

Validación de la Escala de Motivación Educativa (EME) en Paraguay

Juan Luis Núñez Alonso¹²

Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, España

Compendio

El propósito de esta investigación ha sido validar en Paraguay la Escala de Motivación Educativa (EME) utilizando una muestra de estudiantes universitarios. Los resultados del análisis factorial confirmatorio y de las correlaciones entre las subescalas de la EME y el autoconcepto académico apoyan la validez de constructo de la escala. Asimismo, la consistencia interna ha sido aceptable en todas las subescalas. Finalmente, se han obtenido diferencias de género que indican que las mujeres presentan, en general, un perfil más autodeterminado que los hombres. Estos resultados apoyan el uso de la EME para evaluar la motivación en educación en Paraguay.

Palabras clave: Motivación extrínseca; motivación intrínseca; estudiantes universitarios; psicometría.

Validation of the Academic Motivation Scale (AMS) in Paraguay

Abstract

The aim of the present research has been to validate the Academic Motivation Scale (AMS) in Paraguay using a sample of university students. The results of the confirmatory factor analysis and the correlations between the AMS subscales and the academic self-concept partially support the construct validity of the scale. Likewise, the internal consistency has been acceptable in all subscales. Finally, gender differences were obtained which indicate that, in general, females have shown a more self-determined profile than males. In conclusion, these results support the use of the AMS to assess the motivation in education in Paraguay.

Keywords: Extrinsic motivation; intrinsic motivation; college students; psychometrics.

La motivación ha sido uno de los conceptos más estudiados en el contexto educativo. Una de las perspectivas que ha tratado de estudiar la motivación en la educación es la teoría de la autodeterminación que propone diferentes tipos de motivación sobre la base de la interacción entre las necesidades psicológicas del individuo (necesidad de competencia, de autonomía y de relación) y el ambiente: motivación intrínseca, motivación extrínseca y amotivación (Deci & Ryan, 1985, 1991, 2000). Estas dimensiones se sitúan a lo largo de un continuo que refleja el grado de autodeterminación de la conducta desde la amotivación, pasando por la motivación extrínseca hasta la motivación intrínseca (Deci & Ryan, 2000).

La amotivación se sitúa en el nivel más bajo de autonomía en el continuo de los distintos tipos de motivación y tiene lugar cuando no se perciben contingencias entre las acciones y sus consecuencias. El individuo se siente incompetente e

incapaz de obtener un resultado deseado (Ryan & Deci, 2000; Vallerand & Bissonnette, 1992).

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, es decir, tiene un valor instrumental (Deci & Ryan, 1985; Vallerand et al., 1992). La ME se define como un constructo multidimensional, donde se distinguen cuatro tipos que, ordenados de menor a mayor nivel de autodeterminación, son: regulación externa, introyección, identificación e integración (Deci & Ryan, 1985, 2000). La regulación externa es el tipo más representativo de ME y se refiere a la realización de una actividad para conseguir recompensas o evitar castigos. En la introyección, la conducta sigue en parte controlada por el ambiente y el individuo lleva a cabo su conducta para evitar la culpa o la ansiedad o realzar su ego u orgullo. En la identificación, el sujeto atribuye un valor personal a su conducta porque cree que es importante y la actividad es percibida como una elección del propio individuo. Por último, la integrada es el tipo de ME más autodeterminada y ocurre cuando la consecuencia de la conducta es congruente con los valores y necesidades personales.

La motivación intrínseca (MI) es el prototipo de conducta autodeterminada (Ryan & Deci, 2000) 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 et al., 1992). La MI hacia

¹Dirección: Facultad de Formación del Profesorado.C/. Santa Juana de Arco, 1. 35004, Departamento de Psicología y Sociología, Universidad de Las Palmas de Gran, Canaria, España. E-Mail: jnunez@dps.ulpgc.es.

