



Desarrollo de una Escala Multidimensional Breve de Ajuste Escolar

José Carlos Moral de la Rubia, Juan Carlos Sánchez Sosa y María Elena Villarreal González

Facultad de Psicología
Universidad Autónoma de Nuevo León. México.

RESUMEN

Este artículo presenta el desarrollo de una escala breve de ajuste escolar (EBAE-10). Se usó una muestra por cuotas de cuatro planteles públicos de secundaria y educación media superior (N=1285). Para la validez concurrente se emplearon: la Escala de Comunicación Familiar de Adolescentes (Barnes & Olson, 1984), Escala de Ideación Suicida (Roberts, 1980) y promedio del semestre anterior. Al factorizar por Ejes Principales, con base en el criterio Kaiser, se definieron tres factores que explican el 59.597% de la varianza total. El primero con 5 ítems ($\alpha=.843$) reflejaba problemas de adaptación al medio escolar, el segundo con 3 ($\alpha=.780$) buen rendimiento escolar, y el tercero con 2 ($\alpha=.850$) intención de acudir a la universidad. El modelo con mejor ajuste era el de 3 factores relacionados, con indicadores de buenos a adecuados. La escala tuvo una consistencia alta ($\alpha=.791$), mostró diferencias por género, grupos de edad y nivel de estudios. Se halló correlación directa y significativa con comunicación familiar positiva y promedio del semestre anterior; a su vez, inversa, con comunicación familiar negativa e ideación suicida. Se concluye que la escala posee una estructura tridimensional con buen ajuste a los datos, es consistente y presenta validez concurrente. Se desea fomentar su estudio y aplicación.

Palabras clave: Ajuste escolar, adolescencia, comunicación parental, ideación suicida, análisis factorial confirmatorio.

ABSTRACT

This paper presents the development of a brief scale of school adjustment (BSAS-10). It was used a quota sample of four public facilities of secondary and high school (N=1285). For the concurrent validity were employed: the Parent Adolescent Communication Scale (Barnes and Olson, 1984), the Suicide Ideation Scale (Roberts, 1980) and the average mark of the previous semester. Upon factoring by Principal Axis, based on the Kaiser's criterion, three factors that explain 59.597% of the total variance were defined. The first factor with 5 items ($\alpha=.843$) reflected adjustment problems to the scholastic environment, the second factor with 3 items ($\alpha=.780$) good scholastic performance, and the third factor with 2 items ($\alpha=.850$) intention of attending to the university. The model with better adjustment was that of related 3-factors, with fit indexes from good to adequate. The scale had a high reliability ($\alpha=.791$), showed differences by gender, age groups and studies level. It was found direct and meaningful correlation with positive familiar communication and the average mark of the previous semester; also, inverse, with negative familiar communication and suicide ideation. It is concluded that the scale has a three-dimensional structure, with good fit to the data; it is consistent and presents concurrent validity. It is wished to encourage its study and application.

Keywords: School adjustment, adolescence, parent communication, suicide ideation, confirmatory factor analysis.



1.- Introducción

La adolescencia es considerada un periodo de transición que implica el paso progresivo de la infancia a la adultez. En los centros educativos los adolescentes se integran en nuevos grupos sociales de iguales, experimentan nuevas relaciones con figuras de autoridad y tienen la posibilidad de alcanzar un logro personal socialmente reconocido. Existe un notable consenso acerca de la relevancia del centro escolar como un contexto que tiene un impacto crucial sobre el desarrollo de conductas tanto adaptativas como desadaptativas en el adolescente (Otero-López, 2001). La relación con los compañeros y docentes, la aplicación en las tareas y en el aula, la motivación para asistir a la escuela y un concepto de sí mismo positivo e integrado como estudiante son claros indicadores de ajuste escolar. Otro aspecto importante en el ajuste escolar son las expectativas y metas académicas de los estudiantes, conceptualizadas como los propósitos de los estudiantes en relación con las cosas que quieren en el ámbito educativo y por las cuales se comprometen a realizar las tareas académicas (Kiefer & Ryan, 2008).

