede interpretarse también más fácilmente si las cargas factoriales reproducidas en la tabla 9 se representan como vectores sobre los ejes dimensiones correspondientes (ver gráficos 1a, 1b y 1c).

Las coordenadas del punto final del vector vienen dadas por los pesos de cada variable sobre los dos componentes representados (1 y 2, 1 y 3, 2 y 3). Las variables en su conjunto tienden a cargar positiva y moderadamente en la dimensión 1. Sin embargo la dimensión 2 contribuye con claridad a distinguir los ítems de la escala de autoeficacia general de las restantes variables, mientras que en la dimensión 3 son los ítems de autoeficacia estadística y actitudes hacia la Estadística los que toman signo opuesto. La representación sobre estas dos últimas dimensiones (gráfico 1c) permite por tanto visualizar tres grupos que coinciden estrechamente con los tres constructos bajo estudio. Efectivamente, el coseno de los ángulos entre los vectores es igual a la correlación entre las variables cuantificadas, y puesto que los vectores son mayoritariamente largos (indicando un buen ajuste), las variables más próximas en el gráfico están más relacionadas y lo están positivamente. Por el contrario las variables con vectores que presentan ángulos próximos a 180° están negativamente relacionadas, mientras que los vectores con ángulos próximos a 90° indican que las variables no están relacionadas.

Tabla 9. Análisis comparado de Componentes Principales Lineal y no Lineal de las medidas de Autoeficacia Estadística, Autoeficacia Académica y Actitudes hacia la Estadística

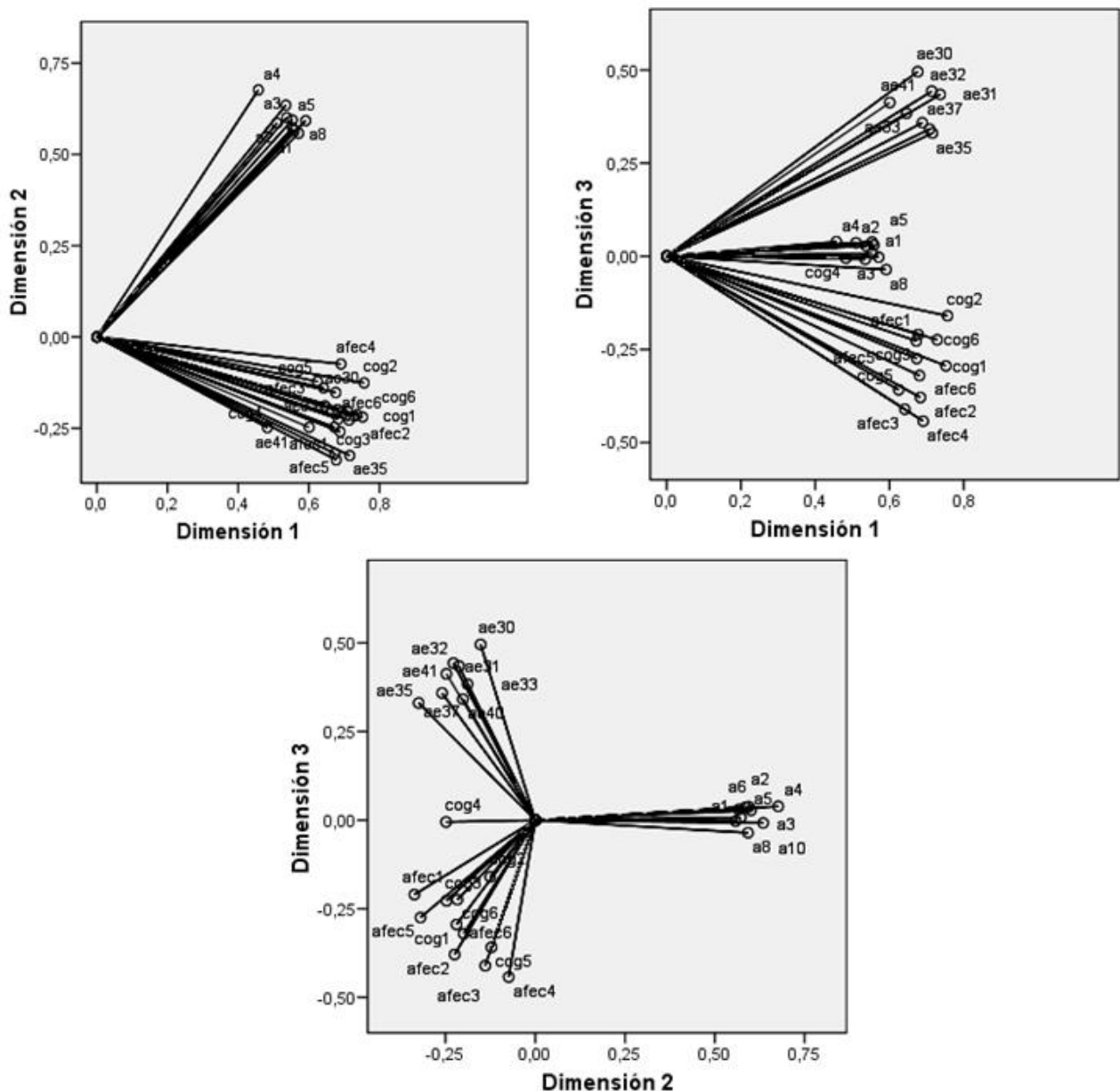
Ítem	ACP Lineal Correlaciones Pearson			ACP Lineal Correlaciones Policóricas			ACP No Lineal		
	Componente			Componente			Componente		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
a1	.549	.564	-.037	.595	.571	.006	.571	.558	-.003
a2	.502	.577	-.054	.539	.579	.036	.510	.586	.036
a3	.532	.586	-.077	.575	.593	.049	.538	.601	.028
a4	.447	.683	-.022	.490	.686	.012	.457	.677	.039
a5	.554	.578	-.032	.582	.594	.023	.553	.594	.038
a6	.516	.603	-.026	.559	.607	.013	.558	.566	.030
a7	.533	.586	.039	.576	.595	-.026	.554	.572	.008
a8	.560	.602	.069	.602	.611	-.068	.591	.592	-.036
a10	.522	.654	.016	.567	.669	-.026	.535	.635	-.008
cog1	.746	-.234	.278	.778	-.249	-.281	.752	-.219	-.294
cog2	.714	-.115	.128	.769	-.133	-.146	.756	-.126	-.160
cog3	.617	-.272	.258	.673	-.277	-.227	.672	-.247	-.227
cog4	.463	-.208	.027	.524	-.253	-.028	.483	-.248	-.005
cog5	.587	-.147	.347	.615	-.146	-.331	.625	-.122	-.358
cog6	.716	-.206	.208	.738	-.227	-.208	.729	-.217	-.224
afec1	.681	-.334	.223	.688	-.364	-.215	.677	-.337	-.210
afec2	.687	-.205	.363	.716	-.229	-.368	.683	-.225	-.379
afec3	.637	-.118	.406	.655	-.156	-.415	.641	-.139	-.411
afec4	.677	-.072	.442	.705	-.092	-.438	.691	-.074	-.443
afec5	.683	-.305	.271	.688	-.338	-.257	.673	-.320	-.275
afec6	.694	-.189	.362	.723	-.224	-.356	.681	-.199	-.320
ae30	.692	-.156	-.454	.708	-.140	.473	.676	-.152	.495
ae31	.741	-.222	-.418	.759	-.208	.432	.737	-.212	.434
ae32	.718	-.235	-.430	.754	-.222	.440	.714	-.228	.443
ae33	.646	-.189	-.383	.634	-.193	.392	.646	-.189	.384
ae35	.719	-.320	-.325	.742	-.322	.330	.716	-.325	.330
ae37	.682	-.263	-.362	.705	-.262	.379	.688	-.260	.358
ae40	.704	-.191	-.349	.731	-.195	.349	.708	-.202	.341
ae41	.605	-.238	-.413	.626	-.228	.421	.601	-.248	.413
Autovalor	11.550	4.271	2.332	12.659	4.467	2.367	11.897	4.238	2.382
Varianza explicada	62.597%			67.217%			63.852%		