² Este trabajo ha sido posible gracias a la colaboración de las autoridades académicas de la Universidad Autónoma de Asunción/PY y en especial de la profesora Nidia Glavinich y a la subvención concedida por la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria para Proyectos de Investigación Precompetitivos cuya referencia es UNI2004/35.

el conocimiento hace referencia a llevar a cabo una actividad por el placer que se experimenta mientras se aprenden nuevas cosas. La MI hacia el logro puede ser definida como el compromiso en una actividad por la satisfacción que se experimenta 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 experimentar sensaciones estimulantes y positivas intelectuales o físicas.

Para 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, tres tipos de ME (regulación externa, introyección e identificación) y la amotivación. Los estudios de validación (Vallerand, 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 et al., 1992).

Posteriormente, Vallerand et al., (1992) tradujeron al inglés la EME denominándose *Academic Motivation Scale* (AMS) en una muestra de estudiantes universitarios canadienses. Los resultados indicaron, en general, una buena fiabilidad tanto en consistencia interna con un alfa de Cronbach entre .62 y .86 como en estabilidad temporal con una correlación test-retest entre .71 y .83. Respecto a la validez de constructo, el análisis factorial confirmatorio corroboró la estructura de siete factores. En un estudio posterior, Vallerand et al. (1993) obtuvieron niveles adecuados en la evaluación de la validez de constructo a través de la correlación entre las siete subescalas.

Utilizando una muestra de estudiantes universitarios estadounidenses, Cokley, Bernard, Cunningham y Motoike (2001) confirmaron la estructura de siete factores de la escala y no encontraron diferencias significativas en cuanto al género de los participantes. Además, establecieron relaciones entre las subescalas del AMS y el autoconcepto académico para probar su validez de constructo y encontraron que los individuos con mayor autoconcepto académico presentaban un locus de control más interno y estaban más intrínsecamente motivados. Fairchild, Horst, Finney y Barron (2005) analizaron las propiedades psicométricas del AMS en una muestra de estudiantes universitarios obteniendo que la estructura que mejor se

ajustaba a los datos fue el modelo oblicuo de siete factores con unos niveles de consistencia interna que oscilaron entre .77 y .90 en el alfa de Cronbach.

Recientemente, ha sido validada la versión española de la EME (Núñez, Martín-Albo, & Navarro, 2005) cuyos resultados confirmaron la estructura de siete factores correlacionados propuesta por Vallerand et al. (1992). La consistencia interna osciló entre .67 y .84 en el alfa de Cronbach y la estabilidad temporal mostró correlaciones test-retest con valores situados entre .69 y .87. Asimismo se encontraron diferencias de género en todas las subescalas excepto en la subescala regulación introyectada. En concreto, las mujeres puntuaron más alto que los hombres en las tres subescalas de MI y en la subescala regulación identificada.

Puesto que la EME ha sido inicialmente validada en francés y posteriormente en inglés y español, mostrándose en todos los casos como un instrumento adecuado para evaluar la motivación en el contexto educativo, nos hemos propuesto realizar una validación de la EME en Paraguay y realizar una evaluación de sus propiedades psicométricas. En definitiva, los objetivos que nos proponemos en este trabajo son: a) evaluar la validez de constructo de la EME; b) evaluar la consistencia interna; y, c) evaluar las diferencias de género en cada uno de los factores.

Método

Participantes

La muestra utilizada en este estudio está compuesta por 411 estudiantes de la Universidad Autónoma de Asunción/Paraguay de los cuales 226 son mujeres y 185 hombres. El rango de edad se sitúa entre 17 y 40 años, con una media de edad de 21.67 años ($SD = 4.67$).