Este trabajo intenta desarrollar una escala multidimensional breve de ajuste escolar para evaluar el grado en que el adolescente está integrado a su medio escolar, al considerar que los instrumentos hasta el momento publicados sólo contemplan el ajuste escolar como un factor dentro de un conjunto de competencias sociales o logros madurativos (Walker & McConnell, 1995; Estévez, Musitu & Herrero, 2005). Como propiedades psicométricas de la escala, se determinan la estructura factorial, consistencia interna, distribución, relación con variables sociodemográficas y la validez concurrente en relación con comunicación familiar, ideación suicida y promedio de calificación del periodo anterior. Se esperan correlaciones significativas y directas con la apertura en la comunicación con la madre y promedio de calificación. Estévez et al. (2005) encontraron que una comunicación abierta y fluida ejerce un efecto protector e influye positivamente en el bienestar psicológico y la adaptación escolar en el adolescente. Se esperan correlaciones inversas con comunicación ofensiva, sobre todo con la madre e ideación suicida. Lila y Musitu (2002) encontraron que los problemas de comunicación familiar y la interacción ofensiva e hiriente se vinculan con el desarrollo de síntomas depresivos. También, se espera mejor adaptación, en aquellos estudiantes con mayor madurez psicoevolutiva y en aquellos con mayor disponibilidad de tiempo para el estudio. Torres y Rodríguez (2006) afirman que un buen rendimiento académico, depende en gran parte del tiempo que el estudiante le dedica a sus tareas escolares en el hogar.

2.- Método

2.1.- Participantes

Se levantó una muestra de 1285 estudiantes de cuatro instituciones educativas públicas, dos de nivel de preparatoria y dos de secundaria. Los planteles educativos públicos estaban ubicados en los municipios de San Nicolás de los Garza y Escobedo, en el estado de Nuevo León. El 49.5% realizaba estudios de secundaria (634 encuestados) y 50.5% de preparatoria (651), siendo porcentajes estadísticamente equivalentes ($\chi^2_{(1, N=1285)}=.225, p=.635$). También los porcentajes de sexo eran equivalentes ($\chi^2_{(1, N=1277)}=.132, p=.716$), con 645 mujeres (50.5%) y 632 hombres (49.5%). La media de edad era de 15 años con una desviación estándar de 1.52, siendo la mínima de 12 y la máxima de 21. El 35% eran adolescentes tempranos (de 12 a 14 años), 60% medios (de 15 a 17) y 5% tardíos (de 18 a 21).



2.2.- Instrumentos de medida

La Escala Breve de Ajuste Escolar (EBAE-10) fue creada por los autores. Consta de 10 ítems con un formato tipo Likert con un rango de 6 puntos. Cinco ítems están redactados en sentido inverso (6, 7, 8, 9 y 10). El rango de la escala va de 10 a 60. A mayor puntuación, mayor ajuste escolar. Mide el constructo con base en indicadores como buenas relaciones con compañeros y docentes, aplicación en las tareas y en el aula, motivación para asistir a la escuela y un concepto de sí mismo positivo e integrado como estudiante, así como expectativas de proseguir con estudios superiores, al estar enfocada al estudiante que tiene como meta asistir a la universidad. Véase la escala en la Figura 1.

Nos gustaría saber cómo te va en la escuela. Por favor lee cada frase y señala el número con el que más estés de acuerdo. Es decir, en que grado estás de acuerdo con la frase y crees que es cierta. No hay respuestas correctas o incorrectas. Elige solamente una respuesta por cada frase. No dejes ninguna pregunta en blanco. Piensa como te va en la escuela la mayoría de los días y no cómo te sientes en días o con sucesos específicos.

Escala de respuesta: 1 = Completamente en Desacuerdo, 2 = Bastante en Desacuerdo, 3= Ligeramente en Desacuerdo, 4 = Ligeramente de Acuerdo, 5 = Bastante de Acuerdo y 6 = Completamente de Acuerdo.

