

Escala Cognitiva para Evaluar Estrategias de Aprendizaje y Hábitos de Estudio

Cognitive Scale for the Assessment of Learning Strategies and Study Habits

José Moral-de-la-Rubia¹
María Elena Pacheco-Sánchez²

Tels. ⁽¹⁾81 8333 8233 ext. 423, ⁽²⁾868 6557 1622; Fax: ⁽¹⁾81 8333 82 33 ext. 103.

correos electrónicos (*e-mail*): jose_moral@hotmail.com, epacheco457@hotmail.com

¹Universidad Autónoma de Nuevo León México
Facultad de Psicología
c/Mutualismo 110. Col. Mitras Centro, C. P.64460, Monterrey, Nuevo León
MÉXICO

¹Universidad Autónoma de Baja California
Facultad de Medicina
Calle Dr. Humberto Torres Sanginés s/n. Col. Centro Cívico y Comercial, C.P.21000, Mexicali, Baja California
MÉXICO

Artículo recibido: 10 de septiembre de 2012; aceptado: 25 de marzo de 2014.

RESUMEN

Existe en México un instrumento que evalúa la percepción que tienen los alumnos de sus hábitos, estrategias y actitudes hacia el estudio para lograr un buen desempeño, pero sus propiedades métricas no están establecidas; así esta investigación tiene como objetivo determinar su consistencia interna, estructura factorial y distribución. Se recolectó una muestra no probabilística de 918 alumnos de la Universidad Autónoma de Baja California (59% mujeres y 41% hombres). La escala presentó una estructura de 9 factores correlacionados con un ajuste adecuado a los datos: actitud negativa hacia el estudio, actitud positiva hacia el estudio, concentración, administración del tiempo, comprensión, participación social, responsabilidad hacia el aprendizaje, estrategias para estudiar y autoestima. Los factores fueron consistentes, salvo el de responsabilidad. Las distribuciones fueron asimétricas. Las medias de concentración y comprensión fueron diferenciales entre ambos sexos. Se sugiere el estudio de la escala para aportar pruebas de validez y baremarla por medio de percentiles.

ABSTRACT

There is in Mexico an instrument that assesses students' perceptions of their study habits, strategies and attitudes for achieving a good performance, but its metric properties are not established; so the aim of this research was to determine its of internal consistency, factor structure and distribution. A non-probability sample of 918 undergraduate students at the Autonomous University of Baja California (59% female and 41% men) was collected. The scale presented a structure of correlated 9-factors with an appropriate fit to the data: Negative attitude towards study, positive attitude towards study, concentration, time management, understanding, social participation, responsibility for learning, strategies for studying and self-esteem. The distributions were asymmetrical. The averages of concentration and understanding were differential between both sexes. It is suggested the study of the scale to provide evidence of validity and set its population-based norms by percentiles.

Palabras clave: hábitos, aprendizaje, estudiantes universitarios, sexo, México.

Key words: habits, learning, university students, sex, Mexico.

Chacón (2003), García, Asensio, Carballo, García y Guardia (2004) y Torres, Tolosa, Urrea y Monsalve (2009), entre otros investigadores, señalan la importancia del desarrollo de habilidades o hábitos de estudio apropiados para el buen desempeño del estudiante. La motivación, la administración del tiempo y la responsabilidad hacia el trabajo escolar son aspectos que permiten obtener un alto rendimiento escolar al estar presentes en los estudiantes. Sin embargo, en la cotidianidad de los orientadores educativos, se observa que los hábitos de estudio y las estrategias de aprendizaje son algo deficiente en los alumnos, lo que conlleva altos índices de reprobación y baja calidad académica. Así, su evaluación es muy importante tanto para el orientador como para el investigador de campo.

Los hábitos de estudio son uno de los procesos operativos de mayor rigor disciplinario que permiten al estudiante adquirir conocimiento e información para lograr éxito académico durante el proceso de formación, ya sea a un nivel educativo medio (Jones, Slate, Blake y Sloas, 1995; Kovach, Fleming y Wilgosh, 2001), superior (Kovach, Wilgosh y Stewin, 1999) o de posgrado (Onwuegbuzie, Slate, Paterson, Watson y Schwartz, 2000). De acuerdo a Grajales (2002), los hábitos de estudio son el mejor y más potente predictor del éxito escolar, mucho más que el nivel de inteligencia o de memoria, siendo el tiempo que se dedica y el ritmo que se imprime al trabajo lo que determina el buen desempeño académico. Para el rendimiento escolar también son muy importantes los métodos de estudios; éstos son modos que potencian la atención y concentración, facilitando el aprendizaje.

Una disposición positiva es necesaria para poseer unos buenos hábitos de estudio, incluso un sentido de responsabilidad hacia el deber de estudiar que es inherente al rol de alumno. Precisamente una actitud positiva y receptiva facilita todos los procesos de aprendizaje (Hoang, 2008). Asimismo, una motivación alta posibilita invertir el tiempo necesario para lograr un aprendizaje comprensivo y profundo (Pintrich, 2003), especialmente cuando el aprendizaje se vuelve una meta en sí mismo, esto es, cuando se estudia por el deseo de saber (motivación intrínseca) y no simplemente por aprobar, lograr una buena calificación u obtener un título (extrínseca), como señalan Ryan y Deci (2000). Es de especial importancia, dentro de estos aspectos dispositionales, la motivación hacia la comprensión de textos

frente a un estilo de lectura superficial y aprendizaje memorístico al estar basada gran parte de la educación académica en textos verbales.

Finalmente, otro factor que interactúa con el rendimiento es la autoestima. Una evaluación negativa de la persona hacia sí misma como estudiante se asocia con bajo rendimiento y, a la inversa, una positiva con buen desempeño. La autoestima alta y el autoconcepto positivo actúan como motores que movilizan recursos motivacionales y atencionales para su sostén; cuando la autoestima baja y el autoconcepto negativo actúan en sentido contrario desmotivando y distrayendo del estudio (Aryana, 2010).

En el ámbito de los estudios universitarios sería importante contar con un instrumento con buenas propiedades que permita evaluar y describir cómo el alumno percibe su actitud, disposición hacia el estudio, motivación hacia la comprensión de textos y autoestima académica, al ser todos ellos factores claves para el desempeño escolar. Con el propósito de generar en México un instrumento para tal fin, Pacheco (2011) diseñó la Escala Cognitiva para Evaluar Estrategias de Aprendizaje y Hábitos de Estudio.

