

SOFTWARE, INSTRUMENTACIÓN Y METODOLOGÍA

Validación de la versión española de la *Échelle de Motivation en Éducation*

Juan Luis Núñez Alonso, José Martín-Albo Lucas y José Gregorio Navarro Izquierdo
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

En el contexto educativo se ha desarrollado en francés una escala de medida de la motivación basada en los principios de la teoría de la autodeterminación denominada *Échelle de Motivation en Éducation* (EME). El propósito de esta investigación ha sido traducir y validar al español la EME utilizando una muestra de estudiantes universitarios. Los resultados indican que la versión en español de la escala denominada Escala de Motivación Educativa (EME-E) ha mostrado niveles satisfactorios de consistencia interna y estabilidad temporal tras un período de siete semanas. Los resultados del análisis factorial confirmatorio confirman la estructura de siete factores de la EME-E. Finalmente, se han obtenido diferencias de género significativas. Estos resultados apoyan el uso de la EME-E para evaluar la motivación en educación.

Validity of the Spanish version of the Échelle de Motivation en Éducation. A measure of motivation toward education has been developed in French, namely the *Échelle de Motivation en Éducation* (EME) and based on the principles of self-determination theory. The aim of this study was to translate in Spanish and to validate the EME completed by 636 university students. The Spanish version of the scale renamed *Escala de Motivación Educativa* (EME-E) has showed satisfactory levels of internal consistency and temporal stability over a seven weeks period. The results of a confirmatory factor analysis confirmed the seven-factor structure of the EME-E. Finally, gender differences were obtained. These findings support the use of the Spanish version of the EME for the assessment of motivation in education.

La motivación ha sido uno de los conceptos más importantes en el contexto educativo. De hecho, muchas investigaciones han demostrado que la motivación está relacionada con diversos aspectos como la persistencia, el aprendizaje y el nivel de ejecución (Rodríguez, Cabanach, Piñeiro, Valle, Núñez y González Pienda, 2001; De la Torre y Godoy, 2002; Castillo, Balaguer y Duda, 2003). Una de las perspectivas que ha tratado de estudiar la motivación en la educación es la teoría de la autodeterminación que sugiere que la motivación no puede ser entendida desde un punto de vista unidimensional y postula que la conducta puede estar intrínsecamente motivada, extrínsecamente motivada o amotivada. Estas dimensiones se sitúan a lo largo de un continuo desde la autodeterminación hasta la falta de control (Deci y Ryan, 1985, 1991).

La motivación intrínseca (MI) es entendida como un signo de competencia y autodeterminación (Deci y Ryan, 1985; Deci, Vallerand, Pelletier y Ryan, 1991) y se considera un constructo global en el que pueden ser diferenciados tres tipos: hacia el conocimiento, hacia el logro y hacia las experiencias estimulantes (Vallerand, Pelletier, Blais, Brière, Senécal y Vallières, 1992). La MI hacia el conocimiento se ha relacionado con conceptos como curiosidad o motivación para aprender (Gottfried, 1985) y hace referencia a llevar a cabo una actividad por el placer que se experimenta mientras se aprende, se explora o se intenta comprender algo nuevo (Vallerand et al., 1992). La MI hacia el logro puede ser definida como el compromiso en una actividad por el placer y satisfacción que se experimentan cuando se intenta superar o alcanzar un nuevo nivel. Finalmente, la MI hacia las experiencias estimulantes tiene lugar cuando alguien se involucra en una actividad para divertirse o experimentar sensaciones estimulantes y positivas derivadas de la propia dedicación a la actividad (Vallerand et al., 1992).