Instrumentos

Tras ser evaluada la comprensión de la redacción de los ítems de la Escala de Motivación Educativa por una comisión de expertos en motivación educativa formada por profesores de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria/España y de la Universidad Autónoma de Asunción/Paraguay, se utilizó la validación española de la Escala de Motivación Educativa (Núñez et al., 2005), sin modificaciones en la redacción de los ítems. La escala está formada por 28 ítems distribuidos en siete subescalas de cuatro ítems cada una que evalúan los tres tipos de MI (MI al conocimiento, MI al logro y MI a las experiencias estimulantes), tres tipos de ME (regulación externa, regulación introyectada y regulación identificada) y la amotivación. Cada uno de los ítems son respuestas a la pregunta "¿Por qué vas a la universidad?" y se puntúan 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*).

El autoconcepto académico se midió utilizando la subescala o dimensión *Académica* del cuestionario Autoconcepto Forma 5 (AF5; García & Musitu, 2001) recientemente validada por Tomás y Oliver (2004) que se refiere a la percepción que el sujeto tiene de la calidad del desempeño de su rol como estudiante y que consta de seis ítems utilizando un rango de respuesta que oscila de 1 a 99 con el fin de afrontar el problema de la aquiescencia, siendo 1 la puntuación que designa total desacuerdo con la formulación del ítem y 99 un total acuerdo con él.

Procedimiento

Se estableció contacto con las autoridades académicas de la Universidad Autónoma de Asunción que autorizaron la investigación; posteriormente se solicitó la colaboración de los profesores y tres investigadores administraron la EME a los estudiantes de forma colectiva en las aulas y en una sola sesión. Los estudiantes fueron informados del objetivo de la investigación y se les comunicó que la participación era voluntaria y confidencial para evitar, en la medida de lo posible, la deseabilidad social, y se les solicitó que contestaran con la mayor honestidad posible. Los investigadores estuvieron presentes durante la aplicación para proporcionar la ayuda necesaria y verificar la correcta cumplimentación de la EME.

Resultados

Análisis Estadísticos

Para analizar la validez de constructo se realizó un análisis factorial confirmatorio y un análisis de las correlaciones entre el autoconcepto académico y las siete subescalas del EME. La consistencia interna de las subescalas se analizó a través del alfa de Cronbach y las diferencias de género fueron analizadas mediante la prueba t-test. Para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el programa AMOS 5.0 y para el resto de los análisis el paquete estadístico SPSS 13.0.

Análisis Descriptivo de los Ítems

En la Tabla 1 se muestran los estadísticos descriptivos de los 28 ítems de la EME (media, desviación típica, asimetría y curtosis). Como se puede observar, en general, los índices de asimetría y curtosis son próximos al valor cero, lo que indica semejanza con la curva normal, aunque existen algunos ítems que presentan valores superiores a 1.96 lo que representa un cierto alejamiento de la distribución normal. Estos resultados permiten la utilización de técnicas factoriales de máxima verosimilitud en el análisis factorial confirmatorio que realizamos a continuación.

Análisis Factorial Confirmatorio

A través de este análisis podemos observar en qué medida el modelo teórico de siete factores correlacionados propuesto por Vallerand et al. (1989) se ajusta a los datos utilizados. Este análisis se ha llevado a cabo utilizando la estimación de máxima verosimilitud y la matriz de covarianza entre los ítems como *input* para el análisis de datos.

Respecto a los índices basados en las covarianzas del modelo frente a las observadas se ha seleccionado el GFI (*Goodness of Fit Index*), que se relaciona con el error cometido al reproducir la matriz de varianzas y covarianzas y que debe ser mayor o igual a .90 para aceptar el modelo (Bentler, 1995); el valor de *p* asociado con el estadístico chi cuadrado, que prueba el modelo nulo frente al hipotetizado y el SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*) que minimiza el problema derivado del tamaño de la muestra y en el que valores de .06 o menores indican un excelente ajuste (Hu & Bentler, 1999). Entre los índices basados en la comparación del modelo con un modelo alternativo se han seleccionado el CFI (*Comparative Fit Index*), que compara la discrepancia entre la matriz de covarianzas que predice el modelo y la matriz de covarianzas observada, con la discrepancia entre la matriz de covarianzas del modelo nulo y la matriz de covarianzas observadas para evaluar el grado de pérdida que se produce en el ajuste al cambiar del modelo propuesto al modelo nulo y que por convención su valor debe ser igual o superior a .90 para aceptar el modelo (Shumacker & Lomax, 1996); y el IFI (*Incremental Fit Index*), que es un índice más consistente que otros estimadores y que indica mejoras en el ajuste del modelo por grados de libertad en comparación con la línea base del modelo independiente y que debe tener un valor igual o superior a .90 (Shumacker & Lomax, 1996). Entre los índices basados en las covarianzas del modelo frente a las observadas, corregidos por la pérdida de parsimonia se ha seleccionado el RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*), que es un índice que presenta una distribución conocida que permite calcular intervalos de confianza para el índice y que por convención se entiende que presenta un buen ajuste si su valor es menor o igual a .05 (Jöreskog & Sörbom, 1993).