Para la elaboración de los ítems del instrumento se realizó una investigación teórica durante el ciclo escolar 2009, considerando sobre todo dos estudios realizados en México, uno de la Universidad Nacional Autónoma México sobre estrategias de aprendizaje (Angulo y García, 2005) y otro del Centro de Investigación Educativa de la Universidad Montemorelos sobre hábitos de estudio (Grajales, 2002); asimismo se tuvo en cuenta los programas de orientación educativa que la Universidad Autónoma de Baja California. El instrumento original se diseñó con 45 ítems y nueve factores: actitud hacia el estudio, concentración, administración del tiempo, interés por comprender, participación social, responsabilidad hacia el aprendizaje, estrategias para estudiar, hábitos de estudiar y autoestima académica. Fue sometido a revisión semántica por expertos (psicólogos educativos). Con base en las observaciones se hicieron correcciones de estilo, sin requerirse la eliminación de ninguno.

Contando con este instrumento, cuyas propiedades métricas no están aún establecidas, la presente investigación tiene como objetivos: 1) seleccionar los ítems de la escala, eliminando aquéllos con consistencia interna baja, dificultad para diferenciar las medias de los

grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala, distribuciones más claramente desviadas de la curva normal y carga baja en la configuración de un modelo unidimensional dentro del factor esperado, 2) determinar la estructura factorial de los ítems seleccionados, 3) calcular la consistencia interna de la escala y sus factores, 4) contrastar la invarianza del modelo factorial entre ambos sexos, 5) estudiar la distribución de la escala y sus factores, 6) describir el perfil promedio de la muestra, comparando las medias entre los factores, y 7) estimar diferencias de tendencia central en la escala y los factores entre ambos sexos.

MÉTODO

Participantes

En el diseño inicial del estudio se pretendía obtener una muestra probabilística estratificada por facultad y sexo, con estratos proporcionales a la población de la Universidad Autónoma de Baja California. Se invitó a 19 orientadores educativos de las distintas unidades académicas, pero finalmente sólo participaron seis facultades y la aplicación del instrumento se realizó en los salones de clases. Por lo tanto el muestreo del presente estudio fue no probabilístico.

Se obtuvo una muestra incidental de 918 alumnos, con lo que se logró un tamaño muestral representativo de la población de alumnos de las seis facultades participantes ($N = 8\,128$) para una estimación de la media de la escala cognitiva con un intervalo de confianza de 95% y un error absoluto de 1.15. No obstante, la muestra difiere de las proporciones poblacionales de sexos que serían 62% hombres y 38% mujeres. También difiere en la proporción de alumnos por facultades. Considerando sólo las 6 facultades participantes, la población tendría 47.69% (3,876 de 8,128) de alumnos procedentes de ingeniería, 15.73% (1,279) de arquitectura, 13.41% (1,090) de medicina, 9.29% (755) de enfermería, 8.93% (726) de ciencias políticas y 4.95% (402) de idiomas.

En la presente muestra, 32% (299 de 918) de los participantes procedían de enfermería, 20% (186) de ingeniería, 17% (153) de arquitectura, 13% (117) de idiomas, 10% (88) de medicina y 8% (75) de ciencias políticas. Claramente la facultad de enfermería está sobrerrepresentada. El 59% (544) de los participantes indicaron ser mujeres y 41% (374) varones, habiendo

significativamente más mujeres que hombres (prueba binomial: $p < .01$), cuando en la población el sesgo es masculino. El rango de edad varió de 17 a 37 años. La distribución de edad de media de 20.83 ($DE = 2.95$) presentó asimetría positiva ($S = 3.30$, $EE = 0.08$) y marcado apuntamiento ($C = 18.43$, $EE = 0.16$), concentrándose el 83% entre 18 y 22 años y el 99% entre 17 y 30 años, al igual que en la población de estudiantes de la universidad.

Instrumento de medida

La Escala Cognitiva para Evaluar Estrategias de Aprendizaje y Hábitos de Estudio (Pacheco, 2011). Este instrumento fue elaborado con fines psicopedagógicos para evaluar la percepción del alumno de sus estrategias, actitudes y hábitos de estudio implicados en los procesos de aprendizaje. Está compuesto por 45 ítems tipo Likert con un rango de respuesta de cinco puntos: 1) *siempre*, 2) *frecuentemente*, 3) *a veces sí/a veces no*, 4) *pocas veces* y 5) *nunca*. En su diseño original se consideraron 9 factores con 5 ítems cada uno: 1) actitud hacia el estudio (ítems del 1 al 5); 2) concentración (ítems del 6 al 10); 3) administración del tiempo (ítems del 11 al 15); 4) interés por comprender (ítems del 16 al 20); 5) participación social (ítems del 21 al 25); 6) responsabilidad hacia el aprendizaje (ítems del 26 al 30); 7) estrategia para estudiar (ítems del 31 al 35); 8) hábitos de estudio (ítems del 35 al 40); y 9) autoestima académica (ítems del 41 al 45).

Se obtiene la puntuación total a través de la suma simple de los 45 ítems, variando de 45 a 225. El rango de cada factor es de 5 a 25. La escala indica mejores estrategias y actitudes hacia el estudio a mayor puntuación. En los 32 ítems con redacción directa al rasgo (ítems 1, 3, 5, 11, 12, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 40, 41, 44 y 45) "nunca" corresponde a 1, "pocas veces" a 2, "a veces sí/a veces no" a 3, "frecuentemente" a 4 y "siempre" a 5; en los 13 ítems inversos al rasgo (ítems 2, 4, 6, 7, 8, 9, 10, 13, 16, 25, 39, 42 y 43) "siempre" corresponde a 1, "frecuentemente" a 2, "a veces sí/a veces no" a 3, "pocas veces" a 4, "y "nunca" a 5. Véase la escala en el 'Anexo'.

Procedimiento

Se procedió a la aplicación del instrumento una vez obtenido el permiso de los directores de facultad, maestros de salón y solicitar el consentimiento infor-

mado de los participantes, explicando en la primera hoja el propósito del estudio. Las respuestas eran anónimas y se garantizaba la confidencialidad de los resultados individuales, ajustándonos a las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007) y de la *American Psychological Association* (2002).

Análisis estadísticos

Se consideró que un ítem es consistente si la correlación del mismo con el resto de la escala es mayor que .30; además, si el valor de la consistencia interna del conjunto de ítems disminuye al ser eliminado. La consistencia interna se estimó por el coeficiente alfa de Cronbach (α). Se estipularon como valores de consistencia interna altos aquellos mayores o iguales que .70, adecuados mayores o iguales que .60 y bajos menores que .60 (Cronbach y Shavelson, 2004). Se consideró que un ítem es discriminativo si la diferencia de medias entre el grupo de puntuaciones bajas (menores o iguales al percentil 25) y altas (mayores o iguales al percentil 75) en la escala (suma de los 45 ítems) es significativa y mayor que 0.5 con base en la prueba *t* de Student. Se consideró que un ítem muestra problemas de distribución si ésta se concentra exclusivamente en el valor más alto (efecto techo) o en el más bajo (efecto suelo), o tiene modas múltiples.

El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{KS}). Debido a falta de normalidad de las distribuciones de la puntuación total y los factores, las diferencias de medias entre hombres y mujeres se contrastaron por la *U* de Mann-Whitney. Las diferencias de tendencia central entre los factores se contrastaron por la prueba de Friedman tras homogeneizar el rango de los mismos, dividiendo la suma de los ítems por el número de ítems sumados.