De forma contraria, la motivación extrínseca (ME) hace referencia a la participación en una actividad para conseguir recompensas. La conducta tiene significado porque está dirigida a un fin y no por sí misma (Deci y Ryan, 1985; Vallerand et al., 1992). Al

igual que la MI, la ME se define como un constructo multidimensional, donde se distinguen tres tipos que, ordenados de menor a mayor nivel de autodeterminación, son: regulación externa, introyección e identificación (Deci y Ryan, 1985, 1999). La regulación externa es el tipo más representativo de ME y se refiere a participar en una actividad para conseguir recompensas o evitar castigos; además, la conducta es el resultado de experimentar presiones externas o internas. En la introyección, aunque la conducta está regulada por exigencias o demandas, el individuo comienza a internalizar las razones de su acción pero no está todavía autodeterminada; puede implicar coerción o presión para llevar a cabo algo, lo que impide al individuo tomar decisiones sobre su propia conducta. Por último, la identificación es el tipo de ME más autodeterminada ya que el individuo valora su conducta y cree que es importante; el compromiso ante una actividad es percibido como una elección del propio individuo, aunque se sigue considerando ME porque la conducta es un instrumento para conseguir algo.

La tercera dimensión que postula la teoría de la autodeterminación es la amotivación. Tiene lugar cuando no se perciben contingencias entre las acciones y sus consecuencias. El individuo no está ni intrínseca ni extrínsecamente motivado y lo único que siente es incompetencia e incontrolabilidad. La amotivación se sitúa en el nivel más bajo de autonomía en el continuo de los distintos tipos de motivación.

Ante la consideración de Vallerand (1997) acerca de la falta de instrumentos que permitieran evaluar los distintos tipos de motivación dentro del continuo de la autodeterminación, Vallerand, Blais, Brière y Pelletier (1989) desarrollaron y validaron en francés la *Échelle de Motivation en Éducation* (EME). Esta escala está formada por 28 ítems distribuidos en siete subescalas de cuatro ítems cada una que evalúan los tres tipos de MI, los tres tipos de ME y la amotivación. Los estudios de validación (Vallerand et al., 1989) revelaron que la EME tenía niveles satisfactorios de consistencia interna, con una media en el alfa de Cronbach de .80, y unos altos índices de estabilidad temporal, una media de .75 en la correlación test-retest, después de un período de un mes. Los resultados del análisis factorial confirmatorio confirmaban la estructura de siete factores de la EME y la validez de constructo fue probada a través de las correlaciones entre las siete subescalas del instrumento. Además, la EME ha sido capaz de predecir la conducta de abandono educativo (Vallerand y Bissonnette, 1992).

Posteriormente, se tradujo al inglés la EME con una muestra de estudiantes universitarios canadienses por Vallerand et al. (1992), cuyos resultados revelaron que la versión inglesa denominada *Academic Motivation Scale* (AMS) mostraba resultados muy parecidos a la versión original de la escala. En un estudio posterior (Vallerand, Pelletier, Blais, Brière, Senècal y Vallières, 1993) se obtuvieron niveles adecuados en la evaluación de la validez de constructo a través de la correlación entre las siete subescalas. Recientemente, Cokley, Bernard, Cunningham y Motoike (2001) confirmaron la estructura factorial de la escala en una muestra de estudiantes universitarios estadounidenses. Además, no encontraron diferencias significativas en cuanto al género de los participantes.

Puesto que la EME ha sido inicialmente validada en francés y posteriormente en inglés, mostrándose en ambos casos como un instrumento adecuado para evaluar la motivación en el contexto educativo, nos hemos propuesto realizar una traducción de la EME al español y realizar una evaluación de sus propiedades psicométricas. En definitiva, los objetivos que nos proponemos en este trabajo son cinco: (a) traducir la EME al español a través de procedi-

mientos transculturales apropiados; (b) replicar la estructura de siete factores de la EME a través de análisis factorial confirmatorio; (c) evaluar la validez de constructo a partir de las correlaciones entre las siete subescalas de la Escala de Motivación Educativa en español (EME-E); (d) evaluar la fiabilidad de los siete factores, en concreto, la consistencia interna y la estabilidad temporal; y (e) evaluar las diferencias de género a partir de las medias obtenidas en cada uno de los factores.