El análisis confirmatorio inicial de los siete factores correlacionados que se corresponden con las siete subescalas, mostró un chi cuadrado significativo ($\chi^2=747.719$, $df=329$, $p<.01$), con un GFI=.88, el IFI=.90, el CFI=.90, un RMSEA=.06 y el SRMR=.05. Atendiendo a los índices de modificación, se establecieron cuatro interacciones de errores estandarizados (en concreto, entre los ítems 2 y 3; 20 y 21; 27 y 28; 11 y 18) y se llevó a cabo un nuevo análisis cuyos resultados mostraron un mejor ajuste del modelo, con valores de GFI=.90, IFI=.93, CFI=.93,

Tabla 1
Estadísticos Descriptivos de los 28 ítems de la Escala de Motivación Educativa (EME)

Item	Media	Desviación Típica	Asimetría	Curtosis
<i>Amotivación</i>				
Sinceramente no lo sé; verdaderamente, tengo la impresión de perder el tiempo en la universidad.	1.41	1.20	3.45	11.61
En su momento, tuve buenas razones para ir a la universidad; pero, ahora me pregunto si debería continuar en ella.	2.10	1.82	1.58	1.20
No sé porqué voy a la universidad y francamente, me trae sin cuidado.	1.51	1.28	2.66	6.30
No lo sé; no consigo entender qué hago en la universidad.	1.51	1.39	2.81	6.72
<i>Regulación Externa</i>				
Porque sólo con el Bachillerato no podría encontrar un empleo bien pagado.	5.29	1.76	-.75	-.54
Para poder conseguir en el futuro un trabajo más prestigioso.	6.28	1.16	-2.00	4.31
Porque en el futuro quiero tener una "buena vida".	6.14	1.24	-1.71	2.73
Para tener un sueldo mejor en el futuro.	5.82	1.33	-1.20	1.08
<i>Regulación Introyectada</i>				
Para demostrarme que soy capaz de terminar una carrera universitaria.	5.64	1.71	-1.18	.36
Porque aprobar en la universidad me hace sentirme importante.	5.53	1.64	-1.13	.42
Para demostrarme que soy una persona inteligente.	5.07	1.77	-.81	-.31
Porque quiero demostrarme que soy capaz de tener éxito en mis estudios.	6.06	1.28	-1.77	3.39
<i>Regulación Identificada</i>				
Porque pienso que los estudios universitarios me ayudarán a preparar mejor la carrera que he elegido.	6.28	1.10	-1.91	4.01
Porque posiblemente me permitirá entrar en el mercado laboral dentro del campo que a mí me guste.	6.15	1.16	-1.55	2.11
Porque me ayudará a elegir mejor mi orientación profesional.	5.43	1.42	-.81	.08
Porque creo que unos pocos años más de estudios van a mejorar mi competencia como profesional.	6.10	1.14	-1.73	3.86
<i>Mi al Conocimiento</i>				
Porque para mí es un placer y una satisfacción aprender cosas nuevas.	6.04	1.22	-1.35	1.54
Por el placer de descubrir cosas nuevas desconocidas para mí.	5.54	1.38	-.86	.23
Por el placer de saber más sobre las asignaturas que me atraen.	5.37	1.45	-.83	.26
Porque mis estudios me permiten continuar aprendiendo un montón de cosas que me interesan.	5.98	1.23	-1.26	.87
<i>Mi al Logro</i>				
Por la satisfacción que siento cuando me supero en mis estudios.	6.07	1.24	-1.45	1.79
Por la satisfacción que siento al superar cada uno de mis objetivos personales.	5.92	1.30	-1.60	2.80
Por la satisfacción que siento cuando logro realizar actividades académicas difíciles.	5.14	1.65	-.80	-.11
Porque la universidad me permite sentir la satisfacción personal en la búsqueda de la perfección dentro de mis estudios.	5.62	1.34	-1.10	1.17
<i>Mi a las Experiencias Estimulantes</i>				
Por los intensos momentos que vivo cuando comunico mis propias ideas a los demás.	4.51	1.65	-.32	-.65
Por el placer de leer autores interesantes.	3.87	1.70	-.02	-.86
Por el placer que experimento al sentirme completamente absorbido por lo que ciertos autores han escrito.	3.68	1.65	.06	-.80
Porque me gusta meterme de lleno cuando leo diferentes temas interesantes.	4.99	1.60	-.65	-.26