La estructura dimensional se determinó tanto por análisis factorial exploratorio por Componentes Principales con rotación Promax como por análisis factorial confirmatorio por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS). Se contemplaron siete índices de ajuste: tres básicos (función de discrepancia [*FD*], prueba chi-cuadrado [χ^2] y cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad [χ^2/gl]); dos poblacionales de no centralidad (parámetro de no centralidad poblacional [*PNCP*] y residuo cuadrático medio de aproximación [*RMSEA*] de Steiger-Lind); además dos

índices comparativos (índice de bondad de ajuste [*GFI*] de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida [*AGFI*]). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: p de $\chi^2 > .05$, *FD* y $\chi^2/gl \leq 2$, *PNCP* ≤ 1 , *RMSEA* $\leq .05$, *GFI* $\geq .95$ y *AGFI* $\geq .90$; y como valores adecuados: p de $\chi^2 > .01$, *FD* y $\chi^2/gl \leq 3$, *PNCP* ≤ 2 , *RMSEA* $\leq .08$, *GFI* $\geq .85$ y *AGFI* $\geq .80$ (Moral, 2006). Se empleó la modalidad multigrupo manejando un modelo sin restricciones para contrastar la equivalencia o invarianza de la estructura dimensional entre ambos sexos.

RESULTADOS

Para dar respuesta a las preguntas de investigación implícitas en los objetivos, en primer lugar se estudiaron las propiedades de cada ítem para eliminar aquellos con problemas de consistencia interna, discriminación o anomalías en su distribución (efecto techo, suelo o modas múltiples), contrastando la normalidad y buscando la mayor proximidad a la misma. En segundo lugar se estudió la unidimensionalidad y consistencia interna de cada factor propuesto a fin de seleccionar sus mejores indicadores. En tercer lugar se determinó el número, configuración y consistencia de los factores desde los ítems seleccionados. En cuarto lugar se contrastó la invarianza del modelo factorial entre hombres y mujeres. En quinto lugar se estudiaron las distribuciones de la escala y sus factores. En sexto lugar se compararon las medias entre los factores tras homogeneizar su rango para describir el perfil promedio de la muestra. Finalmente se compararon las medias de la escala y los factores entre hombres y mujeres.

Propiedades de los ítems: consistencia interna, discriminación y distribución

Los ítems 25 y 29 no correlacionaron con el resto de la escala y su eliminación incrementaba el valor del coeficiente alfa del conjunto de reactivos. Los ítems 26, 32, 39, 40 y 41 tuvieron correlaciones bajas ($< .30$) y su eliminación también incrementaba o no disminuía el valor del coeficiente alfa. Los demás ítems tuvieron buenas propiedades de consistencia interna (véase tabla 1).

Las medias en el ítem 25 de los grupos de puntuaciones altas (mayores o iguales al percentil 75) y bajas (menores o iguales al percentil 25) en la escala fueron esta-

Tabla 1. Consistencia interna, discriminación y descriptivos de distribución de los 45 ítems.

Ítems	r_c	α_c	DM	t	gl	p	M	Mdn	M o	DE	S	C
1	.46	.876	1.09	15.44	431.01	< .01	3.95	4	4	0.86	-0.43	-0.27
2	.29	.879	0.76	9.15	463.00	< .01	3.67	4	4	0.92	-0.56	0.30
3	.32	.878	0.80	9.99	381.91	< .01	4.40	5	5	0.85	-1.69	3.18
4	.27	.879	1.00	9.27	452.35	< .01	3.25	3	4	1.16	-0.35	-0.64
5	.30	.879	0.65	8.47	399.55	< .01	4.51	5	5	0.79	-1.73	2.94
6	.47	.876	1.35	15.31	445.10	< .01	3.36	3	3	1.03	-0.31	-0.34
7	.45	.876	1.22	14.46	447.02	< .01	3.15	3	4	1.01	-0.34	-0.49
8	.32	.878	0.89	9.16	436.95	< .01	3.73	4	4	1.06	-0.64	-0.14
9	.50	.875	1.38	15.66	434.37	< .01	3.37	4	4	1.05	-0.46	-0.30
10	.30	.879	0.95	9.16	438.68	< .01	3.72	4	4	1.15	-0.65	-0.39
11	.41	.877	1.52	14.26	446.69	< .01	3.35	3	4	1.27	-0.33	-0.94
12	.44	.876	1.53	15.93	438.38	< .01	3.53	4	4	1.20	-0.52	-0.64
13	.44	.876	1.26	14.08	459.43	< .01	3.26	3	3	1.07	-0.21	-0.60
14	.44	.876	1.31	13.80	439.20	< .01	3.88	4	5	1.10	-0.77	-0.15
15	.37	.878	1.02	11.70	412.19	< .01	3.60	4	4	0.99	-0.37	-0.30
16	.26	.879	0.67	7.32	451.74	< .01	3.10	3	3	0.96	0.01	-0.22
17	.40	.877	1.04	12.89	461.75	< .01	3.27	3	3	0.94	0.05	-0.18
18	.41	.877	1.13	13.45	435.12	< .01	3.90	4	4	0.99	-0.62	-0.27
19	.43	.877	1.29	14.03	463.00	< .01	3.29	3	3	1.10	-0.03	-0.76
20	.39	.877	0.90	12.16	378.27	< .01	4.12	4	5	0.88	-0.78	0.16
21	.40	.877	1.09	12.09	436.94	< .01	3.67	4	3	1.04	-0.34	-0.56
22	.43	.877	1.27	13.61	442.29	< .01	3.54	4	4	1.08	-0.37	-0.54
23	.41	.877	1.32	13.66	463.00	< .01	3.61	4	4	1.13	-0.50	-0.45
24	.36	.878	0.89	11.45	414.01	< .01	4.02	4	4	0.90	-0.74	0.26
25	-.02	.884	0.16	1.43	463.00	.15	2.38	2	3	1.17	0.40	-0.71
26	.16	.881	0.50	5.50	431.28	< .01	4.32	5	5	0.96	-1.56	2.19
27	.38	.877	1.15	12.62	463.00	< .01	3.66	4	4	1.06	-0.42	-0.47
28	.59	.874	1.62	20.45	453.76	< .01	3.39	3	3	1.03	-0.22	-0.35
29	.04	.884	0.32	2.78	463.00	.01	3.54	4	5	1.23	-0.39	-0.85
30	.29	.879	0.76	8.69	425.99	< .01	4.10	4	5	0.95	-0.83	0.02
31	.48	.876	1.35	15.70	391.58	< .01	3.88	4	4	0.99	-0.80	0.29
32	.26	.880	0.93	8.79	453.74	< .01	3.58	4	4	1.15	-0.56	-0.42
33	.35	.878	1.18	11.88	457.89	< .01	3.37	3	4	1.16	-0.35	-0.69
34	.45	.877	1.06	13.63	344.35	< .01	4.14	4	5	0.89	-0.98	0.85
35	.41	.877	1.34	13.59	441.89	< .01	3.60	4	4	1.15	-0.55	-0.44
36	.53	.875	1.38	17.99	417.50	< .01	3.81	4	4	0.96	-0.53	-0.07
37	.44	.876	1.31	15.10	404.07	< .01	3.90	4	5	1.07	-0.77	-0.07
38	.57	.874	1.50	19.19	460.52	< .01	3.30	3	3	0.98	-0.11	-0.32
39	.09	.884	0.74	5.76	453.93	< .01	2.67	3	1	1.40	0.33	-1.14
40	.24	.880	0.94	8.60	463.00	< .01	2.98	3	3	1.24	0.06	-0.82
41	.16	.880	0.35	4.97	402.30	< .01	4.50	5	5	0.76	-1.67	3.20
42	.28	.879	0.93	8.29	440.16	< .01	2.76	3	3	1.17	0.23	-0.64
43	.26	.879	0.84	8.36	421.59	< .01	2.35	2	2	1.09	0.43	-0.58
44	.53	.876	1.13	15.94	463.00	< .01	3.93	4	4	0.84	-0.40	-0.13
45	.43	.877	1.23	14.03	463.00	< .01	3.60	4	4	1.03	-0.38	-0.39