Método

Traducción de la EME al español

La traducción de la escala EME al español se ha llevado a cabo siguiendo los procedimientos de traducción transcultural de escalas utilizados en anteriores trabajos (Vallerand et al., 1989; Vallerand et al., 1992). En primer lugar, la escala fue traducida del francés al español de acuerdo al procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1986) en el que se comienza traduciendo la escala del idioma original a la lengua objeto de estudio por un sujeto bilingüe. Esta traducción es entonces traducida de nuevo al idioma original por otro individuo bilingüe sin el conocimiento de la escala original. Para asegurarnos una correcta traducción y evitar posibles sesgos, la secuencia que acabamos de describir se repitió nuevamente, de manera que, en este estudio, cuatro sujetos bilingües llevaron a cabo el procedimiento *parallel back-translation* obteniéndose dos versiones piloto en español de la EME. En segundo lugar, los ítems obtenidos anteriormente fueron evaluados por un comité formado por los sujetos que participaron en el proceso de traducción y dos profesores expertos en Psicología de la motivación que seleccionaron los ítems que habían mantenido el significado original y prepararon el formato y las instrucciones de la escala de forma idéntica a la versión original. Así, la versión española de la EME denominada Escala de Motivación Educativa (EME-E) tenía 28 ítems que representaban razones de por qué los estudiantes acuden a la Universidad; estas razones fueron puntuadas de acuerdo a una escala tipo Likert de siete puntos desde (1) *No se corresponde en absoluto* hasta (7) *Se corresponde totalmente*, con una puntuación intermedia (4) *Se corresponde medianamente*. Finalmente, para determinar la claridad en la formulación de los ítems, se administró la versión en español de la escala a 10 estudiantes universitarios que realizaron preguntas acerca de las instrucciones y los enunciados de los ítems, a partir de las cuales se realizaron escasas modificaciones.

Participantes

La EME-E se administró a 636 estudiantes de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. La muestra estaba compuesta por 430 mujeres y 206 hombres, con una media de edad de 21.7 años ($DT= 4.26$). Para evaluar la estabilidad temporal de la EME-E se utilizó una segunda muestra de 53 estudiantes universitarios, 31 mujeres y 22 hombres, con una media de edad de 21.8 años ($DT= 3.63$). Esta muestra completó nuevamente la escala tras un período de siete semanas.

Procedimiento

Dos investigadores administraron la EME-E a los participantes de forma colectiva en las aulas y en una sola sesión, contactando

previamente con los profesores responsables de distintas asignaturas para explicarles el objetivo de la investigación y solicitar su colaboración. Se informó a los estudiantes que la participación era totalmente voluntaria y confidencial para evitar en la medida de lo posible el efecto de la deseabilidad social y se les instó a contestar lo más honestamente posible y sin límite de tiempo. Cada investigador estuvo presente durante toda la aplicación para proporcionar la ayuda necesaria y verificar la correcta cumplimentación por parte de los participantes. Finalmente, se les agradeció a los sujetos su colaboración.

Análisis estadísticos

Para evaluar la estructura factorial de la EME-E se realizó un análisis factorial confirmatorio a través del AMOS 5.0. Los análisis de la correlación entre las siete subescalas con el coeficiente de correlación de Pearson, de la consistencia interna a través del alfa de Cronbach, de la estabilidad temporal a partir de la correlación test-retest de las siete subescalas y de las medias de las subescalas para determinar las diferencias de género se llevaron a cabo con el paquete estadístico SPSS 12.0.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

Este análisis prueba hasta qué punto el modelo teórico propuesto por Vallerand et al. (1989) de siete factores correlacionados se ajusta adecuadamente a los datos utilizados. El análisis se llevó a cabo utilizando la estimación de máxima verosimilitud y la matriz de covarianza entre los ítems como input para el análisis de datos.