	CD	BD	LD	LA	BA	CA
AE1. Creo que soy buen estudiante?	1	2	3	4	5	6
AE2. Disfruto realizando mis tareas escolares?	1	2	3	4	5	6
AE3. Planeo acabar la preparatoria?	1	2	3	4	5	6
AE4. Estoy interesado/a en asistir a ?	1	2	3	4	5	6
AE5. Tengo buenas calificaciones	1	2	3	4	5	6
AE6. Tengo problemas con mis compañeros/as de clase	1	2	3	4	5	6
AE7. Tengo problemas con los profesores de la escuela	1	2	3	4	5	6
AE8. Me siento rechazado/a por mis compañeros/as de mi clase	1	2	3	4	5	6
AE9. Creo que mis compañeros/as de clase se burlan de mí	1	2	3	4	5	6
AE10. Creo que la escuela es aburrida	1	2	3	4	5	6

Figura 1. Escala Breve de Ajuste Escolar (EBAE)

Escala de Comunicación Familiar de Barnes y Olson (1984). Se trabajó con la traducción al español de Musitu, Buelga, Lila y Cava (2001). El adolescente al responder a la escala evalúa la comunicación que tiene con cada uno de sus padres en base a 20 preguntas. Las respuestas van de 1 (nunca) a 5 (siempre). Once ítems están redactados en sentido directo o de comunicación positiva y 9 en sentido inverso (4, 5, 10, 11, 12, 15, 18, 19 y 20) o de comunicación negativa. En la presente muestra, al factorizar por Componentes Principales y rotar por Oblimin, con base en el criterio de Cattell (punto de inflexión de la curva de sedimentación), se define una estructura de dos factores. En la evaluación de la comunicación con los padres se obtiene una varianza total explicada de 55.047% y en la de madres de 48.254%. En ambas evaluaciones, el primer factor está definido por 12 ítems (1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 11, 13, 14, 16 y 17) y se puede denominar apertura a la comunicación ($\alpha=.94$ evaluación de los padres y $.91$ madres). El segundo factor está definido por 8 ítems (4, 5, 10, 12, 15, 18, 19 y 20) y se puede denominar problemas de comunicación. ($\alpha=.74$ evaluación de los padres y $.75$ madres). Esta solución coincide con la del estudio de Barnes y Olson (1984), salvo el reactivo



11(tengo mucho cuidado con lo que digo), cuyo significado parece cambiar en la muestra mexicana (deferencia o signo de respeto hacia los padres), por lo que se deja como directo; así, el coeficiente α de la escala invirtiendo el reactivo 11 es .83 en la evaluación de la comunicación con las madres y padres; al no invertir su puntuación, la consistencia interna sube a .86 con las madres y .87 con los padres.

La Escala de Ideación Suicida de Roberts (1980) con la adaptación de Mariño, Medina-Mora, Chaparro y González-Forteza (1993). Consta de cuatro ítems. Las opciones de respuesta permiten conocer la ocurrencia de los síntomas en la última semana (de 1= 0 días; a 4= 5-7 días). El rango de la escala varía de 4 a 16. Todos los ítems están redactados en sentido directo. En la presente muestra, se obtuvo un coeficiente α de .84 y los cuatro ítems quedaron agrupados en un factor que explicó 66.8% del total de la varianza.

El promedio de calificación del semestre anterior autorreportado por el estudiante.

2.3.- Procedimientos y análisis estadísticos

Se empleó una muestra por cuotas, considerando la proporción de alumnos por semestre, grupos y turno. Su tamaño se estimó con el programa *nQuery Advisor 6.0* (Elashoff, 2005), estableciendo un nivel de confianza de determinación de .05 y un poder de .90, para la estimación de la media de la escala de ajuste escolar. La aplicación fue colectiva, en los salones de clase, por pares académicos previamente entrenados. La capacitación la impartieron los investigadores que también estaban presentes en el área de aplicación, ya que se administraba el cuestionario a varios salones simultáneamente. Se pidió permiso al director de cada plantel y también a los maestros. El cuestionario en su primera hoja presentaba información sobre la naturaleza y objetivos de estudio y se pedía el consentimiento indicando con un sí o un no. En caso de señalar no, el encuestado debía especificar por escrito por qué no. La tasa de respuesta fue del 95% y los motivos alegados para no participar fueron desidia y no encontrarse bien o concentrado.

