

La validez del Inventario de Paternidad para Adultos y Adolescentes: Los índices del abuso infantil

Pedro Solís-Cámara R.*
Marysela Díaz Romero

Summary

Developmental psychologists as well as societies have known, for a long time, that childhood experiences are of great importance in determining their later life; however, today many children are suffering parental maltreatment. An alternative for the prevention of child abuse is to develop "proactive" approaches, that is, before it occurs. One of the strategies to achieve it, consists in preparing people for their future role as parents (Bavolek, 1984). However, before developing this approach, it is required that people's concept of parenthood in a given culture, be known. In Mexico a considerable amount of literature suggests how to be good parents, but there is a total lack of scales for the evaluation of parenting and the detection of potential child abusers. Therefore, the aim of the present study is to test the construct validity and internal reliability of the Adult-Adolescent Parenting Inventory (AAPI; Bavolek, 1984). The AAPI is useful for assessing adolescents (from 12 to 19 years old) and adults (> 20), in child rearing attitudes. The instrument is comprised in 32 items, which are distributed into four subscales used for the measurements of four parenting constructs: Inappropriate parental expectations of the child, lack of empathy toward children's needs, parental value given to physical punishment, and parent-child role reversal. The AAPI employs a 5-point, Likert-type format (from strongly agree to strongly disagree). Raw scores for each of the four parenting subscales are calculated by adding the item scores of the respondent. The AAPI was back-translated for its use in Mexico. The Spanish version of the scale was administered following the AAPI's instructions. A form on familiar and sociocultural information was also collected.

Subjects were adolescents (400 from public schools and 176 from private schools) attending the third grade of high school. The schools and the students were randomly selected, with the exception of twenty-five first-grade students attending another high school. A total of 601 questionnaires were distributed among adolescents. In addition, third-grade adolescents were asked to deliver an inventory answered by their mothers (50%) or fathers (50%).

Eight hundred and seventy-three questionnaires were returned containing usable responses. They belonged to 336 parents and 537 adolescents. There were fewer fathers ($n = 158$) and boys ($n = 257$) than mothers ($n = 178$) and girls ($n = 280$). The occupation and education level of the fathers indicated that families came from low, medium, and high social strata.

The item-construct correlations of the AAPI items for adult data indicated that most item-construct correlations were higher than .50; only 6 items were too low (<.40); 9 items did not correlate for adolescents as expected (>.50).

Inter-item correlations matrixes were separately developed for adults and adolescents. As expected, two-thirds of the correlations ranged from .10 to .65 in adults. Items 16 and 17 (construct A of expectations); 29 (construct C of punishment) and 3 (construct D of role reversal) correlated lower with other items of their construct.

For adolescents, item correlations were low half of them being zero. In both groups, items 3, 16, 17 and 29 were the ones with the lowest inter-item and item construct correlations.

Factor analyses on the 32 items with oblique rotation were performed for each sample, to produce a 4-factor solution. For adults, the four interpretable factors (empathy F-1, expectations F-2, role reversal F-3, and punishment F-4) accounted for 41% of the total variance. Factor 1 consisted of 8 items, with primary loadings ranging from .69 to .43, and an alpha reliability coefficient of .88. Factor 2 consisted of 5 items, with loadings ranging from .73 to .09, and an alpha coefficient of .61. Factor 3 consisted of 7 items, with loadings ranging from .76 to 0.5, and an alpha coefficient of .80. Factor 4 consisted of 8 items, with loadings ranging from .60 to .20, and an alpha coefficient of .76. The factors with the lowest primary loadings (.20, .09 and .05) had secondary loadings of .50 or .60. All secondary loadings ranged from .00 to .60.

For adolescents, the four interpretable factors (empathy F-1, punishment F-2, role reversal F-3 and expectations F-4) accounted for 37% of the total variance. Factor 1 consisted of 5 items, with primary loadings from .59 to .49, and an alpha reliability coefficient of .69. Factor 2 consisted of 6 items, with loadings ranging from .66 to .03, and an alpha coefficient of .65. Factor 3 consisted of 6 items, ranging from .66 to .21, and an alpha coefficient of .61. Factor 4 consisted of 3 items, ranging from .77 to .25, and an alpha coefficient of .33. The factor with the lowest primary loading (.03) had a secondary loading with a coefficient higher than .30.