Tabla 2

Covarianzas entre las Variables Latentes del Modelo de Siete Factores de la Escala de Motivación Educativa (EME)

Factor	1	2	3	4	5	6	7
1. Amotivación		.02	.07*	-.04*	-.01	-.05	.09*
2. Regulación Externa			.81**	.32**	.30**	.39**	.32**
3. Regulación Introyectada				.44**	.59**	.71**	.74**
4. Regulación Identificada					.42**	.39**	.43**
5. MI al Conocimiento						.61**	.80**
6. MI al Logro							.69**
7. MI a las Experiencias Estimulantes							

Nota: *La covarianza es significativa al nivel $p < .05$; **La covarianza es significativa al nivel $p < .01$.

Tabla 3

Correlaciones entre las Subescalas de la Escala de Motivación Educativa (EME) y el Autoconcepto Académico

Subescala	1	2	3	4	5	6	7	AA
1. Amotivación	.72	.04	.13**	-.10*	-.03	-.09	.14**	-.17**
2. Regulación Externa		.74	.62**	.49**	.33**	.40**	.27**	.01
3. Regulación Introyectada			.79	.44**	.44**	.54**	.43**	.05
4. Regulación Identificada				.68	.60**	.50**	.46**	.17**
5. MI al Conocimiento					.76	.60**	.64**	.25**
6. MI al Logro						.73	.53**	.24**
7. MI a las Experiencias Estimulantes							.78	.16**
AA. Autoconcepto académico								-

Nota: *La correlación (Pearson) es significativa al nivel $p < .05$; **La correlación (Pearson) es significativa al nivel $p < .01$; La consistencia interna de las subescalas de la EME (alfa de Cronbach) se encuentra en la diagonal.

RMSEA=.05; SRMR=.04 y un chi cuadrado significativo ($\chi^2=625.727, df=325, p < .01$).

Los pesos de regresión estandarizados en el factor amotivación oscilaron entre .38 y .83, en el factor regulación externa entre .46 y .79, en el factor regulación introyectada entre .64 y .73, en el factor regulación identificada entre .52 y .68, en el factor MI al conocimiento entre .61 y .75, en el factor MI al logro entre .59 y .67 y en el factor MI a las experiencias estimulantes entre .54 y .69. Además, tal y como podemos observar en la Tabla 2, las covarianzas entre las variables latentes fueron altas y fuertes entre las variables referidas a la MI y entre regulación introyectada y las variables de la MI. Es destacable que la variable amotivación presenta covarianzas cercanas a cero respecto a todas las demás variables latentes.