Para la elaboración de la escala se partió de un concepto de ajuste como adaptación al contexto escolar y se elaboran 10 ítems. Tras comprobar su comprensibilidad en un piloteo con 20 estudiantes se aplicó a la muestra normativa.

Se usaron: la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}) para contrastar el ajuste de la distribución a una curva normal, el coeficiente α de Cronbach para estimar la consistencia interna, análisis factorial exploratorio y confirmatorio para determinar la estructura dimensional y el coeficiente rho de Spearman (r_s) para calcular la validez concurrente. El análisis factorial exploratorio se realizó por Ejes Principales con una rotación *Oblimin*. El análisis factorial confirmatorio se ejecutó desde la matriz de correlaciones por Máxima Verosimilitud, dejando los residuos independientes y los factores relacionados. Se manejaron catorce índices de ajuste; en la Tabla 2 se indican los valores que reflejan buen o mal ajuste (Moral, 2006a). Los cálculos se ejecutaron con SPSS16 y STATISTICA7.



3.- Resultados

3.1.- Distribución y consistencia interna de los ítems

Para el estudio de la distribución de los ítems no se invierten las puntuaciones de los 5 redactados en sentido de desajuste, pero para el estudio de la consistencia interna sí. Todos los ítems alcanzaron un rango de 1 a 6. Las puntuaciones en los ítems directos se concentran más en los valores altos, mostrando asimetría negativa; y las puntuaciones de los ítems inversos se concentran en los valores bajos, presentando asimetría positiva. Las distribuciones de cinco ítems son apuntadas (2, 5, 6, 7 y 10), dos aplanadas (3 y 4) y los tres restantes no muestran ni aplanamiento ni apuntamiento (1, 8 y 9). Así, la distribución de ninguno de los 10 ítems se ajusta a una curva normal con base en la prueba de Kolmogorov-Smirnov. No obstante, el coeficiente de la curtosis multivariada de Mardia es de 49.236 (<70) y la curtosis univariada escalada media es de .026 y ajustada de .044 ($<.05$), lo que refleja que a nivel multivariado hay una curtosis adecuada para la factorización, sin beneficiarse el análisis con una corregir por medio de alguna función matemática (Rodríguez-Ayán & Ruíz-Díaz, 2008). Los 10 ítems son consistentes. La correlación con el resto de la escala varía de .374 a .552 y la correlación múltiple de cada reactivo con los 9 restantes o varianza compartida varía del 29% al 60%. Asimismo, la eliminación de ningún ítem mejora la consistencia interna de la escala.

3.2- Estructura dimensional por análisis factorial exploratorio

La matriz de correlaciones muestra propiedades adecuadas para su factorización. El índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin toma un valor mayor a .70 ($MSA=.792$), el valor del determinante de la matriz de correlaciones tiende a cero ($|R|=.012$) reflejando relación entre las variables; asimismo, por el test de la esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(45)}=5175$, $p=.000$) se rechaza la hipótesis nula de variables independientes.

Con base en el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1), se definen 3 factores que explican el 59.597% de la varianza total. El primero está definido por 5 ítems (6, 7, 8, 9 y 10), reflejando problemas de adaptación al medio escolar; el segundo por 3 ítems (1, 2 y 5), indicando buen rendimiento escolar; y el tercero por 2 ítems (3 y 4), éstos aparecen con saturaciones negativas, reflejando intención de acudir a la universidad (Tabla 1). Los factores están interrelacionados, sobre todo el segundo (buen rendimiento) con el tercero (falta de intención de acudir a la universidad) ($r=-.418$). Las correlaciones del primero (problemas de adaptación) con el segundo ($r=.097$) y tercero ($r=-.181$) son bajas.