Tabla 10. Análisis de Componentes Principales Lineal de las medidas de Autoeficacia Estadística, Autoeficacia Académica y Actitudes hacia la Estadística: Soluciones rotadas (promax)^{ab}

Ítem	ACP Lineal Correlaciones Pearson			ACP Lineal Correlaciones Policóricas		
	Componente			Componente		
	1	2	3	1	2	3
a1		.763			.796	
a2		.762			.785	
a3		.782			.812	
a4		.851			.880	
a5		.780			.815	
a6		.792			.821	
a7		.777			.814	
a8		.801			.839	
a10		.846			.888	
cog1	.774			.811		
cog2	.545			.606		
cog3	.703			.712		
cog4	.347			.408		
cog5	.734			.739		
cog6	.670			.702		
afec1	.722			.747		
afec2	.826			.867		
afec3	.812			.856		
afec4	.853			.876		
afec5	.764			.781		
afec6	.822			.856		
ae30			.860			.884
ae31			.865			.882
ae32			.873			.894
ae33			.773			.778
ae35			.788			.798
ae37			.792			.817
ae40			.761			.770
ae41			.808			.822

a. Ambas rotaciones han convergido en 5 iteraciones

b. No se transcriben los coeficientes con valor inferior a .300



Gráficos 1a, 1b y 1c. Pesos factoriales en el Análisis de Componentes Principales No Lineal de las medidas de Autoeficacia Académica, Autoeficacia Estadística y Actitudes hacia la Estadística

A la vista de los resultados obtenidos en el análisis comparado que acabamos de exponer, creemos contar con una evidencia empírica razonable sobre la existencia de tres constructos diferenciados: autoeficacia académica, autoeficacia estadística y actitudes hacia la Estadística (componente cognitivo-afectivo).

Análisis Factorial Confirmatorio

La especificación básica de los modelos estimados y evaluados se muestra en la tabla 11. Como se apuntó en el apartado de Análisis de datos, los indicadores definidos para cada constructo se obtuvieron como promedio de varios ítems. Concretamente para las escalas de autoeficacia general y autoeficacia académica se construyeron dos indicadores que agruparon los ítems pares e impares. En las medidas de autoeficacia estadística y acti-

tudes hacia la Estadística, puesto que incorporaban facetas de contenido sustantivo diferenciadas, se optó por agrupar los ítems conforme a las mismas.

Frente al modelo hipotetizado de cuatro factores se evalúan, además, otros dos modelos, rivales teóricamente y empíricamente plausibles a la vista de los análisis previos.

Tabla 11. Definición de los modelos evaluados

Modelo dos factores	Modelo tres factores	Modelo cuatro factores	Indicador compuesto	Ítems
Creencias genéricas de autoeficacia	Autoeficacia General	Autoeficacia General	• PARESGRA • IMPARESG	G2,G4, G6, G8,G10 G1, G3, G5,G7, G9
	Autoeficacia Académica	Autoeficacia Académica	• PARESACA • IMPARESA	A2, A4, A6, A8, A10 A1, A3, A5, A7
Creencias relativas al ámbito estadístico	Creencias relativas al ámbito estadístico	Autoeficacia Estadística	• C1 • C2 • C3 • C4	AE30, AE31 AE32, AE33 AE35, AE37 AE40, AE41
		Actitudes Estadística	• COGSATS • AFESATS	COG1, COG2, COG3, COG4, COG5, COG6 AFEC1, AFEC2, AFEC3, AFEC4, AFEC5, AFEC6

Los indicadores obtenidos para el ajuste global de los modelos evaluados se presentan en la tabla 12. En primer lugar se informa de la prueba de significación chi cuadrados_{S-B}. Puesto que se emplea el método robusto, se informa del estadístico escalado propuesto por Satorra y Bentler (1988, 1994; citado en

Bentler, 2004). Los resultados sugieren que sólo el modelo hipotetizado de cuatro factores presenta un adecuado ajuste a los datos, puesto que la prueba chi cuadrado permite aceptar la hipótesis nula en este caso, frente a la significación del estadístico para los modelos restantes.