Correlaciones entre las Subescalas de la EME y el Autoconcepto Académico

Las correlaciones entre las subescalas de la EME deberían demostrar la presencia de un continuo (Deci & Ryan, 1985) desde la amotivación hasta la MI, de tal forma que deberíamos encontrar correlaciones altas y positivas entre las subescalas adyacentes y correlaciones negativas entre las subescalas opuestas en el continuo. Para probar la

presencia de esas formas específicas de asociación basadas en la teoría de la autodeterminación fueron analizadas las correlaciones entre las siete subescalas utilizando el coeficiente de correlación de Pearson.

En la Tabla 3 podemos observar que las correlaciones entre los tres tipos de MI son fuertes y positivas, con valores entre .60 y .64 ($p < .01$). Asimismo, observamos que las correlaciones entre subescalas adyacentes son más altas (e.g. entre MI al logro y MI al conocimiento, $r=.60, p < .01$) que entre aquellas subescalas más alejadas (e.g. entre MI al logro y regulación externa, $r=.40, p < .01$). De la misma forma, aquellas escalas más opuestas en el continuo (e.g. entre amotivación y MI al logro, $r=-.09$) presentan correlaciones más negativas que las intermedias (e.g. entre introyectada y regulación externa, $r=.62$).

No obstante, es necesario destacar que se observan algunas desviaciones respecto del modelo propuesto y que hacen referencia a la subescala de regulación identificada que presenta una correlación más alta con la subescala de regulación externa ($r=.49$), que está más alejada en el continuo que con la subescala de regulación introyectada ($r=.44$). De la misma forma, la subescala de regulación introyectada presenta una correlación más alta con MI al logro ($r=.54$) que con la subescala regulación identificada ($r=.44$) que es

Tabla 4
Diferencias de Género en Función de las Medias en las Variables de la Escala de Motivación Educativa (EME)

	Hombres		Mujeres	
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
Amotivación*	1.78	1.17	1.52	.98
Regulación externa*	6.02	.95	5.76	1.10
Regulación introyectada	5.62	1.25	5.54	1.27
Regulación identificada	5.93	.90	6.04	.84
MI al conocimiento*	5.63	1.07	5.83	.97
MI al logro	5.60	1.06	5.76	.99
MI a las exp. estimulantes	4.20	1.22	4.31	1.30

Nota: * La diferencia es significativa al nivel $p < .05$ (*t* de Student).

adyacente. Asimismo, debemos hacer notar que la correlación entre amotivación y MI a las experiencias estimulantes es positiva aunque está muy próxima a cero.

Se analizó la relación entre el autoconcepto académico y las subescalas de la EME con el coeficiente de correlación de Pearson, porque hipotetizamos que debería existir una relación lógica entre ambos constructos. Concretamente, el autoconcepto debería estar positiva y significativamente correlacionado con las subescalas de la MI y con la subescala regulación identificada y, al contrario, negativa y significativamente correlacionado con las subescalas regulación introyectada y regulación externa y la amotivación. Los resultados mostraron que el autoconcepto académico correlacionó de forma positiva y significativa con las subescalas regulación identificada, MI al conocimiento, MI al logro y MI a las experiencias estimulantes y de forma negativa y significativa con amotivación. Además, las correlaciones con regulación externa y con regulación introyectada son próximas a cero.

Fiabilidad

La consistencia interna de las siete subescalas de la EME fue evaluada a través del alfa de Cronbach. Los valores obtenidos según se muestran en la diagonal de la Tabla 3, se situaron entre .72 (amotivación) y .79 (regulación introyectada), excepto en la subescala de regulación identificada que obtuvo un valor de .68.

Análisis de las Medias en las Subescalas

Para el análisis de las diferencias de género en función de las puntuaciones medias en las diferentes subescalas, se utilizó el t-test teniendo en cuenta el test de Levene que nos permite estimar la igualdad de las varianzas con un nivel de significación de $p < .05$. Según se observa en la Tabla 4, los resultados muestran que las medias entre hombres y mujeres son muy similares, aunque existen diferencias significativas en MI al conocimiento donde las mujeres puntúan más alto y en amotivación y en regulación externa donde los hombres alcanzan las puntuaciones más altas.