AAPI raw scores were converted into sten scores in order to assess the risk for abuse by the adult and adolescent populations. Sten scores of 1 or 2 are considered as indicative of high-risk for child abuse. Scores of 5 to 6 are average scores for that populations. Percentages of subjects were calculated for each construct by using the appropriate normative tables (i.e., matched for race and age). For adults, the percentage obtaining sten scores of 1 or 2 on each dimension were higher than the percentage (6.7%) of the normal population. An exception was found in punishment (7.6%). In contrast with the higher percentages found on the high-risk sten scores, the percentages of adults (about 15%) obtaining scores of 5 or 6 in expectations and empathy indicated that a smaller number of people scored as the normative population. On punishment and role reversal, the percentages were around 30%, which is more similar to the 38% of the normal population.

For adolescents, sten scores of 5 or 6 on empathy, punishment and role reversal were represented by half of this populations. Sten scores of 1 or 2 on these same dimensions were even lower than the 7.6% of the normal population. On the

* Departamento de Psicología del Desarrollo, División Biología del Desarrollo, Unidad de Investigación Biomédica de Occidente, Apartado Postal No. 2-322, Guadalajara, Jal., México.

contrary, on expectations, the percentage of adolescents (14%) that scored on the lowest sten scores (1-2) was high, and the percentage that scored on average sten scores (5-6) was slightly lower (36%) than the 38% of the normal population.

Summarizing the results, the psychometric properties of the AAPI were examined in Mexican populations. Construct validity and internal consistency reliabilities of the four AAPI constructs support the psychometric adequacy of the measure for adults, but for adolescents the low reliabilities and the weak intercorrelations of the four scales do not support it.

The present results support the conceptual existence (as indicated by factor analyses) of four AAPI constructs, but further research is needed to examine the psychometric adequacy of the AAPI when applied to Mexican population. We suggest that there is need for future research in order to obtain the discriminant validity and test-retest reliability of the AAPI before it can be confidently applied.

Resumen

En el presente trabajo se estudió la validez de constructo y la confiabilidad interna del Inventario de Paternidad para Adultos y Adolescentes (IPAA). El IPAA es una medida diseñada para la evaluación de las actitudes de adolescentes (> 12 años) y adultos (> 20 años), en relación a la crianza de los niños y para la evaluación de conductas paternas de alto riesgo, como es el abuso infantil.

El IPAA contiene 32 reactivos distribuidos en cuatro subescalas de acuerdo a cuatro constructos de paternidad: expectativas inapropiadas hacia el niño; carencia de empatía hacia los niños; valor paterno al uso de castigo físico y la inversión del rol padre-hijo. La calificación se obtiene al sumar las respuestas adecuadas en cada subescala, a una de las 5 opciones tipo Likert, que van desde el total acuerdo hasta el desacuerdo absoluto. Las normas permiten transformar las puntuaciones brutas en calificaciones decatipo, que sirven de índices de riesgo al abuso. La muestra estuvo formada por 837 personas (537 adolescentes y 336 padres de familia) que por los niveles educativos y las ocupaciones de los padres, se consideró que representaban los niveles socio-culturales bajo, medio y alto.

Los resultados de las correlaciones reactivo-constructo para adultos, indican que la mayor parte de los reactivos se correlacionaron con su constructo por arriba de .50, sólo 6 reactivos fueron demasiado bajos (< .40); para adolescentes, 9 reactivos no mostraron la correlación esperada.

Las dos terceras partes de las correlaciones entre reactivos de adultos, iban de .10 a .63. Los reactivos que consistentemente mostraron una "pobre" correlación con los otros reactivos de sus constructos fueron el 16 y el 17 (del constructo de Expectativas), el 29 (de Castigo) y el 3 (de Inversión del Rol). Para los adolescentes las correlaciones entre reactivos fueron muy bajas y de hecho, la mitad fueron de cero. Los reactivos 3, 16, 17 y 29 mostraron las menores correlaciones entre reactivos y reactivo-constructo, en ambas muestras estudiadas.