Tabla 12. Ajuste global de los modelos evaluados

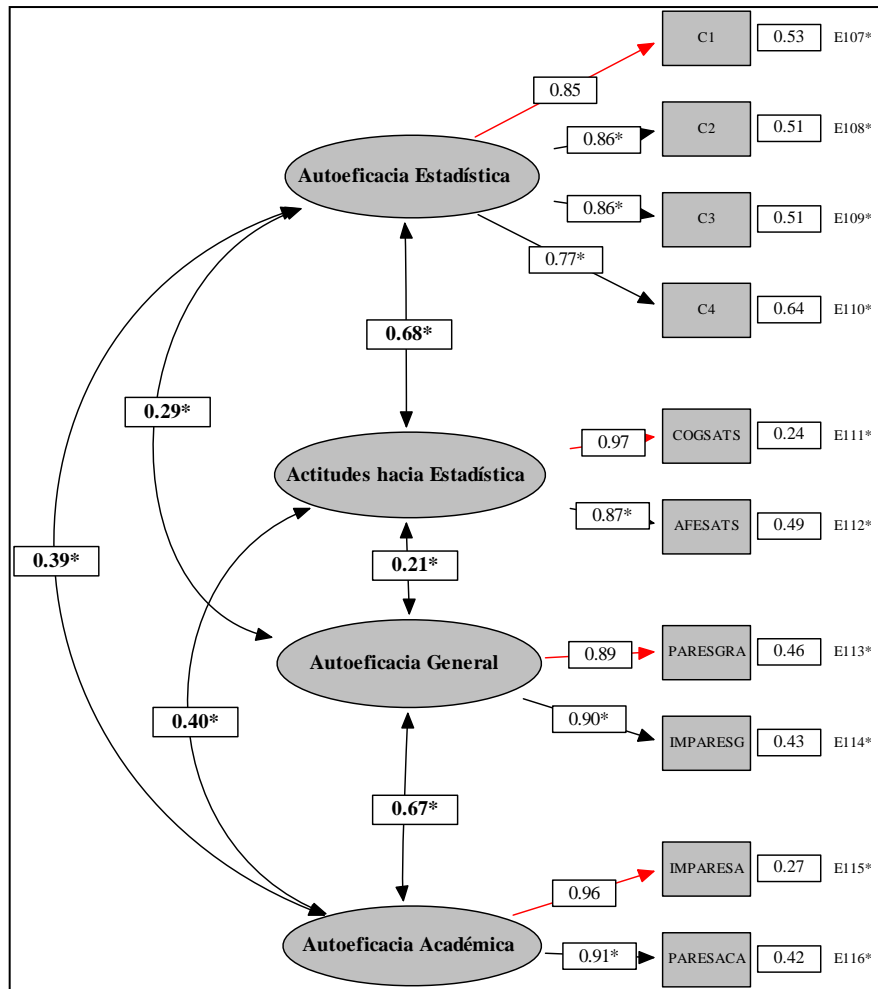
	Modelo nulo	Dos factores	Tres factores	Cuatro factores
$\chi^2_{S-B}(gl)$	1640.15 (45)	372.547 (34)	227.92 (32)	39.34 (29)
p	.000	.000	.000	.095
NFI	--	.773	.861	.976
NNFI	--	.719	.877	.990
CFI	--	.788	.878	.994
RMSEA	--	.191	.150	.036

En consecuencia, los índices descriptivos del ajuste para el modelo de cuatro factores son claramente satisfactorios. Efectivamente se cuenta con valores inferiores a .05 para RMSEA y superiores a .97 para NFI, NNFI, CFI, indicativos todos de un buen ajuste

(Schermelleh-Engel, Moosbrugger y Müller, 2003).

En el gráfico 2 puede verse la solución estandarizada para el modelo de cuatro factores.

Gráfico 2. Solución estandarizada del modelo de cuatro factores



Por lo que se refiere a la evaluación detallada de la solución factorial en términos de fiabilidad y validez, los principales resultados se muestran en la tabla 13.

En primer lugar se verifica para cada constructo la significación de los pesos de cada indicador seleccionado para su medida y una magnitud globalmente muy elevada, lo que puede ser interpretado en términos de validez concurrente. Valores próximos o superiores a .70 son considerados satisfactorios por Fornell y Larcker (1981), criterio que en nuestra solución se supera ampliamente en todo los casos. Además, la inspección de los coeficientes estructurales permite confirmar que cada indicador ciertamente presenta muy claramente el mayor peso sobre el factor

hipotetizado, lo que adicionalmente aporta evidencia relevante en términos de validez divergente (Graham, Guthrie y Thomson, 2003).

La fiabilidad de los indicadores individuales, evaluada a partir de R^2 , es globalmente muy satisfactoria y para casi la totalidad de los casos muy superior al convencional límite de .50. También la Fiabilidad compuesta (FC) de cada constructo supera muy ampliamente los valores iguales o superiores a .70 recomendados por Fornell y Larcker (1981), siendo el mínimo recomendado .60 (Bagozzi y Yi, 1988; Hair *et al.*, 1999). La Varianza Media Extraída (VME) tomó en todos los casos valores superiores .50, mínimo considerado satisfactorio (Bagozzi y Yi, 1988; Fornell y Larcker, 1981). Finalmente,

y con el fin de valorar la validez discriminante, se verificó que efectivamente para cada uno de los constructos la raíz de la varianza media extraída era de magnitud supe-

rior a la correlación del mismo con cualquiera de los constructos restantes, exigente criterio propuesto por Fornell y Larcker (1981).

Tabla 13 Evaluación detallada del modelo de cuatro factores: Coeficientes de estructura, errores típicos, valores *t* y fiabilidad de los indicadores y constructos

	Coeficientes de estructura ^a				Error típico ^b	<i>t</i> ^b	R ²	FC	VMA
	1	2	3	4					
(1) Autoeficacia Estadística								.91	.70
C1	.850	.579	.336	.250	---- ^c	---- ^c	.72		
C2	.860	.586	.340	.253	.05	20.14	.74		
C3	.859	.585	.339	.253	.05	20.42	.74		
C4	.767	.522	.303	.226	.06	15.51	.59		
(2) Actitudes hacia Estadística								.81	.85
Indicador 1	.661	.971	.389	.250	---- ^c	---- ^c	.94		
Indicador 2	.595	.874	.351	.184	.06	19.65	.76		
(3) Autoeficacia Académica								.93	.87
Indicador 1	.381	.387	.964	.649	---- ^c	---- ^c	.93		
Indicador 2	.358	.363	.905	.610	.05	19.84	.82		
(4) Autoeficacia General								.89	.80
Indicador 1	.266	.191	.606	.905	.07	15.82	.82		
Indicador 2	.262	.187	.598	.888	---- ^c	---- ^c	.79		

a. En negrita el coeficiente que coincide con el peso factorial estandarizado

b. Estadísticos robustos. Para todos los parámetros estimados $p < .05$.

c. Parámetro fijado a 1 en la solución original.