Discusión

El objetivo de este estudio ha sido analizar las propiedades psicométricas de la EME en una muestra de estudiantes universitarios paraguayos. Los resultados revelan que, en general, se han alcanzado unos niveles adecuados de validez de constructo y fiabilidad en consonancia con los resultados de la versión original en francés (Vallerand et al., 1989), de la versión en inglés (Vallerand et al., 1992) y de la validación española (Núñez et al., 2005).

En lo que respecta a la validez de constructo de la EME, los resultados del análisis factorial confirmatorio presentan una estructura oblicua de siete factores con cuatro interacciones entre errores estandarizados; dicha estructura ofrece unos índices de ajuste similares a los encontrados en las validaciones anteriores (Núñez et al., 2005; Vallerand et al., 1989, 1992). Considerando que en los citados trabajos el número de errores estandarizados correlacionados siempre ha sido superior a seis, el presente estudio ha conseguido acercarse más a la especificación original del modelo. Sin embargo, debemos resaltar que el hecho de establecer interacciones entre los errores estandarizados implica que existe una fuente de covariación ajena en el modelo propuesto. En concreto, la covariación existente entre los ítems 21 y 28 del factor regulación introyectada y 20 y 27 del factor MI al logro respectivamente, es coherente con estudios anteriores que encuentran fuertes correlaciones positivas entre ambos factores a pesar de encontrarse alejados en el continuo que propone la teoría de la autodeterminación (Fairchild et al., 2005; Núñez et al., 2005; Vallerand et al., 1989); además, la covariación entre los ítems 3 del factor regulación identificada y 2 del factor MI al conocimiento puede deberse a un solapamiento entre dos subescalas que son adyacentes en el continuo tal y como afirma Cokley (2000); por último, la covariación entre los ítems 11 y 18 pertenecientes al mismo factor MI a las experiencias estimulantes puede deberse a que ambos ítems

hacen referencia a un aspecto concreto dentro del factor como es la satisfacción que reporta la lectura.

El ajuste del modelo conseguido en el presente estudio es más similar al obtenido en la validación española (Núñez et al., 2005) que a la validación en lengua inglesa (Vallerand et al., 1992) lo que puede ser atribuible al hecho de que ambas muestras son hispanohablantes. En este sentido, las diferencias que se producen en la configuración factorial entre los distintos estudios pueden deberse a una interpretación distinta de los ítems de la EME en función de variables de tipo cultural y social.

En lo que se refiere al análisis de las correlaciones entre las subescalas de la EME observamos que, en general, se sostiene el postulado de Deci y Ryan (1985) referido a la presencia de un continuo de autodeterminación, desde la amotivación a la MI, en el que las subescalas adyacentes muestran correlaciones más altas que aquellas opuestas en el continuo. No obstante, la subescala de regulación introyectada presenta una correlación más alta con MI al logro que con su dimensión adyacente regulación identificada, siendo este resultado semejante a los encontrados por estudios anteriores (Cokley, et al. 2001; Fairchild, et al., 2005; Núñez, et al., 2005; Vallerand, 1989; Vallerand et al., 1993) y coherente con los resultados encontrados en el análisis factorial confirmatorio del presente estudio. Esta desviación de la teoría podría estar indicando una inadecuada construcción de los ítems (Fairchild, et al., 2005) o bien que la diferencia entre los constructos de ME y MI no son tan categóricos como propone la teoría de la autodeterminación (Cokley, 2000). Respecto a este último aspecto, las dimensiones de MI han correlacionado de forma alta y positiva con el autoconcepto académico tal y como predice la teoría presentando correlaciones cercanas a cero en las escalas más extrínsecas, resultado similar al encontrado en otras investigaciones (Cokley et al., 2001; Fairchild et al., 2005; Núñez et al. 2005). Esto respaldaría el planteamiento original de la teoría de la autodeterminación, con lo cual se hace más probable la hipótesis de que la construcción de los ítems de las dimensiones regulación introyectada y MI al logro debería ser revisada en futuras investigaciones.