Los análisis factoriales confirmaron la presencia de las cuatro dimensiones originales, en las dos muestras. La cantidad de varianza "explicada" fue de 41%, los factores obtenidos y su porcentaje de varianza, para adultos, fueron: empatía (20.6%), expectativas (9.1%), inversión (6.2%) y castigo (5.3%). Para los adolescentes, la cantidad de varianza explicada resultó de 37%, los factores obtenidos y su varianza fueron: Empatía (12.5%), Castigo (9.4%), Inversión (8.2%) y Expectativas (6.8%). Los coeficientes de confiabilidad alfa para los adultos iban de .61 a .88 y para los adolescentes de .33 a .69.

Las puntuaciones obtenidas en cada dimensión fueron convertidas a puntuaciones decatipo para generar los índices de riesgo al abuso. Esta conversión indicó que los mayores porcentajes se acumulaban en puntajes bajos y promedio, comparados con las normas norteamericanas.

Los resultados son discutidos en términos de la necesidad

de estudios de validez discriminante y confiabilidad prueba-postprueba para adecuar los instrumentos a nuestro medio.

Introducción

En el siglo XIX, el poeta William Wordsworth acuñó la frase: "el niño es el padre del hombre". Actualmente, la psicología evolutiva ha dejado claro que el impacto de las experiencias de la niñez tiene efectos prolongados; a los niños a quienes se les niegan las oportunidades y experiencias adecuadas, no sólo crecerán con tales deficiencias sino que las perpetuarán en sus propios hijos. Esto es reconocido, pero se sabe también que las condiciones de trato inadecuado a los niños, desgraciadamente, no han cambiado tanto como muchas personas lo desean. De hecho, algunos autores (Baeza, Hoque, James y Franco, 1986) hacen referencia a que los métodos de maltrato a los menores no parecen sino haberse hecho más sofisticados con el tiempo.

Ante la compleja problemática que representa el abuso infantil (físico y sexual), la institución (Bárcena, 1989) y los investigadores han concentrado esfuerzos en este problema (Foncerrada, 1982; Garralda, 1980; Loredó, Barragán, Carbajal y Villaseñor, 1988), por lo que se ha podido conocer la gran cantidad de problemas de salud pública y de salud mental asociados al llamado síndrome del niño maltratado.

Prácticamente la totalidad de los esfuerzos mencionados tiene como propósito primordial, el estudio y diseño de estrategias de intervención, tratamiento y protección para niños que se sabe (o se sospecha) que han sido maltratados.

A pesar de la relevancia de tales esfuerzos, éstos presentan la desventaja de ser enfoques "reactivos" (después del hecho), es decir, después de que el abuso ocurrió. Otra alternativa para la prevención del abuso hacia los niños, consiste en desarrollar enfoques "proactivos", es decir, antes del hecho, como puede ser la preparación de la población para ejercer el rol de padres (Bavolek, 1984). Sin embargo, para desarrollar este enfoque, se requiere de un conocimiento base acerca del concepto de paternidad vigente en una cultura dada. Sólo con el hecho de mejorar nuestra comprensión de la cultura paterna (i.e., de los valores, actitudes y creencias predominantes en los padres de familia), se podrán diseñar estrategias más efectivas para la prevención del maltrato infantil.

En México se carece de tal conocimiento y prácticamente no existen investigaciones sobre el concepto de paternidad de los mexicanos. Tampoco se cuenta con un instrumento accesible y adaptado a nuestro medio para valorar paternidad o para detectar abuso potencial hacia el niño.

Por lo tanto los autores hemos iniciado una serie de estudios de paternidad (Origen del Maltrato, 1989; Díaz, Fonseca y Solís-Cámara, en prensa) con la finalidad de cubrir esta carencia. El presente trabajo tiene como objeto de estudio la validez y confiabilidad del Inventario de Paternidad para Adultos y Adolescentes de Bavolek (IPAA, 1984). Después de una revisión de la literatura, este instrumento fue seleccionado por ser

de los pocos instrumentos de paternidad que no es experimental en los Estados Unidos de Norteamérica, ya que tiene sus orígenes teóricos y clínicos, tanto en poblaciones en las que se ha abusado y en las poblaciones que han abusado del niño, como en los estudios que apoyan la universalidad de las actitudes paternas; además de contar con la ventaja adicional de que no aparenta ser una medida del abuso infantil hacia los niños.