El ajuste del modelo fue evaluado con una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos que incluyeron, entre los absolutos, el valor p , asociado con el estadístico chi cuadrado, que prueba el modelo nulo frente al modelo hipotetizado; el GFI, que indica la cantidad relativa de varianza y covarianza reproducida por el modelo específico comparada con el modelo saturado y cuyo valor debe ser igual o superior a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo, y el SRMR, que minimiza el problema derivado del tamaño de la muestra y en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste (Hu y Bentler, 1999). En lo que respecta a los índices relativos, fue seleccionado el IFI porque es más consistente que otros estimadores e indica mejoras en el ajuste del modelo por grados de libertad en comparación con la línea base del modelo independiente y el CFI porque su rango de bondad se sitúa entre 0 y 1 y es más fácil de interpretar que otros índices de ajuste e indica reducciones en ajustes pobres (Hoyle, 1995). Los valores de los índices IFI y CFI deben ser iguales o superiores a .90 para considerar mínimamente aceptable el ajuste de un modelo (Shumacker y Lomax, 1996). También se ha utilizado el índice relativo NFI que compara la falta de ajuste del modelo hipotetizado con la falta de ajuste del modelo nulo y que requiere un valor igual o superior a .90 para obtener un ajuste adecuado entre los datos y el modelo (Kline, 1998). Por otra parte, Browne y Cudeck (1993) recomiendan utilizar el RMSEA como un índice que proporciona una medida de discrepancia por grado de libertad y según Jöreskog y Sörbom (1993) indica que el modelo basado en la muestra utilizada representa a la población cuando su valor es menor o igual que .05, considerándose un ajuste aceptable cuando es inferior a .08.

Inicialmente se llevó a cabo el análisis confirmatorio de los siete factores correlacionados que se corresponden con las siete subescalas. Los resultados mostraron un chi cuadrado significativo ($\chi^2= 1199.75$, $df= 329$, $p<.001$), siendo el GFI= .87, el NFI= .85, el IFI= .89, el CFI= .89, el RMSEA= .06 y el SRMR= .06. De la misma forma que en la versión original y en la versión inglesa de la escala donde se utilizaron las interacciones entre los errores estandarizados para ajustar el modelo, se añadieron al modelo diez interacciones de errores estandarizados obtenidos a partir de los índices de modificación y se llevó a cabo un nuevo análisis cuyos resultados mostraron un mejor ajuste del modelo, GFI= .91, NFI= .90, IFI= .93, CFI= .93, RMSEA= .05 y un SRMR= .05, aunque el chi cuadrado siguió mostrándose significativo ($\chi^2= 883.96$, $df= 320$, $p<.001$). Los pesos factoriales encontrados en cada uno de los factores fueron estadísticamente significativos ($p<.01$) con valores estandarizados superiores a .50.

Fiabilidad

La consistencia interna de las siete subescalas fue evaluada con el alfa de Cronbach. Según podemos observar en la tabla 1, los valores obtenidos se situaron entre .76 y .84, excepto en la subescala regulación identificada, que obtuvo un valor de .67.

La estabilidad temporal de la escala se evaluó a partir de una muestra de 53 estudiantes universitarios que completaron la EME-E en dos ocasiones, con un intervalo de siete semanas. Como se observa en la tabla 1, los resultados del pretest oscilaron entre .72 y .89 y los resultados del posttest entre .82 y .92, situándose los valores de la correlación test-retest entre .69 y .87.

Correlaciones entre las subescalas de la EME-E

Se analizaron las correlaciones entre las siete subescalas utilizando el coeficiente de correlación de Pearson para probar la presencia de formas específicas de asociación basadas en la teoría de la autodeterminación. Así, las correlaciones entre los tres tipos de MI deberían ser fuertes y positivas, es decir, si estas tres subescalas miden MI, deberían tener una correlación mayor entre ellas que con otras subescalas de la EME-E. Además, las correlaciones entre las siete subescalas deberían demostrar la existencia de un continuo tal y como postulan Deci y Ryan (1985) desde la amotivación hasta la MI. Según esto, deberíamos obtener correlaciones altas y positivas entre las subescalas adyacentes y correlaciones negativas entre las subescalas opuestas en el continuo.