Ítems	3 factores relacionados						2 factores relacionados			
	Patrones			Estructural			Patrones		Estructural	
	F1	F2	F3	F1	F2	F3	F1	F2	F1	F2
1. Creo que soy buen estudiante	.048	.727	-.184	.151	.808	-.496	.000	.802	.140	.802
2. Disfruto realizando mis tareas escolares	-.028	.700	.034	.034	.683	-.253	-.090	.581	.012	.565
3. Planeo acabar la Preparatoria	.052	.084	-.870	.217	.453	-.914	.144	.680	.263	.705
4. Estoy interesado/a en asistir a la Universidad	.022	.121	-.730	.166	.428	-.784	.096	.646	.209	.663
5. Tengo buenas calificaciones	-.033	.660	-.153	.059	.721	-.423	-.078	.722	.049	.709
6. Tengo problemas con mis compañeros/as de clase	.746	-.111	-.046	.743	-.020	-.134	.761	-.075	.748	.059
7. Tengo problemas con los profesores de la escuela	.752	.047	.008	.755	.117	-.147	.741	.029	.746	.159
8. Me siento rechazado/a por mis compañeros/as de mi clase	.837	-.115	-.102	.845	.009	-.205	.860	-.033	.854	.117
9. Creo que mis compañeros/as de clase se burlan de mí	.765	-.081	-.106	.776	.038	-.211	.785	.003	.785	.140
10. Creo que la escuela es aburrida	.538	.202	.145	.531	.194	-.037	.489	.064	.500	.150

Método de extracción: Ejes Principales. Rotación: Oblimin

Tabla 1. Comunalidades, matriz de patrones y matriz estructural

Por el criterio de Cattell se definen dos factores que explican el 51.869% de la varianza total. El primer factor está conformado por 5 ítems (1, 2, 3, 4 y 5), reflejando ajuste escolar y el segundo factor también por 5 ítems (6, 7, 8, 9 y 10), reflejando un desajuste escolar (Tabla 1). La correlación entre ambos es significativa y baja ($r=.175$).

3.3. - Estructura dimensional por análisis factorial confirmatorio

Se contrastan 4 modelos estructurales. Un modelo de tres factores que adopta dos variantes: con factores relacionados o jerarquizados a uno de orden superior; así como un modelo de dos factores, también con estas dos variantes. El modelo que muestra mejor ajuste es el de 3 factores relacionados. En un nivel de buen ajuste aparecen 10 de los 14 índices considerados: la función de discrepancia y el parámetro de no centralidad poblacional son menores a 1 ($FD=.232$, $PNCP=.216$), el residuo estandarizado cuadrático medio es menor de .05 ($RMS\ SR=.045$), los índice gamma poblacional, de ajuste de Joreskog, comparativo de Bentler y delta de Bollen son mayores a .95 ($GPI=.959$, $GFI=.954$, $CFI=.953$ y $\Delta=.953$), los índices ajustados gamma poblacional y de Joreskog, así como el índice normado de Bentler-Bonnet son mayores a .90 ($AGPI=.929$, $AGFI=.920$, $NFI=.947$). En un nivel de ajuste adecuado aparecen: el error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind menor a .10 ($RMS\ EA=.082$) y el índice no normado de ajuste de Bentler-Bonnet mayor a .90 ($NNFI=.934$). Aunque el cociente de la chi-cuadrada por sus grados de libertad es mayor a 3, es el valor más bajo. Este valor alto es atribuible al tamaño grande de la muestra. Así, con submuestras de 200 a 400 sujetos se obtienen valores de 2.51 a 3.20. (Tabla 2).



Índices de ajuste	Ajuste		Modelos			
	Mal	Buen	3F-R	2F-J	2F-R	2F-J
FD	>3	≤2	0.232	0.234	0.698	0.698
χ ² ML			274.211	277.259	826.300	826.300
p	p<.01	p≥.05	0.000	0.000	0.000	0.000
χ ² ML / gl	>3	≤2	8.569	8.664	24.303	24.303
RMS SR	>.099	≤.05	0.045	0.047	0.073	0.073
PNCP	>2	≤1	0.216	0.219	0.780	0.781
RMS EA	>.099	≤.05	0.082	0.083	0.151	0.152
GPI	<.85	≥.95	0.959	0.958	0.865	0.865
AGPI	>.80	≤.90	0.929	0.928	0.782	0.782
GFI	<.85	≥.95	0.954	0.953	0.861	0.861
AGFI	<.80	≥.90	0.920	0.919	0.775	0.775
NFI	<.80	≥.90	0.947	0.947	0.841	0.841
NNFI	<.85	≥.95	0.934	0.933	0.796	0.796
CFI	<.85	≥.95	0.953	0.952	0.846	0.846
Δ	<.85	≥.95	0.953	0.952	0.846	0.846