A la vista del conjunto de los índices evaluados, contamos con evidencia suficiente para calificar el modelo de cuatro factores de ajustado, fiable y válido. Se puede por tanto interpretar con garantías los coeficientes que definen el mapa de las relaciones entre constructos.

El patrón básico de relaciones identificado en el Análisis Factorial Confirmatorio reproduce en esencia el correspondiente al Análisis de Componentes Principales, si bien lógicamente la magnitud de las relaciones se ve ahora incrementada.

Efectivamente las correlaciones más elevadas son las correspondientes a los constructos más próximos en términos de especificidad: autoeficacia estadística-actitudes hacia la Estadística y autoeficacia general-autoeficacia académica. Conviene en todo

caso apuntar que la magnitud de las mismas (ligeramente por debajo de .70), no es tan elevada como para poner en duda la capacidad de las medidas para representar constructos distintos. Por el contrario, son notablemente inferiores las correlaciones entre la autoeficacia general y la autoeficacia estadística o las actitudes hacia la Estadística (inferiores a .30), los constructos con un nivel de especificidad más dispar. Finalmente, la medida de autoeficacia académica presenta correlaciones de magnitud media con las restantes medidas del ámbito educativo, específicas de un dominio (en torno a .40).

Discusión

Los resultados obtenidos en este estudio ofrecen evidencia empírica a favor de las dos premisas que, informadas por la Teoría Cognitiva Social, han sido evaluadas en el con-

texto de la formación universitaria: a) las creencias de autoeficacia son específicas de un ámbito de funcionamiento dado y, b) el constructo autoeficacia puede ser distinguido de otros constructos autorreferentes cuando se evalúa en relación con un dominio específico.

En primer lugar, efectivamente nuestros datos permiten mantener la hipótesis de que la autoeficacia general, la autoeficacia académica y la autoeficacia estadística son constructos distintos, aunque relacionados entre sí. El patrón de correlaciones identificado entre los constructos, además, se ajusta también a lo hipotetizado, de modo que la magnitud de su asociación está determinada por la proximidad en la especificidad entre las medidas.

En segundo lugar, también se ha mostrado cómo las creencias de autoeficacia para la realización de tareas estadísticas constituyen un constructo *distinguible* de aquél representado por las evaluaciones presentes en las *medidas clásicas* de actitudes hacia la Estadística. La autoeficacia estadística ciertamente está asociada a la evaluación afectivo-cognitiva de los sujetos sobre este dominio, pero no en un grado que sugiera la existencia de un único constructo.

Los resultados del estudio creemos que hacen una aportación de interés a la investigación educativa en varios sentidos.

Desde el punto de vista teórico, se ha generado conocimiento relativo a la Teoría Cognitiva Social en el contexto universitario español; aportando evidencia sobre la generalidad de los presupuestos mantenidos por dicho enfoque teórico.

Como expusimos al inicio de este trabajo, el problema de la especificidad del constructo autoeficacia ha recibido atención en otros contextos. Sin embargo, en España no parece contarse con trabajos de investigación en este ámbito referidos al nivel universitario, por lo que el presente estudio aporta resulta-

dos novedosos sobre el tema ofreciendo evidencia empírica hasta ahora no disponible sobre las hipótesis contrastadas en la educación superior. Efectivamente, diversos trabajos han venido haciendo uso de medidas originales o adaptadas de autoeficacia general o académica presuponiendo el carácter específico o diferencial de dichos constructos, como de hecho es el caso de las escalas aquí usadas. Pero hasta donde nos consta, este es el primer trabajo que somete a un examen explícito tal presupuesto.

Complementariamente, creemos que una aportación de particular interés la constituye el hecho de haber extendido el análisis diferencial más allá de los constructos autorreferentes más estudiados (principalmente el autoconcepto) para centrar el análisis sobre constructos consolidados pero empleados específicamente en la investigación sobre áreas concretas. Este es el caso de las actitudes hacia la Estadística de los estudiantes universitarios, dimensión ampliamente considerada en la investigación educativa, tanto en nuestro país como fuera de él (para una revisión véase Blanco, 2008). Los resultados de este trabajo permiten así contar con datos empíricos que avalan también el carácter diferenciado, desde el punto de vista teórico-conceptual, del constructo autoeficacia estadística con respecto a otros constructos autorreferentes en el espectro afectivo-cognitivo. Nuestros resultados son coherentes, por lo demás, con los obtenidos en estudios recientes que en otras etapas educativas han analizado la especificidad de la autoeficacia en áreas afines, como la matemática, en relación con la ansiedad hacia las matemáticas, además de con el autoconcepto (véase, p.ej. el trabajo de Lee (2009) a partir de los datos de 41 países en el estudio PISA 2003).

Desde un punto de vista más aplicado, puesto que el trabajo puede ser visto como un estudio sobre la validez de constructo de las escalas empleadas, se ha aportado información psicométrica relevante sobre unas medidas que pueden ser usadas ahora con

mayores garantías en la investigación y la evaluación en el ámbito de la formación universitaria, en general, y en el ámbito estadístico en particular. Ambas contribuciones creemos que pueden favorecer el desarrollo y ampliación de programas de investigación sobre autoeficacia en la educación universitaria española; programas que han sido desarrollados con resultados positivos en otros contextos, como se argumentó al inicio de este estudio.

Por otra parte, metodológicamente el estudio ha tratado de contribuir a la difusión de estrategias analíticas todavía poco usadas en la investigación educativa, pero que están más ajustadas a la métrica de los datos procedentes de escalas *tipo-Likert*, un tipo de variables con una amplia presencia precisamente en el ámbito educativo.

Para terminar, queremos hacer mención de las que consideramos principales limitaciones de esta investigación, y que a su vez representan posibles líneas de trabajo futuro.