Tabla 1
Consistencia interna y correlaciones test-retest de las siete subescalas de la EME-E

Subescalas	Alfa muestra n= 636	Alfa pretest muestra n= 53	Alfa posttest muestra n= 53	Correlaciones test-retest muestra n= 53
Amotivación	.76	.72	.82	.75
Regulación externa	.80	.85	.88	.83
Regulación introyectada	.84	.89	.92	.87
Regulación identificada	.67	.72	.83	.74
MI al conocimiento	.82	.82	.88	.80
MI al logro	.82	.88	.88	.78
MI a las exp. estimulantes	.81	.80	.85	.69

Como podemos observar en la tabla 2, las correlaciones entre los tres tipos de MI son positivas y fuertes, con unos valores entre .54 y .61 ($p < .01$). De la misma forma, las correlaciones obtenidas entre las siete subescalas sostienen, en general, la presencia de un continuo de autodeterminación. Por un lado, las correlaciones entre subescalas adyacentes son más altas (por ejemplo, entre MI al conocimiento y regulación identificada, $r = .44$, $p < .01$) que entre las subescalas más apartadas (por ejemplo, MI al conocimiento y regulación introyectada, $r = .22$, $p < .01$) y, por otro lado, las subescalas opuestas en el continuo (por ejemplo, amotivación y MI a las experiencias estimulantes, $r = -.01$) presentan correlaciones más negativas que las intermedias (por ejemplo, amotivación y regulación introyectada, $r = .09$).

Debemos resaltar algunas desviaciones respecto al modelo propuesto. Éstas hacen referencia a la subescala regulación introyectada, que presenta una correlación más alta con subescalas más alejadas en el continuo como MI al logro ($r = .55$) y MI a las experiencias estimulantes ($r = .31$) que con la subescala regulación identificada ($r = .27$). Además, aunque las tres subescalas de MI presentan correlaciones negativas con respecto a la subescala amotivación ($r = -.16$; $r = -.14$; $r = -.01$), muestran unas correlaciones más altas que la subescala regulación identificada ($r = -.21$).

Análisis de las medias en las subescalas

El análisis de las diferencias de género en función de las puntuaciones medias en las siete subescalas mediante el t-test y teniendo en cuenta el test de Levene para estimar la igualdad de las varianzas con un nivel de significación de $p < .01$ indicó que las mujeres puntuaban más alto que los hombres en las tres subescalas de MI y en la subescala de regulación identificada. Por otra parte, los hombres han puntuado más alto en amotivación y regulación externa, no encontrándose diferencias significativas en regulación introyectada (ver tabla 3).

Discusión

El objetivo del presente estudio ha sido traducir la EME al español y analizar sus propiedades psicométricas. Los resultados han revelado que la EME-E tiene unos niveles adecuados de fiabilidad y validez factorial en consonancia con los resultados de la versión original y de la versión en inglés. Respecto a la fiabilidad de la escala, la consistencia interna de las subescalas ha sido adecuada y

muy similar a las encontradas en la versión original (Vallerand et al., 1989) y en la versión inglesa (Vallerand et al., 1992), así como en la validación realizada en una muestra estadounidense (Cokley et al., 2001). En todos los casos, la subescala que obtiene un valor más bajo es la regulación identificada que, al ser el tipo de ME más autodeterminada, puede solaparse y generar ambigüedad con las subescalas correspondientes a la MI. Además, los valores de la correlación test-retest revelan una aceptable consistencia interna en todas las subescalas de la EME-E con unos valores muy parecidos y en algunas subescalas superiores a los obtenidos en la EME y en el AMS, considerando que el período test-retest fue de siete semanas en el caso de la EME-E y de un mes en los casos de la EME y de la AMS.

Respecto a la validez de la EME-E, los resultados revelan una estructura de siete factores correlacionados con diez interacciones entre errores estandarizados. Esta estructura muestra unos índices de ajuste similares a los encontrados en estudios anteriores utilizando muestras canadienses (Vallerand et al., 1989; Vallerand et al., 1992) y estadounidenses (Cokley et al., 2001), lo que demuestra que la estructura teórica de las siete subescalas constituye un modelo oblicuo. Además, todos los pesos factoriales fueron estadísticamente significativos con valores estandarizados por encima de .50, contribuyendo significativamente a la evaluación del constructo de interés, lo que corrobora la estructura de siete factores.