Método

Sujetos

Se seleccionaron al azar, adolescentes que cursaban tercero de secundaria, y se incluyó un grupo de primero de secundaria, con el objeto de comparar las respuestas de ambos grupos. En el 50% del total de adolescentes de tercer grado, fue la madre a quien se le pidió que contestara el IPAA y el otro 50% lo contestó el padre. Considerada la población de estudiantes de secundarias oficiales se obtuvo la estimación del tamaño de la muestra (382 con probabilidad de confiabilidad de 95%). En base al listado de grupos de cada escuela, se seleccionaron a 400 adolescentes (200 de cada sexo). Con un promedio semejante se obtuvieron a 136 adolescentes de escuelas particulares; otros adolescentes fueron seleccionados en una escuela particular con un solo grupo de primer grado ($n = 25$) y en una escuela de jovencitas ($n = 40$). La muestra total esperada era de 601 adolescentes (400 de escuelas oficiales y 201 de particulares) así como 576 padres de adolescentes; más 80 padres seleccionados aleatoriamente en tres escuelas de preescolares, dando un total de 656 padres.

Instrumento

El Inventario de Paternidad para Adultos y Adolescentes (IPAA) es una medida diseñada para la evaluación de las actitudes hacia la crianza infantil, tanto en adolescentes (12 a 19 años) como en adultos (≥ 20) así como para la evaluación de conductas paternas de alto riesgo, como es el abuso infantil.

El IPAA contiene 32 reactivos distribuidos de acuerdo a cuatro constructos de paternidad: expectativas paternas inapropiadas hacia el niño, carencia de empatía hacia las necesidades de los niños, valor paterno al uso de castigo físico e inversión del rol padre-hijo.

El constructo expectativas paternas, se refiere a la tendencia por parte de los padres abusivos, a percibir en forma incorrecta las capacidades y habilidades de sus hijos. La dimensión de "falta de empatía" es descrita como la incapacidad por parte de los padres abusivos a responder y/o a ser conscientes de las necesidades de los hijos. Con respecto al "uso del castigo físico", se describe esta dimensión como una conducta paterna encontrada con frecuencia en padres abusivos y caracterizada como la fuerte creencia en el valor del castigo físico. Y, la "inversión del rol", ocurre

en familias donde los niños son vistos por los adultos como objetos gratificantes.

El IPAA usa un formato tipo Likert, con cinco opciones por reactivo: totalmente de acuerdo, de acuerdo, dudoso, totalmente en desacuerdo y en desacuerdo; para la calificación se suman todas las respuestas que forman cada escala. Las normas permiten transformar las puntuaciones brutas en puntuaciones decapito, que sirven de índices de riesgo al abuso; según Bavolet (1984) para la interpretación, se debe tener presente que: "puntuaciones estandarizadas de 1 y 2 son extremadamente bajas e indican una deficiencia significativa en la conducta paterna. . . puntajes de 5 y 6 son promedio y reflejan la 'norma' para esa población [y]. . . calificaciones de 9 y 10 son extremadamente positivas e indican conductas paternas muy apropiadas" (pág. 50).

Procedimiento

El IPAA fue traducido del inglés al español y de nuevo al inglés; el parafraseo de los reactivos se corrigió después de un estudio piloto y el resultado lo revisó el autor del instrumento (S. J. Bavolet, comunicación personal, 5 de diciembre de 1988); la versión resultante se aplicó grupalmente a los adolescentes en sus salones de clase y se les entregó a los padres de familia, con el apoyo del personal escolar. En cada escuela se hizo una presentación del estudio, indicando que se trataba de conocer las actitudes paternas de los adolescentes y adultos de México; en ningún caso se mencionó que el IPAA generaba unos índices de riesgo al abuso infantil. Al IPAA se le agregó una forma para captación de información familiar y sociocultural. Los materiales fueron calificados en dos ocasiones por distintas psicólogas.

Resultados

El número de casos aceptados en este trabajo fue de 837; del total de adultos ($n = 336$), había 178 madres y 158 padres; la edad promedio de los adultos fue de 41.8 (DE = 7.5) años. Del total de adolescentes ($n = 537$), había 280 niñas y 257 niños; la edad promedio fue de 14.7 (DE = .89) años.