En primer lugar, el tamaño de la muestra ha impedido realizar con garantías análisis factorial confirmatorio a nivel de ítem, lo que hubiera procurado un tipo de evidencia más ajustado y amplio sobre la validez de los constructos. En este sentido cabe apuntar además que el programa EQS 5.1 ofrece opciones adecuadas a la métrica ordinal de los ítems que conforman este tipo de escalas, no empleadas aquí puesto que la formación de indicadores compuestos a partir de promedios suponía ya, de hecho, la consideración de una métrica cuantitativa estándar. Pero también los Análisis de Componentes Principales realizados se hubieran beneficiado de un número mayor de casos, aunque creemos que la estabilidad de los resultados está suficientemente garantizada. En definitiva, sería recomendable en el futuro contar con muestras más amplias y con una composición más variada (p. ej. diversas titulaciones), lo que constituiría una línea de trabajo de interés

para procurar la contrastación y generalización de los resultados aquí hallados.

En segundo lugar, es necesario hacer notar que este trabajo ha realizado un análisis de la especificidad de las creencias de autoeficacia sobre la base exclusiva de la evidencia relativa a la estructuración de los constructos. Un estudio completo, sin embargo, hubiera exigido contar también con otras fuentes de evidencia externa. Concretamente, la inclusión en futuros trabajos de variables criterio relevantes permitiría evaluar la especificidad en términos de validez predictiva, lo que sin duda aportaría información de alto interés tanto teórico como práctico al área de estudio. Efectivamente el poder predictivo de la autoeficacia se entiende que está determinado por el nivel de especificidad que ésta tiene, de modo que su capacidad predictiva será superior cuanto más se ajuste al área o dominio concreto de realización del criterio (Bandura, 1997). Por lo tanto, una perspectiva de trabajo abierta por este estudio es la verificación en el contexto universitario español de la mayor capacidad predictiva de medidas de autoeficacia más próximas al criterio. En el área de la formación estadística, por ejemplo, una línea de trabajo interesante estaría constituida por la evaluación de la aportación incremental del constructo autoeficacia estadística a la explicación de criterios tales como el desempeño o los intereses académico-profesionales en el área estadística con respecto a otros constructos más inespecíficos (autoeficacia general o académica).

Referencias

- Baessler, J. y Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación española de la escala de Autoeficacia General. *Anxiedad y Estrés*, 2, 1-8.
- Bagozzi, R.P. y Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation modeling. *Journal of Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84 (2), 191-215. [Re-

- producido en Baumeister, R.F. (1999) (Ed.). *The self in social psychology* (pp.285-298). Philadelphia, PA: Psychology Press/Taylor & Francis].
- Bandura, A. (1984). Recycling misconceptions of perceived self-efficacy. *Cognitive Therapy & Research*, 8, 231-255.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A Social Cognitive Theory*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura, A. (Ed.) (1995). *Self-efficacy in changing societies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bandura, A. y Locke, E.A. (2003). Negative self-efficacy and goal effects revisited. *Journal of Applied Psychology*, 88, 87-99.
- Beauducel, A. (2001). Problems with Parallel Analysis in data sets with oblique simple structure. *Methods of Psychological Research Online*, 6(2). Disponible en: <http://www.dgps.de/fachgruppen/methoden/mpr-online>. [consultado: 28/12/08].
- Bentler, P.M. (2004). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
- Bernstein, I.H. (1988). *Applied Multivariate Analysis*. New York: Springer Verlag.
- Bernstein, I.H. y Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: Spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin*, 105, 467-477.
- Betz, N.E. y Hackett, G. (1983). The relationship of mathematics self-efficacy expectations to the selection of science-based college majors. *Journal of Vocational Behavior*, 23, 329-345.
- Bishop, R. M. y Bieschke, K.J. (1998). Applying social cognitive theory to interest in research among Counseling Psychology doctoral student: a path analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 45 (2), 182-188.
- Blanco, A. (2004). Enseñar y aprender Estadística en las titulaciones universitarias de Ciencias Sociales: apuntes sobre el problema desde una perspectiva pedagógica. En Torre, J.C. y Gil, E. (Eds.). *Hacia una enseñanza universitaria centrada en el aprendizaje* (pp. 143-190). Madrid: Servicio de publicaciones de la Universidad Pontificia Comillas.
- Blanco, A. (2006). *Componentes actitudinales de la formación estadística. Un análisis causal desde la Teoría Cognitiva Social con estudiantes universitarios de Psicología*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- Blanco, A. (2008). Una revisión crítica de la investigación sobre las actitudes de los estudiantes universitarios hacia la Estadística. *Revista Complutense de Educación*, 19(2), 311-330.
- Bong, M. y Skaalvik, E.M. (2003). Academic Self-concept and self-efficacy: how different are they really? *Educational Psychological Review*, 15(1), 1-40.
- Bong, M., y Clark, R.E. (1999). Comparison between self-concept and self-efficacy in academic motivation research. *Educational Psychologist*, 34(3), 139-153.
- Boomsma, A. (2000). Reporting Analysis of Covariance Structures. *Structural Equation Modeling*, 7(3), 461-483.
- Brown, S.D., Tramayne, S., Hoxha, D., Telfander, K., Fan, X. y Lent, R.W. (2008). Social cognitive predictors of college students' academic performance and persistence: a meta-analytic path analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 72 (3), 298-308.
- Carmona, J. (2002). *La teoría de facetas y el escalamiento multidimensional en la elaboración y validación de cuestionarios de actitudes. Una aplicación al dominio de las actitudes hacia la estadística*. Tesis doctoral. Universidad de Sevilla.
- Carmona, J. (2004). Una revisión de las evidencias de fiabilidad y validez de los cuestionarios de actitudes y ansiedad hacia la estadística. *Statistics Education Research Journal* [on line], 3(1), 5-28. Disponible en: <http://www.stat.auckland.ac.nz.serj> [consultado: 28/12/08].
- Cashin, S.E. y Elmore, P.B. (1997). *Instruments Used to Assess Attitudes Toward Sta-*