Todos los ítems puntuados en sentido de rasgo. EE de $S = 0.08$ y EE de $C = 0.16$. $gl = 463$ (asumiendo igual de varianza) y < 463 (sin asumir igualdad de varianza). $\alpha = .880$ (45 ítems).

dísticamente equivalentes, es decir, el ítem 25 no fue discriminativo. Los ítems 26, 29 y 41 presentaron una diferencia media significativa, pero menor o igual que

0.5, así su capacidad de discriminación fue débil. Los ítems 2, 3, 8, 10, 16, 20, 24, 30, 32, 39, 40, 42 y 43 tuvieron una diferencia media significativa menor que 1. En los 28

ítems restantes la diferencia media significativa fue mayor que 1, esto es, mostraron una alta capacidad de discriminación (véase tabla 1).

La distribución de ninguno de los ítems presentó efecto techo, suelo o modas múltiples, pero ninguna se ajustó a una curva normal con base en la prueba de Kolmogorov-Smirnov ($p < .01$). Sólo las distribuciones de los ítems 16, 17, 19, 38 y 40 fueron simétricas, esto es, con igual concentración de puntuaciones por encima o debajo de la media ($-0.16 \leq S \leq 0.16$). La mayoría de los ítems presentaron distribuciones asimétricas negativas, es decir, con mayor concentración de puntuaciones por encima de la media ($S < -0.16$). Las distribuciones de los ítems 25, 39, 42 y 43 fueron asimétricas positivas o con mayor concentración de puntuaciones por debajo de la media ($S > 0.16$). Las distribuciones de los ítems 1, 2, 8, 9, 14, 15, 16, 17, 18, 20, 24, 26, 30, 31, 36, 37, 38 y 44 fueron mesocúrticas o con una dispersión equivalente a una campana de Gauss ($-0.32 \leq C \leq 0.32$). No obstante, los perfiles de la mayoría de los reactivos (ítems 4, 6, 7, 10, 11, 12, 13, 19, 21, 22, 23, 25, 27, 28, 29, 32, 33, 35, 39, 40, 42, 43 y 45) fueron aplanados o con más dispersión que una campana de Gauss ($C < -0.32$). Los perfiles de los ítems 3, 5, 34 y 41 fueron apuntados o con menos dispersión que una campana de Gauss ($C > 0.32$) (véase tabla 1).

Los ítems 25, 26, 29, 39, 40 y 41 fueron los más débiles por baja consistencia, incapacidad o pobre discriminación entre los grupos de puntuaciones altas y baja en la escala y distribuciones asimétricas o apuntadas.

Propiedades de los ítems: unidimensionalidad y consistencia interna en el factor

Desde la observación de las nueve matrices de componentes con 5 ítems cada una, fijando el número de componentes por el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores que 1) o por el número esperado (uno), cinco ítems se mostraron como indicadores débiles de unidimensionalidad, afectando a 4 factores: ítem 25 de participación social, ítem 29 de responsabilidad hacia el aprendizaje, ítems 39 y 40 de hábitos de estudio e ítem 41 de autoestima académica. Presentaron cargas factoriales bajas ($< .35$), incrementándose la consistencia interna del factor con su eliminación. Eliminados estos ítems los valores de consistencia interna de estos 4 factores variaron de .62 a .72.

La unidimensionalidad se reprodujo claramente con sus 5 indicadores en los factores de concentración, administración del tiempo, estrategia para estudiar e interés por comprender, variando los valores de consistencia interna de .60 a .75.

El factor de actitud hacia el estudio fue el más problemático. Tuvo consistencia baja ($\alpha = .51$) y parece desdoblarse (dos factores por el criterio de Kaiser) en actitud positiva y negativa con correlación baja entre ambas actitudes. Al igual le ocurre a la dimensión de autoestima académica, pero con consistencia adecuada ($\alpha = .65$).

Como anteriormente se señaló, los ítems 25, 26, 29, 39, 40 y 41 fueron los más débiles por problemas de consistencia, discriminación o anomalías en su distribución. Ahora se añade la debilidad de éstos como indicadores del factor esperado, salvo el ítem 26 que sí contribuye a la unidimensionalidad y consistencia interna de participación social. Así éste se retuvo y se eliminaron los cinco restantes antes de explorar la estructura factorial del conjunto.

Estructura factorial: análisis exploratorio del conjunto de ítems

Se extrajeron los factores de los 40 ítems seleccionados. Por el criterio de Kaiser, su número fue 9. Los 9 factores explicaron el 51.63% de la varianza total. Tras una rotación oblicua de la matriz de componentes, el primero quedó constituido por 10 indicadores (ítems 2, 4, 6, 7, 9, 13, 28, 36, 37 y 38) que hacían referencia a una actitud negativa hacia el estudio; no correspondiendo exactamente a ninguno de los factores esperados. El segundo quedó configurado por 5 indicadores (ítems 18, 21, 22, 23 y 24), que con la excepción del ítem 18, correspondieron al factor esperado de participación social. El tercero quedó definido por 5 indicadores (ítems 31, 32, 33, 34 y 35) que correspondieron al factor esperado de estrategias para estudiar. El cuarto quedó conformado por 3 indicadores (ítems 11, 12 y 14) que correspondieron al factor esperado de administración del tiempo. El quinto quedó constituido por 4 indicadores (ítems 42, 43, 44 y 45) que correspondieron al factor esperado de autoestima académica. El sexto quedó formado por 4 indicadores (ítems 7, 8, 9 y 10) que correspondieron al factor esperado de concentración. El séptimo quedó definido por 3 indicadores (ítems 16, 17 y

19) que correspondieron al factor esperado de interés por comprender. El octavo quedó configurado con 4 indicadores (ítems 3, 5, 15 y 20) que correspondieron al factor esperado de actitud positiva. El noveno quedó conformado por 3 indicadores (ítems 26, 27 y 30) que correspondieron al factor esperado de responsabilidad hacia el aprendizaje.