Asimismo, el análisis de correlaciones entre las subescalas de la EME-E demuestra la importancia de considerar los diferentes tipos de motivación y sostienen la presencia de un continuo de autodeterminación tal y como postulan Deci y Ryan (1985), donde las subescalas adyacentes poseen correlaciones altas y positivas y las subescalas opuestas en el continuo tienen las correlaciones más negativas. La excepción de que la subescala ME introyectada tenga una correlación más alta con la subescala MI logro que con las otras dos subescalas de ME se asemeja a los resultados de Cokley (2000), quien argumenta que las diferencias entre los constructos de motivación intrínseca y extrínseca pueden no ser tan categóricas como la teoría de la autodeterminación propone. En el estudio de Vallerand et al. (1993), la subescala MI a las experiencias estimulantes se comportaba de manera diferente que las otras dos subescalas de MI al compararse con la ME. La indicación de que las subescalas con mayor nivel de autodeterminación son las que están más fuertemente relacionadas, apoya la validez de constructo de la escala (Cokley, 2000; Vallerand et al., 1993).

Finalmente, los resultados obtenidos en el análisis de las diferencias de medias de las subescalas revelaron la existencia de diferencias de género en todas las subescalas excepto en la subescala regulación introyectada. En concreto, las mujeres tenían puntuaciones más altas que los hombres en las tres subescalas de MI y en la subescala regulación identificada, lo que viene a confirmar los resultados encontrados recientemente en muestras griegas (Tsobatzoudis, Barkoukis y Grouios, 2001) y canadienses (Vallerand et al., 1992), donde se afirma que las mujeres pueden tener un perfil más autodeterminado que los hombres.

En futuras investigaciones sería necesario probar la validez concurrente de la escala utilizando otros instrumentos que evalúen motivación educativa, probar distintos modelos factoriales y determinar la validez predictiva de la escala respecto a su capacidad para predecir la conducta de abandono educativo a través de la detección de aquellos individuos que se sitúen en una zona de riesgo que estaría localizada en los niveles más bajos de autodeterminación dentro del continuo que propone la teoría de Deci y Ryan (1985).

Tabla 2
Correlaciones entre las subescalas de la EME-E

Subescalas	1	2	3	4	5	6	7
Amotivación	–	.08*	.09*	-.21**	-.16**	-.14**	-.01
Regulación externa		–	.47**	.38**	.02	.24**	.00
Regulación introyectada			–	.27**	.22**	.55**	.31**
Regulación identificada				–	.44**	.46**	.26**
MI al conocimiento					–	.59**	.61**
MI al logro						–	.54**
MI a las exp. estimulantes							–

Nota: todas las subescalas están compuestas de cuatro ítems.