Modelos: 3F: Bajo Rendimiento Escolar (1, 2 y 5), Interés en asistir a la universidad (3 y 4) y Problemas de ajuste a la escuela (6, 7, 8, 9 y 10), 2F: Ajuste escolar (1, 2, 3, 4 y 5) y Problemas de ajuste a la escuela (6, 7, 8, 9 y 10). R (correlacionados) y J (jerarquizados a otro factor general de orden superior)

Índices de ajuste: FD: función de discrepancia, χ²ML: chi-cuadrada de ML, gl: grados de libertad, p: probabilidad de χ²ML, RMS SR: residuo estandarizado cuadrático medio, PNCP: parámetro de no centralidad poblacional, RMS EA: error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind, GPI: índice gamma poblacional, AGPI: índice gamma poblacional ajustado, GFI: índice de bondad de ajuste de Jöreskog AGFI: índice ajustado de bondad de ajuste de Jöreskog, NFI: índice de ajuste normado de Bentler-Bonett, NNFI: índice de ajuste no normado de Bentler-Bonett, CFI: índice de ajuste comparativo de Bentler y Δ: delta de Bollen.

Tabla 2. Índices de ajuste por análisis factorial confirmatorio

3.4.- Consistencia interna y distribución de la escala y sus factores

La escala de 10 elementos y sus tres factores muestran consistencias internas altas, variando de .850 para el factor de intención de asistir a la universidad a .780 para el factor de bajo rendimiento escolar. La distribución de la escala y sus tres factores presentan asimetría negativa, es decir, las puntuaciones se concentran en los valores superiores, no ajustándose a una curva normal (Tabla 3). Así, debería estandarizarse por medio de centiles.

	Escala de ajuste escolar	Bajo rendimiento escolar	Intención de asistir a la universidad	Ajuste escolar
N	1184	1237	1241	1226
NR	10	3	2	5
α	.791	.780	.850	.843
Mínimo	12	3	2	5
Máximo	60	18	12	30
Media	45.34	12.06	10.20	22.83
Mediana	47	12	12	24
D. E:	8.789	3.504	2.740	6.143
Asimetría	-.473	-.420	-1.543	-.824
E. E. As.	.071	.070	.069	.070
Curtosis	-.369	-.134	1.443	.015
E. E. Cu.	.142	.139	.139	.140
Z _{k-s}	2.880	3.322	11.270	4.267
P	.000	.000	.000	.000

Tabla 3. Descriptivos, consistencia interna y ajuste a una curva normal de la escala y sus tres factores



Las adolescentes muestran mejor ajuste escolar ($Z_U=-4.741$, $p=.000$), aquellos que no trabajan en comparación con los que tienen un trabajo remunerado ($Z_U=-3.315$, $p=.001$), los estudiantes de preparatoria en comparación con los de secundaria ($Z_U=-6.757$, $p=.000$) y los adolescentes tardíos en comparación con los adolescentes tempranos y medios (K-W: $\chi^2_{(2)}=31.950$, $p=.000$). Las asociaciones son significativas, pero débiles (véase Tabla 4).

Variables demográficas		Rangos medios		Contraste de rangos medios			Coeficiente eta	
		N	R. M.	U	Z_U	p	η	p
Sexo	Hombre	618	563	15665	-4.741	.000	.217	.000
	Mujer	601	658					
Trabajar	No	1083	623.45	62323	-3.315	.001	.181	.000
	Sí	139	518.37					
Nivel de estudios	Secundaria	589	542.65	14587.5	-6.757	.000	.193	.000
	Preparatoria	637	679.01					
Kruskal-Wallis		N	R. M.	χ^2	g.l.	P	η	p
Grupos de edad (adolescencia)*	Temprana	421	536.28	31950	2	.000	.256	.000
	Media	740	658.04					
	Tardía	65	606.58					

* Adolescencia temprana (de 12 a 14 años), media (de 15 a 17) y tardía (de 18 a 20) (Musitu et al., 2001)

Tabla 4 .Contraste de medias y asociación de ajuste escolar con variables demográficas

3.5.- Validez concurrente

Se halla correlación directa con comunicación familiar positiva y promedio del semestre anterior; a su vez, inversa, con comunicación familiar negativa e ideación suicida. Las correlaciones de comunicación resultan más altas con la madre que con el padre. Los coeficientes varían de valores medios-bajos ($r_s=.345$, $p=.000$) a bajos ($r_s=.160$, $p=.000$) (Tabla 5).