En relación con las expectativas no se reprodujo el factor de hábitos de estudio y el de actitud hacia el estudio se desdobló en actitud negativa y positiva, quedando los ítems 36, 37 y 38 de hábitos integrados en el factor de actitud negativa.

A los ítems 25, 29, 39, 40 y 41, que fueron excluidos previamente por sus malas propiedades de consistencia, discriminación o distribución, se les añadieron los ítems 1, 13, 15, 18, 36, 37 y 38 en el proceso de eliminación para definir, de una forma clara, 9 factores. Desde los resultados del análisis exploratorio la expectativa de configuración factorial fue: a) actitud negativa hacia el estudio (ítems 2, 4 y 6), b) actitud positiva hacia el estudio (ítems 3, 5 y 20), c) concentración (ítems 7, 8, 9 y 10), d), administración del tiempo (ítems 11, 12 y 14), e) interés por comprender (ítems 16, 17 y 19), f) participación social (ítems 21, 22, 23 y 24), 7) responsabilidad hacia el aprendizaje (ítems 26, 27 y 30), g) estrategias para estudiar (ítems 31, 32, 33, 34 y 35) y h) autoestima académica (ítems 42, 43, 44 y 45).

Al extraer los factores de los 32 ítems, por el criterio de Kaiser, se definieron 9 componentes que explican el 55.21% de la varianza total. Tras la rotación oblicua se obtuvieron los factores esperados enunciados en el párrafo previo. Todos ellos tuvieron valores de consistencia interna de adecuados a buenos, salvo el factor de responsabilidad hacia el aprendizaje que tuvo una consistencia interna baja ($\alpha = .42$). En el cálculo de la consistencia interna también se consideró a los ítems 7 y 9 en el factor de actitud negativa hacia el estudio, el ítem 30 en el de interés por comprender y el ítem 34 en el de actitud positiva hacia el estudio, al contribuir de forma secundaria con cargas mayores o iguales que .35 y fortalecer la misma (véase tabla 2).

Contraste del nuevo modelo de nueve factores correlacionados

Por análisis factorial confirmatorio, empleando el método GLS, se contrastó un modelo de 9 factores corre-

lacionados con tres o cinco indicadores cada uno: actitud negativa hacia el estudio (los ítems 2, 4, 6, 7 y 9), actitud positiva hacia el estudio (ítems 3, 5, 20 y 34), concentración (ítems 7, 8, 9 y 10), administración del tiempo (ítems 11, 12 y 14), interés por comprender (ítems 16, 17, 19 y 30), participación social (ítems 21, 22, 23 y 24), responsabilidad hacia el aprendizaje (ítems 26, 27 y 30), estrategias para estudiar (ítems 31, 32, 33, 34 y 35) y autoestima académica (ítems 42, 43, 44 y 45).

Los coeficientes de determinación para los 32 indicadores fueron significativos, oscilando el porcentaje de varianza explicada de 7 a 62% con un promedio de 36%. Las 36 correlaciones entre los 9 factores también fueron significativas, salvo la correlación entre los factores de concentración y responsabilidad ($r = -.17, p = .06$), variando de .17 a .62 con una media de .40 ($DE = .12$). Los valores de los índices de ajuste fueron adecuados en una valoración global: $\chi^2/gl = 2.29$, $GFI = .93$, $AGFI = .92$, $FD = 1.06$, $PNCP = 0.59$ y $RMSEA = .04$. Como es usual en un modelo tan complejo la bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[428, N = 918] = 970.06, p < .01$).

Al hacerse el contraste multigrupo de este modelo sin restricciones, el ajuste fue adecuado en términos generales ($\chi^2/gl = 1.60$, $GFI = .91$, $AGFI = .88$, $FD = 1.49$, $PNCP = 0.56$ y $RMSEA = .03$), salvo por la prueba chi-cuadrado ($\chi^2[428, N = 918] = 1356.26, p < .01$). En la muestra de mujeres todos los indicadores tuvieron coeficientes de determinación significativos y las 36 correlaciones fueron significativas. En la muestra de hombres también los coeficientes de determinación fueron significativos, pero no la correlación entre los factores de concentración y responsabilidad ($r = -.23, p = .07$).

Descripción de la distribución y diferencias de medias

Tanto la distribución de la puntuación total como las de 7 factores mostraron asimétrica negativa, concentrándose las puntuaciones en los valores por encima de la media, no ajustándose al perfil de la campana de Gauss. Se dividió la puntuación total y las puntuaciones de los 9 factores por sus respectivos números de ítems para reducir el recorrido a un rango de 1 (nada) a 5 (siempre) en un sentido de buena disposición para el aprendizaje. La media de la puntuación total redondeada a un valor entero (3.51 ~ 4) correspondió a una

Tabla 2. Matriz de patrones con 32 ítems (sin 1, 13, 15, 18, 25, 28, 29, 36, 37, 38, 39, 40 y 41).

Ítems	C 1	C 2	C 3	C 4	C 5	C 6	C 7	C 8	C 9
2	.09	.01	-.04	.22	.69	-.14	-.08	-.25	.02
3	.01	-.10	-.10	.11	.01	.05	-.04	.57	.17
4	.02	-.01	-.13	-.19	.62	.02	.05	-.04	.03
5	-.05	.10	.02	-.13	-.34	-.19	.03	.67	.04
6	-.02	.03	.18	-.16	.60	-.03	-.07	.05	.01
7	-.14	.04	.46	-.10	.37	-.03	.02	.17	.00
8	.03	.02	.79	.05	.03	-.00	.09	-.11	.01
9	-.08	-.05	.51	-.06	.40	-.03	.08	.05	.00
10	.13	-.06	.84	.04	-.17	.05	-.02	-.12	-.02
11	.03	.01	.12	.04	-.07	-.06	.84	.01	-.10
12	.04	.01	.00	-.03	.04	.06	.86	.00	-.11
14	-.15	-.02	-.06	.12	-.14	-.15	.43	.30	.21
16	-.06	.04	-.03	.00	.17	-.66	.09	.14	.02
17	-.02	-.01	.00	.03	.02	.74	.00	.02	.22
19	.12	.13	-.02	-.03	.06	.57	.07	.16	-.02
20	.25	-.07	-.10	-.01	.09	.14	.10	.55	-.05
21	-.04	.69	-.19	.11	.27	-.04	.02	.10	-.01
22	.02	.72	.05	.23	.09	.03	-.07	-.02	.05
23	-.09	.79	.10	-.02	-.15	.06	.11	-.20	.01
24	.07	.74	-.04	-.20	-.14	-.02	-.05	.07	-.13
26	-.15	-.10	-.03	.06	.06	-.06	-.10	.12	.80
27	.12	.05	.07	-.06	-.07	.32	-.01	.02	.46
30	-.09	.06	.03	-.08	-.01	.35	-.06	.04	.58
31	.46	.01	-.10	-.02	.14	.01	.30	-.12	.25
32	.58	-.01	-.06	-.14	.06	-.18	.18	-.22	.17
33	.76	.01	.04	.03	-.01	.09	-.13	.05	-.20
34	.68	.01	-.08	.02	.07	.01	-.08	.36	-.12
35	.65	-.06	.21	.08	-.07	.12	.07	.11	-.08
42	.20	.04	.07	-.46	.01	-.25	-.23	-.02	.22
43	.13	.04	.13	-.67	-.02	-.13	-.04	.14	.11
44	.16	.03	.09	.63	-.15	-.07	-.05	.16	.17
45	.12	.09	.13	.82	-.06	-.16	-.05	.02	.08
Núm. ítem	5	4	4	4	5	4	3	4	3
Alfa	.69	.72	.72	.65	.71	.60	.65	.60	.42