En cuanto a la consistencia interna de cada una de las subescalas ha sido similar a las encontradas en estudios anteriores (Cokley et al., 2001; Fairchild et al., 2005; Núñez et al., 2005; Vallerand et al., 1989, 1992). En todos los casos, la subescala que obtiene un valor más bajo es la de regulación identificada, que al estar más próxima a las subescalas de MI podría solaparse y generar una cierta ambigüedad.

Por otra parte, los resultados encontrados en el análisis de medias revelan diferencias significativas de género en

las subescalas de amotivación, regulación externa y MI al conocimiento. Sin embargo, al margen de la significación estadística, las puntuaciones de hombres y mujeres son similares en todas las dimensiones aunque en general las mujeres presentan un perfil más autodeterminado que los hombres al mostrar las medias más altas en las tres dimensiones de MI, de forma similar a los resultados encontrados en muestras canadienses (Vallerand et al., 1992), griegas (Tsorbatzoudis, Barkoukis, & Grouios, 2001) y españolas (Núñez et al., 2005).

Finalmente, en futuras investigaciones sería necesario probar la estructura factorial del instrumento en distintos contextos socioeducativos latinoamericanos, revisar la construcción de los ítems con especial énfasis en las dimensiones regulación introyectada y motivación intrínseca al logro y, finalmente, investigar en mayor medida el continuo que propone la teoría de la autodeterminación con la finalidad de analizar si la MI y la ME se sitúan dentro de un mismo continuo o no.

Como conclusión, los resultados de la presente investigación aportan evidencias que apoyan la validez de constructo y la consistencia interna de la EME aunque con ciertas limitaciones, lo que permite la utilización del instrumento en el contexto educativo paraguayo para evaluar diferentes tipos de motivación.

Referencias

- Bentler, P. M. (1995). *EQS: Structural Equations Program Manual*. Encino: Multivariate Software.
- 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., & Motoike, J. (2001). A psychometric investigation of the Academic Motivation Scale using a United States sample. *Measurement and Evaluation in Counselling and Development*, 34, 109-119.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, USA: Plenum Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. Dienstbier (Ed.), *Nebraska Symposium on Motivation: Perspectives on motivation* (Vol. 38; pp. 237-288). Lincoln, USA: University of Nebraska Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11, 227-268.
- Fairchild, A. J., Horst, S. J., Finney, S. J., & Barron, K. E. (2005). Evaluating existing and new validity evidence for the Academic Motivation Scale. *Contemporary Educational Psychology*, 30(3), 331-358.

JUAN LUIS NÚÑEZ ALONSO

- García, F., & Musitu, G. (2001). *AF5, Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6(1), 1-55
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, USA: Scientific Software International.
- Núñez, J. L., Martín-Albo, J., & Navarro, J. G. (2005). Validación de la versión española de la Échelle de Motivation en Éducation. *Psicothema*, 17(2), 344-349.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Shumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modelling*. Mahwah, USA: Erlbaum.
- Tomás, J. M., & Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Interamerican Journal of Psychology*, 38, 285-294.
- Tsorbatzoudis, H., Barkoukis, V., & Grouios, G. (2001). A preliminary study of the psychometric properties of the Academic Motivation Scale. *Psychology*, 8, 526-537.
- Vallerand, R. J., & 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., & 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., & Vallières, E. F. (1992). The Academic Motivation Scale: A measure of intrinsic, extrinsic, and amotivation in education. *Educational and Psychological Measurement*, 52, 1003-1017.
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Brière, N. M., Senécal, C., & 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.

Received 20/08/2005
Accepted 05/02/2006

Juan Luis Núñez. Departamento de Psicología y Sociología. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, España.