* La correlación es significativa al nivel .05

** La correlación es significativa al nivel .01

<i>Tabla 3</i> Diferencias de género en función de las medias en las variables de la EME-E									
	Hombres				Mujeres				t
	M	DT	G1	G2	M	DT	G1	G2	
AMOTIVACIÓN*	1.55	.82	2.30	6.31	1.39	.71	2.68	8.62	2.48
Sinceramente no lo sé; verdaderamente, tengo la impresión de perder el tiempo en la Universidad	1.66	1.20	2.77	8.78	1.49	1.04	2.82	8.84	1.75
En su momento, tuve buenas razones para ir a la Universidad; pero, ahora me pregunto si debería continuar en ella**	1.97	1.40	1.60	1.87	1.65	1.19	2.28	5.24	2.78
No sé porqué voy a la Universidad y francamente, me trae sin cuidado	1.25	.64	3.26	12.62	1.17	.60	4.46	23.01	1.51
No lo sé; no consigo entender qué hago en la Universidad	1.34	.90	3.38	13.22	1.24	.78	4.41	22.60	1.41
REGULACIÓN EXTERNA**	5.04	1.39	-.93	.53	4.54	1.34	-.33	-.38	4.32
Porque sólo con el Bachillerato/FP no podría encontrar un empleo bien pagado**	4.40	1.85	-.42	-.87	3.70	1.87	.06	-1.06	4.43
Para poder conseguir en el futuro un trabajo más prestigioso**	5.22	1.66	-.95	.22	4.80	1.74	-.52	-.65	2.85
Porque en el futuro quiero tener una «buena vida»*	5.34	1.66	-1.03	.37	4.98	1.68	-.59	-.48	2.58
Para tener un sueldo mejor en el futuro**	5.19	1.58	-.93	.33	4.68	1.69	-.48	-.56	3.65
REGULACIÓN INTRODUCTIVA	3.69	1.50	.04	-.87	3.55	1.49	.11	-.82	1.06
Para demostrarme que soy capaz de terminar una carrera universitaria	4.05	1.85	-.11	-1.02	3.94	1.94	.03	-1.13	.72
Porque aprobar en la Universidad me hace sentirme importante*	3.31	1.78	.34	-.97	2.99	1.73	.61	-.56	2.13
Para demostrarme que soy una persona inteligente	3.16	1.71	.40	-.87	3.00	1.68	.49	-.69	1.07
Porque quiero demostrarme que soy capaz de tener éxito en mis estudios	4.23	1.89	-.20	-1.06	4.28	1.88	-.32	-1.05	-.29
REGULACIÓN IDENTIFICADA**	5.19	.97	-.61	.69	5.58	1.01	-1.01	1.69	-4.69
Porque pienso que los estudios universitarios me ayudarán a preparar mejor la carrera que he elegido**	5.16	1.48	-.78	.49	5.82	1.22	-1.21	1.95	-5.58
Porque posiblemente me permitirá entrar en el mercado laboral dentro del campo que a mí me guste*	5.54	1.47	-1.07	.73	5.86	1.34	-1.41	1.91	-2.59
Porque me ayudará a elegir mejor mi orientación profesional**	4.70	1.48	-.53	-.26	5.04	1.57	-.79	.06	-2.64
Porque creo que unos pocos años más de estudios van a mejorar mi competencia como profesional*	5.35	1.39	-.90	.48	5.61	1.38	-1.10	.96	-2.24
MI AL CONOCIMIENTO**	4.78	1.24	-.31	-.41	5.35	1.03	-.43	-.11	-5.67
Porque para mí es un placer y una satisfacción aprender cosas nuevas**	4.92	1.45	-.32	-.42	5.33	1.26	-.48	-.15	-3.64
Por el placer de descubrir cosas nuevas desconocidas para mí**	4.55	1.60	-.20	-.72	5.32	1.36	-.61	-.09	-5.96
Por el placer de saber más sobre las asignaturas que me atraen**	4.67	1.57	-.41	-.65	5.05	1.43	-.60	.16	-2.93
Porque mis estudios me permiten continuar aprendiendo un montón de cosas que me interesan**	5.00	1.40	-.53	-.09	5.70	1.15	-.69	-.21	-6.67
MI AL LOGRO**	4.29	1.29	-.49	-.23	4.72	1.23	-.29	-.14	-4.08
Por la satisfacción que siento cuando me supero en mis estudios**	4.73	1.54	-.41	-.35	5.19	1.46	-.65	-.01	-3.63
Por la satisfacción que siento al superar cada uno de mis objetivos personales**	4.74	1.51	-.42	-.51	5.23	1.49	-.69	-.06	-3.88
Por la satisfacción que siento cuando logro realizar actividades académicas difíciles	3.83	1.52	-.05	-.64	3.99	1.65	-.07	-.80	-1.16
Porque la Universidad me permite sentir la satisfacción personal en la búsqueda de la perfección dentro de mis estudios**	3.87	1.68	-.10	-.89	4.50	1.59	-.28	-.59	-4.56
MI A LAS EXP. ESTIMULANTES **	2.92	1.18	.35	-.43	3.29	1.18	.23	-.53	-3.68
Por los intensos momentos que vivo cuando comunico mis propias ideas a los demás*	3.08	1.48	.35	-.50	3.38	1.52	.24	-.55	-2.34
Por el placer de leer autores interesantes**	2.64	1.44	.58	-.24	3.13	1.53	.33	-.57	-3.85
Por el placer que experimento al sentirme completamente absorbido por lo que ciertos autores han escrito*	2.42	1.41	.81	-.14	2.72	1.45	.62	-.27	-2.49
Porque me gusta «meterme de lleno» cuando leo diferentes temas interesantes.**	3.55	1.48	.07	-.53	3.94	1.51	-.04	-.62	-3.02

Nota: G1= Asimetría; G2= Curtosis.