Extracción: Componentes Principales. Rotación: Promax. Convergíó en 11 iteraciones la solución de dos componentes. C1: Estrategias para estudiar, C2: Participación social, C3: Concentración, C4: Autoestima académica, C5: Actitud negativa hacia el estudio, C6: Interés por comprender, C7: Administración del tiempo, C8: Actitud positiva hacia el estudio, y C9: Responsabilidad hacia el aprendizaje.

respuesta de "frecuentemente", al igual que los factores de actitud positiva (4.29), responsabilidad (4.03), participación social (3.71) y estrategias para estudiar (3.71). Correspondieron a una media redondeada de 3 ("a veces sí/ a veces no") los factores de autoestima (3.16), actitud negativa (3.36), interés por comprender (3.44) y concentración (3.49). La media redondeada del

factor de administración del tiempo (2.41) correspondió a una respuesta de "pocas veces".

Se rechazó la equivalencia de medias entre los 9 factores ($\chi^2[8, N = 918] = 2560.62, p < .01$). Las medias más altas aparecieron en actitud positiva (4.29) y responsabilidad (4.03), y la media más baja en administración del tiempo (2.41).

Al contrastar las diferencias entre hombres y mujeres, por la prueba de Mann-Whitney, los promedios fueron equivalentes, salvo en los factores de concentración ($ZU = -2.84, p < .01$) e interés por comprender ($ZU = -2.55, p = .01$). En ambos factores las medias fueron más altas en hombres (3.57 en hombres versus 3.44 en mujeres en concentración, y 3.49 en hombres versus 3.40 en mujeres en comprender). No obstante, el tamaño del efecto del sexo (estimado por la correlación biserial-puntual) fue bajo ($r_{bp} = -.08$ y $-.07$, respectivamente, esto es, menos de 1% de varianza compartida), por lo que podrían manejarse los mismos baremos para ambos sexos. En la tabla 3 se presentan los deciles de la puntuación total y de los 9 factores en la muestra conjunta.

DISCUSIÓN

En el diseño de la escala se contempló un factor de hábitos de estudio, pero éste en el análisis factorial no se logra definir. Al analizarlo de forma aislada tiene consistencia interna baja. En un primer momento esto parece cuestionar una parte esencial de la escala y por consiguiente su validez de

contenido. No obstante, los factores de estrategias para estudiar, concentración y administración del tiempo que evalúan aspectos afines permanecen con consistencia interna alta o adecuada, por lo que la escala no pierde propiamente validez de contenido.

Se logran 9 factores, tras eliminar el de hábitos de estudio, lo que corresponde al número que inicialmente

Tabla 3. Deciles de la puntuación total y los 9 factores en la muestra conjunta.

Escala cognitiva de 32 ítems	Rango	Deciles								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
Puntuación total	32-160	98	103	107	110	113.0	115	118	122	127
Actitud negativa	5-25	12	14	15	16	17.0	18	19	20	21
Actitud positiva	4-20	14	15	16	17	17.0	18	19	19	20
Concentración	4-20	10	11	13	14	14.0	15	16	17	18
Adm. del tiempo	3-15	4	5	6	6	7.0	8	9	9	11
Comprender	4-20	11	12	12	13	14.0	14	15	16	17
Participación social	4-20	11	12	13	14	15.0	16	16	18	19
Responsabilidad	3-15	10	11	11	12	12.0	13	13	14	15
Estrategias para estudiar	5-25	14	16	17	18	19.0	20	21	22	23
Autoestima	4-20	9	10	11	12	12.5	13	14	15	17

N = 918. Actitud negativa hacia el estudio (2, 4, 6, 7 y 9), Actitud positiva hacia el estudio (3, 5, 20 y 34), Concentración (7, 8, 9 y 10), Administración del tiempo (11, 12 y 14), Interés por comprender (16, 17, 19 y 30), Participación social (21, 22, 23 y 24), Responsabilidad hacia el aprendizaje (26, 27 y 30), Estrategias para estudiar (31, 32, 33, 34 y 35) y Autoestima académica (42, 43, 44 y 45).

se pretendía. Se consigue a expensas de desdoblarse la actitud hacia el estudio. Tanto en el factor de actitud hacia estudio como en el de autoestima se observa un fenómeno común en las escalas Likert conceptualmente unidimensionales, en las que hay ítems directos e inversos. Este consistente en un patrón diferencial de respuesta a los ítems redactados en un sentido positivo, socialmente deseable o favorable a la propia imagen (afirmación o aquiescencia) y aquéllos redactados en sentido negativo, socialmente no deseables o desfavorables para la autoimagen (negación), como por ejemplo en la escala de autoestima de Rosenberg (Martín, Núñez, Navarro y Grijalvo, 2007). Las medias suelen ser más altas en los ítems redactados en un sentido socialmente deseable. En nuestro caso esta expectativa se cumple claramente con la actitud hacia el estudio y la autoestima (solución bidimensional al ser analizado aisladamente).

Los valores de consistencia interna son altos o adecuados, salvo en un factor, el de responsabilidad. Debe considerarse que se tiene un número reducido de indicadores por factor, de 3 a 5, lo que dificulta alcanzar valores altos de consistencia; no obstante, este número reducido de indicadores favorece el ajuste del modelo estructural, el cual en conjunto es adecuado. Esto refleja que en futuros estudios debe ser fácil reproducir los 9 factores desde el conjunto de los 32 ítems seleccionados, a pesar de la consistencia interna baja

de responsabilidad y adecuada de interés por comprender, actitud positiva hacia el estudio y administración del tiempo.