			Ajuste		
			r_s	p	n
Comunicación familiar	<i>con la madre</i>	<i>Total</i>	.345	.000	955
		<i>Positiva</i>	.247	.000	1033
		<i>Problemas</i>	-.344	.000	1147
	<i>con el padre</i>	<i>Total</i>	.307	.000	847
		<i>Positiva</i>	.199	.000	959
		<i>Problemas</i>	-.294	.000	1109
	Ideación suicida		-.261	.000	1198
	Promedio de semestre anterior		.160	.000	1198

Tabla 5. Correlación con comunicación familiar, ideación suicida y calificaciones

4.- Discusión y conclusiones

Atendiendo a la bondad de ajuste se encontró que la estructura oblicua de tres factores se ajusta mejor a los datos que los restantes modelos. Así, el constructo ajuste escolar puede



ser evaluado desde tres dimensiones relacionadas entre sí: problemas de adaptación al medio escolar, rendimiento escolar e intención de acudir a la universidad. Al no ajustarse la distribución de la escala y los factores a una curva normal, se recomienda estandarizar con base en los centiles. Al ser la muestra de este estudio representativa en tamaño, los baremos presentados servirían para los cuatro planteles contemplados. Su extrapolación a planteles educativos de los municipios urbanos de Nuevo León es un paso próximo y justificable, pero no así a los municipios rurales y de otros estados de la república, lo que requeriría levantar nuevas muestras. El análisis factorial confirmatorio arrojó unos índices de ajuste muy satisfactorios, reflejando que la estructura factorial es fácil de replicar. El cociente de la chi-cuadrada y sus grados de libertad alto (>3) es atribuible al tamaño muestral. Los factores que componen el cuestionario tienen índices de consistencia interna superiores al criterio de .70; asimismo, la escala proporciona una adecuada varianza explicada mayor al 50%. Lo que indica propiedades psicométricas buenas.

Al igual que en el presente estudio, Estévez et al. (2005) reportaban una mayor correlación entre la comunicación con la madre y la autoestima escolar. Como se esperaba, se observó una correlación significativa inversa con la ideación suicida, lo cual sugiere que un mal ajuste escolar es un factor de riesgo en el desarrollo de comportamientos suicidas en los adolescentes. Debe señalarse que la asociación con rendimiento escolar, aunque significativa, es muy débil, cuando se esperaría una relación de moderada a alta ($>.40$). Esto nos lleva a plantear interrogantes sobre la confiabilidad de la estimación del rendimiento a través del auto-informe. En un futuro estudio debería estimarse desde los expedientes académicos, incluso con calificaciones del semestre actual, ya que se observa que el ajuste se incrementa a mayor madurez o edad del estudiante. También, debe señalarse que los promedios de calificación, por políticas de reporte de resultados en los planteles, pueden resultar indicadores débiles del verdadero aprendizaje y rendimiento, como Moral (2006b, 2008) ha sugerido en niveles de estudios superiores.

El hecho que promedien en ajuste escolar más los estudiantes de preparatoria que los de secundaria podría estar motivado por una mayor madurez y en menor medida pudiese influir la intención de acudir a la universidad, la cual se espera que esté más definida en estudiantes de preparatoria. El desarrollo psicoevolutivo, la disciplina y una mayor disposición de tiempo son los factores asociados a mayor ajuste escolar, así los estudiantes que tienen trabajos remunerados de tiempo parcial promedian menos en la escala. De forma congruente, su calificación promedio (81.73 ± 8.29) es menor que la de los estudiantes que no trabajan (82.04 ± 9.99), pero esta diferencia no es estadísticamente significativa ($t_{(1174)} = -.343$, $p = .732$), lo cual nos hace cuestionar el método de evaluación por parte de los docentes sobre el rendimiento académico.