* $p < .05$; ** $p < .01$

Como conclusión, los resultados confirman la estructura de siete factores correlacionados propuesta por Vallerand et al. (1992). Además, la consistencia interna y las correlaciones test-retest fueron elevadas en todas las subescalas apoyando la fiabilidad de la EME-E y, finalmente, consideramos que existen evidencias que

apoyan la validez de constructo de la escala. Por todo ello, la EME-E supone una adecuada adaptación de la versión original de la escala y los resultados ofrecen una justificación para su utilización en el contexto educativo para evaluar diferentes tipos de motivación.

Referencias

- Brislin, R.W. (1986). The wording and translation of research instruments. En W. Lonner y J. Berry (Eds.): *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, CA: Sage.
- Browne, M.W. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen y J.S. Longs (Eds.): *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Castillo, I., Balaguer, I. y Duda J.L. (2003). Las teorías personales sobre el logro académico y su relación con la alienación escolar. *Psicothema*, 15(1), 75-81.
- Cokley, K.O. (2000). Examining the validity of the Academic Motivation Scale by comparing scale construction to self-determination theory. *Psychological Reports*, 86, 560-564.
- Cokley, K.O., Bernard, N., Cunningham, D. y Motoike, J. (2001). A psychometric investigation of the Academic Motivation Scale using a united states sample. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 109-119.
- Deci, E.L. y Ryan, R.M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum Press.
- Deci, E.L. y Ryan, R.M. (1991). A motivational approach to self: integration in personality. En R. Dienstbier (Ed.): *Nebraska Symposium on motivation: vol. 38. Perspectives on motivation* (pp. 237-288). Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- Deci, E.L. y Ryan, R.M. (1999). The «what» and «why» of goal pursuits: human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.
- Deci, E.L., Vallerand, R.J., Pelletier, L.G. y Ryan, R.M. (1991). Motivation in education: the self-determination perspective. *The Educational Psychologist*, 26, 325-346.
- De la Torre, C. y Godoy, A. (2002). Influencia de las atribuciones causales del profesor sobre el rendimiento de los alumnos. *Psicothema*, 14(2), 444-449.
- Gottfried, A.E. (1985). Academic intrinsic motivation in elementary and junior high school students. *Journal of Educational Psychology*, 77, 631-645.
- Hoyle, R.H. (1995). *Structural equation modelling: concepts, issues and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.
- Rodríguez, S., Cabanach, R., Piñeiro, I., Valle, A., Núñez, J.C. y González Pienda, J.A. (2001). Metas de aproximación, metas de evitación y múltiples metas académicas. *Psicothema*, 13(4), 546-550.
- Shumacker, R.E. y Lomax, R.G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Tsorbatzoudis, H., Barkoukis, V. y Grouios, G. (2001). A preliminary study of the psychometric properties of the Academic Motivation Scale. *Psychology*, 8, 526-537.
- Vallerand, R.J. (1997). Toward a hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation. En M. Zanna (Ed.): *Advances in Experimental Social Psychology* (vol. 29) (pp. 271-360). Toronto: Academic.
- Vallerand, R.J. y Bissonnette, R. (1992). Intrinsic, extrinsic and amotivational styles as predictors of behavior: a prospective study. *Journal of Personality*, 60, 599-620.
- Vallerand, R.J., Blais, M.R., Brière, N.M. y Pelletier, L.G. (1989). Construction et validation de l'Échelle de Motivation en Éducation (EME). *Canadian Journal of Behavioral Sciences*, 21, 323-349.
- Vallerand, R.J., Pelletier, L.G., Blais, M.R., Brière, N.M., Senécal, C. y Vallières, E.F. (1992). The Academic Motivation Scale: a measure of intrinsic, extrinsic and amotivation in education. *Educational and Psychological Measurement*, 52, 1.003-1.017.
- Vallerand, R.J., Pelletier, L.G., Blais, M.R., Brière, N.M., Senécal, C. y Vallières, E.F. (1993). On the assessment of intrinsic, extrinsic and amotivation in education: evidence on the concurrent and construct validity of the Academic Motivation Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 53, 159-172.