El factor de responsabilidad hacia el aprendizaje no sólo tiene consistencia interna baja, sino que su distribución presenta la mayor asimetría negativa y apuntamiento, siendo uno de los promedios más altos entre los factores. Esto refleja que los estudiantes tienden a reconocerse con frecuencia que son responsables en el estudio. Cabe preguntarse si esta afirmación es realmente cierta, sobre todo por el

problema de consistencia. Debe señalarse que estos jóvenes han hecho la elección de seguir estudiando y de una carrera vocacional con un sostén familiar, lo que les motiva hacia el estudio y les hace más responsables. De ahí que probablemente sí sea cierta dicha afirmación. No obstante, en este estudio, no se consideró la variable de la deseabilidad social al responder (Paulhus, 2002). Si el efecto de la deseabilidad social fuese significativo en el factor de responsabilidad hacia el aprendizaje, probablemente sea mayor el efecto del aspecto del manejo de la impresión (atribución de cualidades y ocultamiento de defectos ante los demás de forma intencional) que el del autoengaño (atribución de cualidades que no se tienen y negación de defectos que se poseen ante sí mismo sin conciencia de hacerlo), por la matización que se realizan al proporcionar la información, lo que genera mayor inconsistencia entre los ítems, esto es, baja consistencia interna. El autoengaño generaría un patrón más homogéneo de respuestas favorables, al no haber análisis crítico. Consideramos que la asimetría y apuntamiento de la distribución reflejan una realidad, por lo que el tamaño del efecto de la deseabilidad probablemente sea pequeño en caso de ser significativo.

Los estudiantes encuestados reconocen que administran mal su tiempo, resultando este factor el que tiene menor promedio. Aquí se observa una debilidad sobre la cual se podría intervenir para lograr un mejor rendimien-

to en estos estudiantes universitarios. Este punto de debilidad también es señalado por Laborda (2004) al estudiar cómo mejora el rendimiento académico en España.

Por la asimetría de las distribuciones la escala debe ser baremada por medidas de posición, esto es, por los percentiles. Con base en los presentes datos no se requieren baremos diferenciales entre hombres y mujeres. En la puntuación total y en siete factores no hay diferencia de medias significativa. En los dos factores donde la diferencia sí es significativa el tamaño del efecto es muy pequeño.

Las diferencias por sexo sólo se presentan en actitud positiva y en responsabilidad. Los hombres reportan ligeramente una actitud más positiva y mayor responsabilidad hacia el aprendizaje, lo cual es consonante con la identidad de género, al estar la masculina más enfocada al logro y la emancipación (Bazán y Aparicio, 2001); no obstante, en las últimas décadas, el género masculino ha pasado a ser factor de riesgo de deserción y fracaso escolares (Mulrine, 2001; Moral, 2008). Debido al escaso tamaño de efecto de la diferencia de género en estos dos factores de la escala, si la deseabilidad social fuese un correlato significativo, al parcializar su efecto, probablemente ambas diferencias dejarían de ser significativas, y por ende cabría atribuir las a los aspectos de identidad que sesgan la deseabilidad social al responder. No obstante, se requerirían análisis más finos, evaluando identidad de género, para confirmar esta interpretación o hipótesis. Debe mencionarse que el sexo tiene mayor efecto sobre los hábitos de estudio en niveles de estudios inferiores, como secundaria y media superior, más entre las clases sociales más desfavorecidas (Bazán y Aparicio, 2001), perdiendo impacto en los estudios superiores, quizá por los filtros y procesos de selección que se dan en el camino (Grajales, 2002; Moral, 2008).

Como limitaciones del estudio es importante señalar que no se logró una muestra estratificada por facultades y sexos de la Universidad Autónoma de Baja California, por lo que las conclusiones deben considerarse como hipótesis o expectativas para estudios futuros con muestras probabilísticas, siendo la población alumnos de licenciatura con edades de 18 a 22. En la presente muestra, la facultad de enfermería está sobrerrepresentada, lo que da lugar a un ligero sesgo femenino en su integración. Finalmente, debe remarcarse que los datos son de autoinforme, así pueden diferir de otros de diferente naturaleza, como proyectivos u observacionales.

En conclusión, la escala con los 32 ítems seleccionados de los 45 iniciales presenta una estructura de 9 factores correlacionados con un ajuste adecuado a los datos: actitud negativa hacia el estudio, actitud positiva hacia el estudio, concentración, administración del tiempo, interés por comprender, participación social, responsabilidad hacia el aprendizaje, estrategias para estudiar y autoestima. Los factores son consistentes, salvo el de responsabilidad hacia el aprendizaje, cuyos indicadores podrían incrementarse y mejorarse en calidad a través de un estudio con un grupo de expertos o un grupo focal con estudiantes. Las distribuciones son asimétricas por lo que la escala debe ser baremada por percentiles, no requiriéndose normas diferenciales entre hombres y mujeres, al existir diferencia significativa sólo en dos factores con un tamaño de efecto pequeño.

Este estudio aporta información sobre las propiedades psicométricas de un instrumento diseñado en México. Éste puede ser muy útil para evaluar aspectos de actitud, disposición y hábitos que facilitan un aprendizaje de calidad y una buena calificación. Precisamente los presentes datos revelan que existen problemas de administración del tiempo entre estos estudiantes universitarios, los cuales podrían ser abordados desde una intervención grupal basada en técnicas de solución de problemas (Malouff, Thorsteinsson, y Schutte, 2007).

Se aconseja estudiar el tamaño del efecto de la deseabilidad social en la escala desde el modelo bidimensional de manejo de la impresión y autoengaño de Paulhus (2002), a tal fin se puede emplear el Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (Moral, García y Antona, 2012). Se motiva a establecer la validez predictiva en relación con la calificación promedio del alumno. Se pronostica un tamaño de efecto pequeño de la deseabilidad social, y correlación directa y moderada con rendimiento escolar. Asimismo, se sugiere establecer la validez convergente con otras escalas afines, como la de Pozar (1989) o de Román y Gallego (1994). Se carecen de datos sobre la estabilidad temporal, siendo éstos importantes para valorar de forma más completa la confiabilidad de la escala. Finalmente resta establecer los baremos poblacionales con muestras probabilísticas, constituyendo los presentes resultados hipótesis o expectativas para futuros estudios con estudiantes universitarios.