En cuanto a las características socioculturales de los padres de familia, la configuración obtenida corresponde a la de familias íntegras, o sea, el 95% de los padres permanecían juntos y el 5% indicó estar divorciado o separado. La ocupación de los padres se distribuyó en forma casi homogénea: comerciante (28%), profesionista (27%) y empleado (21%); un menor número eran obreros o técnicos (19%) y sólo el 5% eran incapacitados o jubilados; el nivel educativo fue de primaria en 27%, de secundaria en 15%, de preparatoria en 12%, de licenciatura en 30%, de postgrado en 9% y de otros en 7%. Estos porcentajes se consideran indicativos de una adecuada cobertura de los niveles socioculturales bajo, medio y alto.

La validez de constructo del IPAA, se estableció por análisis de datos generados de correlaciones reactivivo-

constructo, de correlaciones entre reactivos y de análisis factoriales.

Las correlaciones reactivo-constructo encontradas para los adultos fueron de .24 (reactivo 3, constructo D de inversión) a .75 (reactivo 28, constructo B de empatía) y, para adolescentes, fueron de .24 (reactivos 22 de castigo y 16 de expectativas) a .62 (reactivo 10, de expectativas). Seis reactivos de adultos y nueve de adolescentes fueron demasiado bajos (< .40).

Para corroborar si los reactivos de cada constructo del instrumento medían o "intervenían" en el mismo fenómeno, se correlacionaron todos los reactivos entre sí. Para los adultos, las correlaciones iban desde .00 hasta .63, con 49 correlaciones entre .10 y .30, y 30 correlaciones entre .30 y .63; de las 113 correlaciones (sin considerar las correlaciones entre reactivos de diferente constructo), 34 fueron de cero. Los reactivos que mostraron una "pobre" correlación con los otros reactivos de sus constructos fueron el 16 y el 17 (constructo A), el 29 (del C) y el 3 (del D). Estos mismos reactivos sobresalen entre los que presentaron menor correlación con su constructo.

Para los adolescentes las correlaciones fueron desde .00 hasta .40, con 45 correlaciones entre .10 y .30, y dos correlaciones entre .30 y .40; de las 113 correlaciones, 66 fueron de cero; esto señala que bastantes reactivos no se relacionaron como se esperaba. Este resultado concuerda con las bajas correlaciones reactivo-constructo (nueve) encontradas y, además, con los reactivos (16 y 17 de expectativas, 29 de castigo y 3 de inversión) con pobre correlación para los adultos.

Varios análisis factoriales, de componentes principales con rotación Varimax, fueron realizados en los 32 reactivos para las dos muestras. Para adultos, el análisis que mostró la estructura factorial más simple se presenta en la tabla 1. El porcentaje de varianza acumulada fue 41.2%; los factores obtenidos con valores eigen mayores de uno, fueron: factor 1 (empatía), factor 2 (expectativas), factor 3 (inversión) y factor 4 (castigo). En la tabla 1 se presentan los factores rotados, donde se aprecian las cargas bajas de los reactivos 16, 27, 14, 32 y 29, así como la baja comunalidad ($h^2 < .20$) de los reactivos 27 y 29. Trece reactivos presentan cargas secundarias, de .30 o más, en dos o más factores. Los reactivos faltantes fueron eliminados en análisis anteriores.

Para los adolescentes, el análisis factorial que mostró la estructura más simple con los 20 reactivos sobrantes de análisis anteriores, se presenta en la tabla 2. El porcentaje de varianza acumulado fue 36.8%; los factores con valores eigen mayores a uno, fueron: factor 1 (empatía), factor 2 (castigo), factor 3 (inversión) y factor 4 (expectativas). En la tabla 2 se presentan los factores rotados, donde todavía se aprecian las comunalidades y cargas bajas de los reactivos 22, 14 y 16. Cuatro reactivos presentan cargas secundarias en dos factores.

Para conocer la confiabilidad del IPAA, se obtuvo el coeficiente alfa, basándose en la consistencia interna de los reactivos. Para los adultos, los coeficientes alfa por constructo, fueron: expectativas .61, empatía .88,