Como limitaciones debe señalarse la naturaleza de autorreporte de los datos, especialmente el promedio de calificación del semestre anterior, lo que puede restar confiabilidad a los resultados. Asimismo, es un estudio transversal y carecemos de datos sobre la estabilidad temporal. Las escalas se aplicaron en una situación de baja implicación personal con respecto al autorreporte, no se ha evaluado en situaciones donde esté en juego el manejo de la impresión, como en un proceso de selección de alumnos, de ahí que estudios posteriores deben estimar la correlación de la escala con deseabilidad social y ver diferencia entre diversos contextos de aplicación. La extrapolación a situaciones de entrevista individual requiere su estudio.



En conclusión, la Escala Breve de Ajuste Escolar (EBAE-10) tiene una estructura multifactorial acorde a un concepto integral del contexto escolar, siendo muy breve y rápida de aplicar. Muestra consistencia interna y validez concurrente. Los baremos presentados son válidos para los planteles con los cuales se trabajó y extrapolables a otros centros educativos públicos de los municipios del área metropolitana de Nuevo León. Se desea fomentar el estudio en otras partes de la república, en especial en población rural, para validar y estandarizar la escala.

5. - Referencias

- Barnes, H., & Olson, D. (1984). Parent adolescent communication scale. En D. H. Olson, H. McCubbin, H. Barnes, A. Larsen, M. Muxen & W. Wilson (eds.), *Family inventories: inventories used in a national survey of families across the family life cycle* (pp. 33-48). Saint. Paul, MN: University of Minnesota Press.
- Elashoff, J. (2005). *nQuery Advisor Version 6.0. User's guide*. Los Angeles, CA: Statistical Solutions Ltd.
- Estévez, E., Musitu, G., & Herrero, J. (2005). El rol de la comunicación familiar y del ajuste escolar en la salud mental del adolescente. *Salud Mental*, 28(4), 81-89.
- Kiefer, S., & Ryan, A. (2008). Striving for social dominance over peers: The implications for academic adjustment during early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, 100(2), 417-428.
- Lila, M., & Musitu, G. (2002, junio). *Family stress, family functioning and adolescent adjustment*. Paper presented in VIII Conference of the European Association for Research on Adolescence. Oxford, UK: European Association for Research on Adolescence.
- Mariño, M. C., Medina-Mora, M. E., Chaparro, J. J., & González-Forteza, C. (1993). Confiabilidad y estructura factorial del CES-D en adolescentes mexicanos. *Revista Mexicana de Psicología*, 10(2), 141-145.
- Moral, J. (2006a). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero & M. T. González (Ed.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J. (2006b). Predicción del rendimiento académico universitario. *Perfiles Educativos*, 28(113), 36-63.
- 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). México: Comité Norte de Cooperación con la UNESCO-Universidad Autónoma de Nuevo León.



- Musitu, G., Buelga, S., Lila, M., & Cava, M. J. (2001). *Familia y adolescencia: Análisis de un modelo de intervención psicosocial*. Madrid: Síntesis.
- Otero-López, J. M. (2001). Consumo de drogas y comportamientos delictivos en la adolescencia. C. Saldaña (Ed.), *Detección y prevención en el aula de los problemas del adolescente* (pp.179-212). Madrid: Pirámide.
- Roberts, R. (1980). Reliability of the CES-D Scale in different ethnic contexts. *Psychiatry Research*, 2(1), 125-134.
- Rodríguez-Ayán, M. N., & Ruíz-Díaz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Torres, L. E., & Rodríguez, N. Y. (2006). Rendimiento académico y contexto familiar en estudiantes universitarios. *Revista Enseñanza e Investigación en Psicología*, 11(2), 255-270.
- Walker, H. M., & McConnell, S. R. (1995). *Walker-McConnell Scale of Social Competence and School Adjustment*. Belmont, CA: Wadsworth Publishing.