- tistics: A Psychometric Evaluation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association. Chicago.
- Cashin, S.E. y Elmore, P.B. (2005). The Survey of Attitudes Toward Statistics Scale: a construct validity study. *Educational and Psychological Measurement*, 65(3), 509-524.
- Chen, G., Gully, S.M. y Eden, D. (2001). Validation of a new General Self-Efficacy Scale. *Organizational Research Methods*, 4, 62-83.
- Eastman, C., y Marzillier, J.S. (1984). Theoretical and methodological difficulties in Bandura's self-efficacy theory. *Cognitive Therapy & Research*, 8, 213-229
- Elosua, P. y Zumbo, B. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Estrada, A. (2002). *Análisis de las actitudes y conocimientos estadísticos elementales en la formación del profesorado* Tesis doctoral. Universitat Autònoma de Barcelona.
- Finney, S. y Schraw, G. (2003). Self-Efficacy beliefs in college statistics courses. *Contemporary Educational Psychology*, 28, 161-186.
- Flora, D. y Curran, P. (2004). An empirical methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological Methods*, 9, 466-491.
- Forester, M., Kahn, J. y Hesson-McInnis, M.S. (2004). Factor structures of three measures of research self-efficacy. *Journal of Career Assessment*, 12(1), 3-16.
- Fornell, C. y Larcker, D.F. (1981). Evaluating structural equation modeling with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 28,39-50.
- Gelso, C.J., Mallinckrodt, B. y Judge, A.B. (1996). Research training environment, attitudes toward research and research self-efficacy: The Revised Research Training Environment Scale. *The Counseling Psychologist*, 24(2), 304-322.
- Graham, J.M., Guthrie, A.C. y Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: a reminder. *Structural Equation Modeling*, 10(1), 142-153.
- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R.L. y Black, W.C. (1999). *Análisis Multivariante*. 5ªed. Madrid: Prentice Hall.
- Lee, J. (2009). Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries. *Learning and individual differences*, 19, 355-365.
- Lent, R.W., Brown, S.D. y Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice and performance. *Journal of Vocational Behavior*, 45(1), 79-122.
- Linting, M., Meulman, J., Groenen, P. y van der Kooij, A. (2007). Nonlinear Principal Components Analysis: Introduction and Application. *Psychological Methods*, 12(3), 336-358.
- Little, T.D., Cunningham, W.A., Shahar, G. y Widaman, K.F. (2002). To parcel or not to parcel: exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151-173.
- Multon, K. D., Brown, S. D. y Lent, R. W. (1991). Relation of self-efficacy beliefs to academic outcomes: A meta-analytic investigation. *Journal of Counseling Psychology*, 38, 30-38.
- Nielsen, I. y Moore, K. (2003). Psychometric data on the Mathematics Self-Efficacy Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 63(1), 128-138.
- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica*. (3ª ed.). México: McGraw-Hill.
- O'Connor, B.P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using Parallel Analysis and Velicer's MAP Test. *Behavior Research Methods, Instruments & Computers*, 32, 396-402.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66(4), 543-578.

- Pajares, F. y Miller, M.D. (1994). The role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem-solving: a path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86, 193-203.
- Pajares, F. y Miller, M.D. (1995). Mathematics self-efficacy and mathematics outcomes: The need for specificity of assessment. *Journal of Counseling Psychology*, 42 (2), 190-198.
- Palenzuela, D. (1983). Construcción y validación de una escala de autoeficacia percibida específica de situaciones académicas. *Análisis y Modificación de Conducta*, 9(21), 185-219.
- Randhawa, B., Beamer, J. y Lundberg, I. (1993). Role of mathematics self-efficacy in the structural model of mathematics achievement. *Journal of Educational Psychology*, 85(1), 41-48.
- Robbins, S.B., Lauver, K., Le, H., Davis, D., Langley, R. y Carlstrom, A. (2004). Do psychosocial and study skill factors predict college outcomes? A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 130(2), 261-288.
- Rottinghaus, P.J., Larson, L. M. y Borgen, F.H. (2003). The relation of self-efficacy and interests: A meta-analysis of 60 samples. *Journal of Vocational Behavior*, 62 (2), 203-388.
- Salanova, M., Grau, R., Martínez, I.M., Cifre, E., Llorens, S. y García-Renedo, M. (Eds.)(2004). *Nuevos horizontes en la investigación sobre autoeficacia*. Castelló de la Plana: Publicacions de la Universitat Jaume I. Versión electrónica disponible en: <http://www.des.emory.edu/mfp/NuevosHorizontes> [consultado: 28/12/08].
- Sanjuán, P., Pérez, A. y Bermúdez, J. (2000). Escala de autoeficacia general: datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12 (Supl.2), 509-513.
- Schau, C., Stevens, J., Dauphinee, T.L. and Del Vecchio, A. (1995). The development and validation of the Survey of Attitudes Toward Statistics. *Educational and Psychological Measurement*, 55(5), 868-875.
- Scherbaum, C.A., Cohen-Charash, Y. y Kern, M.J.(2006). Measuring General Self-Efficacy: a comparison of three Measures using Item Response Theory. *Educational and Psychological Measurement*, 66(9),1047-1063.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of Structural Equation Models: test of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8 (2), 23-74. Disponible en: <http://www.dgps.de/fachgruppen/methoden/mpr-online> [consultado: 28/12/08].
- Scholz, U., Gutiérrez-Doña, B., Sud, S. y Schwarzer, R. (2002). Is General Self-Efficacy a universal construct? Psychometrics findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(3), 242-251.
- Thompson, B. y Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: a historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 197-208.
- Valentine, J.C., DuBois, D.L. y Cooper, H. (2004). The relation between self-beliefs and academic achievement: a meta-analytic review. *Educational Psychologist*, 39 (2), 111-133.
- Vancouver, J.B. (2005). The depth of history and explanationas benefit and bane for psychological control theories. *Journal of Applied Psychology*, 90, 38-52.
- Waller, N.G. (2001). *MicroFACT. A Micro-computer Factor Analysis Program for ordered polytomous data and mainframe size problems*. St. Paul, MN: Assessment Systems Corporation.
- Zeldin, A. y Pajares, F. (2000). Against the odds: Self-efficacy beliefs of women in mathematical, scientific, and technological careers. *American Educational Research Journal*, 37(1), 215-246.

Notas

[1] En la página que el profesor Schwarzer mantiene sobre esta escala puede ampliarse la información sobre el tema y acceder a bases de datos con aplicaciones de la misma en distintos contextos: <http://userpage.fu-berlin.de/~health/selfscal.htm>. [consultado 28/12/08].

[2] A los mismos se puede acceder para su descarga en la siguiente dirección [consultado: 28/12/08] : <http://people.ok.ubc.ca/briocconn/nfactors/nfactors.html>.