TABLA 1
Cargas factoriales por rotación oblicua para los reactivos de adultos

Reactivos	Constructos y factores				h ²	MAM
	C/B F 1	C/A F 2	C/D F 3	C/C F 4		
B 5	0.53				0.30	0.85
B 18	0.64				0.47	0.87
B 21	0.68				0.48	0.87
B 23	0.57				0.34	0.86
B 24	0.65		0.37		0.49	0.93
B 26	0.54				0.30	0.91
B 28	0.69				0.52	0.90
B 31	0.43		0.47	0.37	0.41	0.91
A 6		0.61			0.40	0.74
A 10		0.73			0.55	0.82
A 16		0.09	0.50		0.31	0.81
A 20		0.66			0.44	0.81
A 27		0.26			0.18	0.72
D 1			0.76		0.61	0.78
D 4			0.71		0.53	0.75
D 7	0.47		0.59		0.45	0.88
D 11	0.39		0.69		0.51	0.89
D 14		0.60	0.05		0.40	0.83
D 30	0.57		0.61		0.54	0.89
D 32		0.60	0.20		0.41	0.77
C 2				0.51	0.33	0.69
C 8				0.48	0.33	0.54
C 9	0.44		0.36	0.30	0.32	0.89
C 12		0.52		0.45	0.48	0.80
C 13			0.35	0.57	0.45	0.89
C 15	0.43			0.51	0.43	0.83
C 25	0.40		0.30	0.60	0.51	0.87
C 29				0.20	0.08	0.51
Valores-eigen	5.77	2.55	1.75	1.49		
% de varianza	20.6	9.1	6.2	5.3		

B = Empatía, A = Expectativas, D = Inversión, C = Castigo, h² = comunalidad, MAM = medida de adecuación a la matriz factorial.

TABLA 2
Cargas factoriales por rotación oblicua para los reactivos de adolescentes

Reactivos	Constructos y factores				h ²	MAM
	C/B F 1	C/A F 2	C/D F 3	C/C F 4		
B 5	0.52				0.45	0.63
B 21	0.58				0.37	0.65
B 24	0.59				0.42	0.73
B 28	0.53				0.28	0.69
B 31	0.49				0.33	0.74
C 8		0.34			0.31	0.63
C 12		0.36		0.52	0.38	0.65
C 13		0.64			0.43	0.72
C 15		0.66			0.45	0.70
C 22	0.39	0.03			0.19	0.67
C 25		0.66			0.46	0.73
D 1			0.66		0.45	0.63
D 4			0.50		0.32	0.60
D 7			0.58		0.36	0.61
D 11	0.30		0.59		0.41	0.68
D 14			0.21		0.17	0.64
D 30			0.48		0.28	0.70
A 10		0.41		0.77	0.60	0.62
A 16		0.41		0.25	0.30	0.71
A 20				0.72	0.57	0.60
Valores-eigen	2.49	1.87	1.64	1.36		
% de varianza	12.5	9.4	8.2	6.8		

B = Empatía, C = Castigo, D = Inversión, A = Expectativas, h² = comunalidad, MAM = medida de adecuación a la matriz factorial.

castigo .76 e inversión .80; para adolescentes, fueron: .33, .69, .65 y .61, respectivamente.

Las puntuaciones obtenidas en cada constructo, fueron analizadas por sexo tanto para los adultos como para los adolescentes. Aunque en toda la población estudiada, los puntajes femeninos tendían a ser mejores que los masculinos, no se observó un patrón común ni estadísticamente significativo en las diferencias por muestras. Por lo tanto, las puntuaciones brutas se convirtieron en calificaciones decatipo, sin control de sexo; los índices de riesgo así obtenidos, fueron comparados con la interpretación de las puntuaciones decatipo, según Bavolek (1984). Usando la tabla normativa para la población adulta combinada (i.e., para poblaciones que no son de origen anglosajón y no abusivas), se encontró que en expectativas ($M = 19.9$, $DE = 4.0$) y en empatía ($M = 26.4$, $DE = 6.2$), las calificaciones de los padres correspondían al decatipo 3; en castigo ($M = 33.0$, $DE = 5.8$) al 5 y en inversión ($M = 25.6$, $DE = 5.7$) al 4. Para adolescentes, las puntuaciones fueron comparadas con la tabla correspondiente (i.e., poblaciones no abusadas). En expectativas la calificación ($M = 19.3$, $DE = 3.4$) correspondió al decatipo 4, en empatía ($M = 23.7$, $DE = 4.4$) al 5, en castigo ($M = 31.9$, $DE = 5.1$) al 6 y en inversión ($M = 21.1$, $DE = 4.1$) al 5.