REFERENCIAS

- American Psychological Association* (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073.
- Angulo, B. O. y García, M. D. (2005). *Manual de estrategias de aprendizaje*. México: Dirección General de Orientación y Servicios Educativos, Universidad nacional Autónoma de México.
- Aryana, M. (2010). Relationship between self-esteem and academic achievement amongst pre-university students. *Journal of Applied Sciences*, 10, 2474-2477.
- Bazán, J., y Aparicio, A. (2001). Modelo explicativo entre hábitos de estudio, sexo y procedencia en egresantes de secundaria de nivel socioeconómico bajo. *Revista de Investigación en Psicología*, 4(2), 41-53.
- Chacón, O. (2003). Programa de orientación vocacional para la educación media y diversificada. *Acción Pedagógica*, 12(1), 68-79.
- Cronbach, L. J., y Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64(3), 391-418.
- García, N., Asensio, I. I., Carballo, R., García, M., y Guardia, S. (2004). *Guía para la labor tutorial en la universidad en el espacio europeo de educación superior*. Madrid: Ministerio de Educación y Ciencia.
- Grajales, T. (2002). *Hábitos de estudio de estudiantes universitarios. Informe de investigación del Centro de Investigación Educativa*, Universidad Montemorelos, México.
- Hoang, T. N. (2008). The effects of grade level, gender, and ethnicity on attitude and learning environment in mathematics in high school. *International Electronic Journal of Mathematics Education*, 3(1). Recuperado de <http://www.iejme.com>
- Jones, C. H., Slate, J. R., Clark, P., y Sloas, S. (1995). Relationship of study skills, conceptions of intelligence, and grade level in secondary school students. *The High School Journal*, 79, 25-32.
- Kovach, K., Fleming, D., y Wilgosh L. (2001). The relationship between study skills and conceptions of intelligence for high school students. *The Korean Journal of Thinking and Problem Solving*, 11(1), 39-49.
- Kovach, K., Wilgosh, L., y Stewin, L. (1999). Relationship between study skills and conceptions of intelligence for postsecondary students. *The Korean Journal of Thinking and Problem Solving*, 9(2), 21-30.
- Laborda, C. (2004). *Atención a la diversidad: principios rectores para su correcta implementación*. Departamento de Pedagogía Aplicada. Barcelona: Universidad.
- Malouff, J. M., Thorsteinsson, E. B., y Schutte, N. S. (2007). The efficacy of problem solving therapy in reducing mental and physical health problems: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 27(1), 46-57.
- Martín, J., Núñez, J. L., Navarro, J. G., y Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg self-esteem scale: Translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 10, 458-467.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J. (2008). Predicción del rendimiento académico en población universitaria por medidas de inteligencia y personalidad en relación con las políticas de selección de alumnos. En J. García-Horta (Ed.), *Política y gestión educativa desde Nuevo León: Una aportación joven al debate nacional* (pp. 59-102). Monterrey: Comité Norte de Cooperación con la UNESCO-UANL.
- Moral, J., García, C. H., y Antona, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU*, 3(2), 20-32.
- Mulrine, A. (2001). Are boys the weaker sex? *U.S. News & World Report*, 131(4), 40-48.
- Onwuegbuzie, A. J., Slate, J. R., Paterson, F. R. A., Watson, M. H., y Schwartz, R. A. (2000). Factor associated with achievement in educational research courses. *Research in the Schools*, 7(1), 53-56.
- Pacheco, M. E. (2011). *Escala cognitiva para evaluar estrategias de aprendizaje y hábitos de estudio*. Mexicali: Universidad Autónoma de Baja California.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. En H. Brau, D. Jackson y D. E. Wiley (Ed.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 46-69). Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.
- Pintrich, P. R. (2003). Motivational science perspective on the role of student motivation in learning and teaching contexts. *Journal of Educational Psychology*, 95(4), 667-686.
- Pozar, F. F. (1989). *Inventario de hábitos de estudio*. Madrid: TEA.
- Román, J. M., y Gallego, S. (1994). *Escala de estrategias de aprendizaje*. Madrid: TEA.
- Ryan, R. M., y Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54-67.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). México: Trillas.
- Torres, M. R., Tolosa, I., Urrea, M. C., y Monsalve, A. M. (2009). Hábitos de estudio vs. fracaso académico. *Revista Educación*, 33(2), 15-24.

Anexo en página 58

Anexo

Indique con qué tanto se presentan en los últimos meses las siguientes conductas y características, considerando la siguiente escala de frecuencia:

1. Siempre 2. Frecuentemente 3. A veces sí/A veces no 4. Pocas veces 5. Nunca

Conductas y características	Frecuencia				
	1	2	3	4	5
1. Me siento motivado de ir a la escuela					
2. Me disgusta estudiar					
3. Me gusta aprender cosas nuevas a pesar de su dificultad					
4. Tengo dificultad de levantarme para ir a la escuela					
5. Estoy dispuesto a sacrificar algunas cosas que me gustan con tal de terminar mi carrera					
6. Tengo dificultad para sentarme a estudiar					
7. Pierdo la concentración fácilmente					
8. Cuando estudio me pongo muy tenso					
9. Me cuesta trabajo dejar de pensar en otras cosas cuando estoy estudiando					
10. Cuando pienso que me va ir mal en el examen pierdo la concentración					
11. Organizo mis actividades escolares y personales por semana					
12. Distribuyo el tiempo de acuerdo a la dificultad de las materias					
13. Tengo dificultad para establecer un tiempo de estudio					
14. Puedo controlar mi tiempo para decidir cuándo atender a mis amigos y cuando a la escuela					
15. Dedico la mayor parte del tiempo a la escuela					
16. Me quedo solo con la información que recibo en las clases					
17. Me gusta investigar más allá de lo que veo en clases					
18. Cuando tengo dudas en el contenido de la clase pregunto					
19. Me interesa conocer de donde se origina el contenido de lo que veo en clase					
20. Me gusta aplicar lo aprendido en la práctica o en otras materias					
21. Me gusta participar en clase					
22. Me gusta coordinar las actividades de mi equipo					
23. Me motiva trabajar en equipo					
24. Me gusta compartir el conocimiento con mis compañeros					
25. Prefiero estudiar de manera individual					
26. Pienso que soy el único responsable de mi aprendizaje					
27. Me gusta experimentar nuevas técnicas para estudiar					
28. Preparo con tiempo las tareas y exámenes					
29. Me disgusta tener que posponer alguna actividad planeada porque a última hora se cambio la fecha de un examen					
30. Me gusta navegar en el internet para buscar información nueva					
31. Primero analizo el tipo de información que debo estudiar					
32. Hago una lectura general de la información y después memorizo parte por parte					
33. Identifico si el contenido que se ve en clase ya se abordó en otra asignatura					
34. Busco relacionar la información de la teoría con la práctica					
35. Me gusta clasificar la información por áreas de contenido					
36. Tengo todo dispuesto a la hora de iniciar mi estudio					
37. Mi espacio físico para estudiar esta limpio y ordenado					
38. Tengo el hábito de estudiar					
39. Me preocupa no tener hábito de lectura					
40. Prefiero estudiar el fin de semana que desvelarme					
41. Puedo identificar cuando no he dado lo mejor para estudiar					
42. Reconozco que no soy un(a) estudiante dedicado(a)					
43. Requero más esfuerzo para mejorar mi rendimiento					
44. Me considero un buen estudiante					
45. Me siento satisfecho(a) con mi rendimiento académico y personal					