[3] Varios estudios de simulación han mostrado que la utilización del coeficiente alpha sobre escalas *tipo-Likert* con menos de 5 categorías de respuesta produce un decremento espurio en su magnitud; magnitud que se estabilizaría a partir de escalas con 6 categorías de respuesta (Elosúa y Zumbo, 2008). Dado que la evidencia disponible parece justificar suficientemente el uso de este coeficiente clásico en nuestro caso (con 6 puntos de respuesta), no se obtuvieron estimaciones alternativas de este coeficiente para las cuatro escalas consideradas. Ello también ha permitido comparar nuestros resultados con los de los trabajos anteriores.

Anexo I - Instrumentos empleados en el estudio*

Escala de Autoeficacia General de Baessler y Schwarzer (1996)

- G1. Puedo encontrar la forma de obtener lo que quiero aunque alguien se me oponga.
- G2. Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente.
- G3. Me es fácil persistir en lo que me he propuesto hasta llegar a alcanzar mis metas.
- G4. Tengo confianza en que podría manejar eficazmente acontecimientos inesperados.
- G5. Gracias a mis cualidades y recursos puedo superar situaciones imprevistas.
- G6. Cuando me encuentro en dificultades puedo permanecer tranquilo porque cuento con las habilidades necesarias para manejar situaciones difíciles.
- G7. Venga lo que venga, por lo general soy capaz de manejarlo.
- G8. Puedo resolver la mayoría de los problemas si me esfuerzo lo necesario.
- G9. Si me encuentro en una situación difícil, generalmente se me ocurre qué debo hacer.
- G10. Al tener que hacer frente a un problema, generalmente se me ocurren varias alternativas de cómo resolverlo.

Escala de Expectativa de Autoeficacia Académica percibida de Palenzuela (1983)

- A1. Me considero lo suficientemente capacitado para enfrentarme con éxito a cualquier tarea académica.
- A2. Pienso que tengo bastante capacidad para comprender bien y con rapidez una materia.
- A3. Me siento con confianza para abordar situaciones que ponen a prueba mi capacidad académica.
- A4. Tengo la convicción de que puedo hacer exámenes excelentes.
- A5. No me importa que los profesores sean exigentes y duros, pues confío mucho en mi propia capacidad académica.**
- A6. Creo que soy una persona bastante capacitada y competente en mi vida académica.
- A7. Si me lo propongo, creo que tengo la suficiente capacidad para obtener un buen expediente académico.
- A8. Pienso que puedo pasar los cursos con bastante facilidad, e incluso, sacar buenas notas.
- A9. Soy de esas personas que no necesito estudiar para aprobar una asignatura o pasar un curso completo.
- A10. Creo que estoy preparado y bastante capacitado para conseguir muchos éxitos académicos.

Escala de Autoeficacia Estadística (versión abreviada) de Blanco (2006)

A partir de la lectura de un artículo de investigación, un informe profesional u otro documento donde se presenta un estudio de corte estadístico, cuál es tu grado de confianza en poder...

- AE30. Distinguir entre los resultados estadísticos obtenidos y las conclusiones que se derivan de los mismos.
- AE31. Identificar para cada objetivo o hipótesis los análisis estadísticos correspondientes y sus respectivas conclusiones.
- AE32. Comprender la información estadística descriptiva (medias, desviaciones típicas, gráficos).
- AE33. Valorar si se presentan errores en la interpretación de los resultados estadísticos descriptivos.
- AE35. Entender lo que significa la información incluida en las tablas de resultados de un contraste de medias (t de Student).
- AE37. Entender lo que significa la información incluida en las tablas de resultados de un análisis de varianza.
- AE40. Comprender los datos que proporciona el manual técnico de un test sobre las propiedades de los ítems, la fiabilidad y la validez de la prueba.
- AE41. Evaluar la evidencia disponible sobre la fiabilidad y validez de un instrumento a partir de la información presentada en el manual técnico.

Subescalas Competencia Cognitiva y Afecto de la Survey of Attitudes Toward Statistics – SATS (Schau *et al.*, 1995) en adaptación de Carmona (2002)

- COG1. Me resulta difícil comprender los conceptos estadísticos.
- COG2. Soy capaz de comprender la estadística.
- COG3. Tengo problemas para entender la estadística debido a mi forma de pensar.
- COG4. No tengo ni idea de en qué se basa la estadística.
- COG5. Cometo bastantes errores de cálculo en estadística.
- COG6. Entiendo las fórmulas estadísticas.
- AFEC1. La estadística me da miedo.
- AFEC2. Me gusta la estadística.
- AFEC3. Me siento inseguro cuando tengo que resolver problemas de estadística.
- AFEC4. En las clases de estadística estoy estresado.
- AFEC5. Me siento frustrado en los exámenes de estadística.
- AFEC6. Disfruto en las asignaturas de estadística.

*Todos los ítems presentan una escala de respuesta graduada en 6 puntos

** Se modificó la formulación original de este ítem: Me da de lado que los profesores sean exigentes y duros, pues confío mucho en mi propia capacidad académica

ANEXO II

Análisis Paralelo y test MAP de Velicer para la matriz de los ítems de Autoeficacia General, Académica, Estadística y Actitudes hacia la Estadística

Run MATRIX procedure:
Specifications for this Run:
Ncases 273
Nvars 39
Ndatsets 1000
Percent 95

Random Data Eigenvalues

Root	Means	Prcntyle
1,000000	1,803271	1,905306
2,000000	1,705252	1,780868
3,000000	1,632153	1,694742
4,000000	1,570972	1,625514
5,000000	1,515709	1,564536
6,000000	1,465313	1,511556
7,000000	1,418451	1,459213
8,000000	1,373839	1,414685
9,000000	1,331025	1,368061
10,000000	1,290404	1,326520
11,000000	1,251979	1,287141
12,000000	1,215485	1,250026
13,000000	1,179029	1,212642
14,000000	1,145198	1,178604
15,000000	1,111327	1,144498
16,000000	1,078637	1,107641
17,000000	1,046996	1,076842
18,000000	1,016526	1,047134
19,000000	,985876	1,015606
20,000000	,954757	,984216
21,000000	,925844	,953878
22,000000	,897545	,926015
23,000000	,870261	,898913
24,000000	,842089	,868852
25,000000	,814591	,841150
26,000000	,787781	,815273
27,000000	,760512	,787540
28,000000	,733688	,761094
29,000000	,706376	,732539
30,000000	,679890	,706676
31,000000	,653423	,679983
32,000000	,627782	,655116
33,000000	,601193	,628406
34,000000	,574467	,600572
35,000000	,547607	,575166
36,000000	,519570	,548449
37,000000	,490033	,520125
38,000000	,457182	,488417
39,000000	,417966	,453857

----- END MATRIX -----

Run MATRIX procedure:
MGET created matrix CR.

The matrix has 39 rows and 39 columns.

The matrix was read from the record(s) of row type CORR.

Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test:

Eigenvalues

12,686781
5,805457
2,497979
1,904584
1,095125
1,060402
,922645
,863316
,847894
,767509
,740211
,708196
,661697
,580196
,566365
,515860
,487468
,468462
,457036
,444824
,412250
,386991
,372066
,342452
,340876
,322989
,300326
,278445
,263259
,251553
,246614
,230363
,225076
,196436
,177453
,166446
,157977
,133565
,112857

Velicer's Average Squared Correlations

,000000 ,118382
1,000000 ,054105
2,000000 ,022405
3,000000 ,015576
4,000000 ,011187
5,000000 ,011986
6,000000 ,012442
7,000000 ,012810
8,000000 ,014308
9,000000 ,015820
10,000000 ,017174
11,000000 ,018095
12,000000 ,019425
13,000000 ,020633
14,000000 ,022026
15,000000 ,023858
16,000000 ,025499
17,000000 ,027675
18,000000 ,030381
19,000000 ,033298
20,000000 ,036604
21,000000 ,040312
22,000000 ,043976
23,000000 ,050229
24,000000 ,055318
25,000000 ,061084
26,000000 ,067614
27,000000 ,076517
28,000000 ,085149
29,000000 ,095903
30,000000 ,104833
31,000000 ,123154
32,000000 ,143625
33,000000 ,170792
34,000000 ,193991
35,000000 ,245583
36,000000 ,336947
37,000000 ,514288
38,000000 1,000000

The smallest average squared correlation is: 0,011187

The number of components is: 4

----- END MATRIX -----

ABOUT THE AUTHORS / SOBRE LOS AUTORES

Blanco Blanco, Ángeles (ablancob@edu.ucm.es). Doctora en Pedagogía y profesora del Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico en Educación de la Universidad Complutense de Madrid, donde forma parte del Grupo de Investigación *Medida y Evaluación de Sistemas Educativos - Grupo MESE*. Como extensión de sus intereses en el ámbito de la metodología cuantitativa y el análisis de datos, ha llevado a cabo diversos estudios sobre la enseñanza y el aprendizaje de la Estadística en el contexto universitario. Dirección Postal: Facultad de Educación (Edificio La Almudena) – C/Rector Royo Villanova s/n – Ciudad Universitaria. 28040 – Madrid (España). [Buscar otros artículos de esta autora en Google Académico / Find other articles by this author in Scholar Google](#)



ARTICLE RECORD / FICHA DEL ARTÍCULO

Reference / Referencia	Blanco Blanco, Ángeles (2010). Creencias de autoeficacia de estudiantes universitarios: un estudio empírico sobre la especificidad del constructo. <i>RELIEVE</i> , v. 16, n. 1. www.uv.es/RELIEVE/v16n1/RELIEVEv16n1_2.htm
Title / Título	Creencias de autoeficacia de estudiantes universitarios: un estudio empírico sobre la especificidad del constructo. [<i>Self-efficacy beliefs of university students: an empirical study on the specificity of the construct</i>].
Authors / Autores	Blanco Blanco, Ángeles
Review / Revista	RELIEVE (Revista ELectrónica de Investigación y EValuación Educativa / <i>E-Journal of Educational Research, Assessment and Evaluation</i>), v. 16, n. 1.
ISSN	1134-4032
Publication date / Fecha de publicación	2009 (Reception Date: 2009 March 22; Approval Date: 2010 April 28; Publication Date: 2010 April 28).
Abstract / Resumen	<p><i>This study tested two propositions of the Social Cognitive Theory in an academic setting: a) Self-efficacy is a domain-specific competence belief; b) Domain-specific self-efficacy is related, but distinct from, other self-evaluation constructs. Participants (272 Spanish university students) completed measures of general self-efficacy, academic self-efficacy, statistics self-efficacy and attitudes towards statistics (cognitive and affective components). Principal Components Analyses and Confirmatory Factorial Analyses were performed, among other procedures. Taken as a whole, results support the propositions tested.</i></p> <p>Este trabajo evaluó en el ámbito educativo dos proposiciones derivadas de la Teoría Cognitiva Social: a) las creencias de autoeficacia son específicas de un ámbito de funcionamiento dado y, b) dado un ámbito específico, el constructo autoeficacia puede ser distinguido de otros constructos autorreferentes. La muestra, formada por 272 estudiantes universitarios, completó medidas de autoeficacia general, autoeficacia académica, autoeficacia estadística y actitudes hacia la Estadística (componentes cognitivo y afectivo). Se llevaron a cabo varios Análisis de Componentes Principales y Análisis Factoriales Confirmatorios, entre otros procedimientos. Tomados en conjunto, los resultados obtenidos apoyan las proposiciones de partida.</p>
Keywords / Descriptores	<i>Self-efficacy, Academic self-efficacy, Statistics self-efficacy, Attitudes towards statistics, Principal Components Analysis, Confirmatory factorial analysis.</i> Autoeficacia, Autoeficacia académica, Autoeficacia estadística, Actitudes hacia la estadística, Análisis de Componentes Principales, Análisis Factorial Confirmatorio
Institution / Institución	Universidad Complutense de Madrid (Spain).
Publication site / Dirección	http://www.uv.es/RELIEVE
Language / Idioma	Español (Title, abstract and keywords in English)

RELIEVE

Revista ELectrónica de Investigación y EValuación Educativa
E-Journal of Educational Research, Assessment and Evaluation

[ISSN: 1134-4032]

© Copyright, RELIEVE. Reproduction and distribution of this articles it is authorized if the content is no modified and their origin is indicated (RELIEVE Journal, volume, number and electronic address of the document).

© Copyright, RELIEVE. Se autoriza la reproducción y distribución de este artículo siempre que no se modifique el contenido y se indique su origen (RELIEVE, volumen, número y dirección electrónica del documento).