Como se puede notar en la tabla 3, los porcentajes de adultos que se pueden considerar de alto riesgo, si se toma en cuenta que los decatipos 1 y 2 son obtenidos por el 6.7% de la población normativa, son bastante mayores a lo esperado; asimismo, los porcentajes encontrados para castigo e inversión en los decatipos 3 y 4, son mayores a lo esperado; en cambio, los porcentajes equivalentes a decatipos del 5-6 (i.e., el promedio "normal") hasta el 10, son muy bajos. Sólo en castigo hay una distribución porcentual más semejante a la esperada, con excepción del porcentaje mencionado.

Los porcentajes de adolescentes que se pueden considerar de alto riesgo para las relaciones padre-hijo abusivas, fueron menores a los de las normas (tabla 3); de hecho, los porcentajes que se ubican entre las puntuaciones decatipo del 3 al 4 (alrededor del 30%) son semejantes a la distribución normativa y las del 5 al 6 (45%) son superiores. Estos porcentajes están sesgados hacia las puntuaciones decatipo promedio y hacia las bajas (3-4). Una excepción es el caso de expectativas, donde un porcentaje dos veces mayor al

esperado, se encuentra en los decatipos más bajos y lo contrario ocurre en los más altos (7-10).

Discusión

El propósito de este trabajo fue estudiar la validez de constructos del IPAA (Bavolek, 1984) en población mexicana. Los individuos incluidos en el estudio fueron considerados como pertenecientes a familias íntegras, debido a que la mayoría estaban casados y ambos padres vivían juntos. Las familias provenían de niveles socioculturales bajo, medio y alto, como se determina por la distribución, relativamente homogénea, de ocupaciones y nivel de estudios de los padres. Estas características de la población fueron adecuadas para el estudio psicométrico del IPAA.

En cuanto a las correlaciones reactivo-constructo, las correlaciones de .50 y mayores, idealmente deberían incluirse en un instrumento (Nunnally, 1987). Según este criterio, para adolescentes, la mitad de las correlaciones no se aproximó al criterio. También la matriz de correlaciones entre reactivos por constructos, generó la mitad de las correlaciones con valor de .00; sólo una tercera parte de las correlaciones quedó entre .10 y .30. De acuerdo a varios autores (Hamersma, Paige y Jordan, 1973; Nunnally, 1987), correlaciones entre reactivos de .20, se pueden considerar adecuadas y los instrumentos generalmente muestran que dos terceras partes de las correlaciones caen entre .10 y .30. Considerando estos criterios, la validez del IPAA, en su aplicación a los adolescentes, no queda suficientemente apoyada. En cambio, para los padres de familia, los resultados de las correlaciones entre reactivos y reactivos-constructo cumplen adecuadamente con los criterios psicométricos mencionados; esto se considera así porque sólo seis reactivos mostraron baja correlación con su constructo respectivo y las correlaciones entre reactivos, de .10 a .63, formaban las dos terceras partes de las correlaciones.

Como medida adicional para evitar la inclusión de reactivos inadecuados en el Inventario, se realizaron varios análisis factoriales. Para ambas muestras el examen de la solución de cuatro factores sugirió que las dimensiones o constructos de las escalas eran conceptualmente semejantes a las encontradas con el IPAA en Norteamérica. Aunque la mayor parte de la

TABLA 3
Distribución porcentual de casos según los puntajes decatipo y porcentajes esperados para cuatro dimensiones paternas

Decatipo/% normal		Padres de familia*				Adolescentes*			
		Expectativas %	Empatía %	Castigo %	Inversión %	Expectativas %	Empatía %	Castigo %	Inversión %
1-2	6.7	50.5	46.7	7.6	26.9	13.6	5.0	3.3	4.6
3-4	24.2	25.2	25.1	42.4	32.7	39.1	36.6	21.7	30.5
5-6	38.2	13.4	16.3	27.2	28.5	36.3	44.1	50.0	50.6
7-8	24.2	9.7	10.3	17.1	8.7	10.6	13.7	22.9	13.1
9-10	6.7	1.2	1.6	5.7	3.2	0.4	0.6	2.1	1.2

* El número de casos varió de 312 a 321, para adultos y, de 519 a 524 para adolescentes.

varianza factorial común era "explicada" por cuatro factores, la configuración (i.e., reactivos incluidos en cada dimensión) y el patrón factorial obtenido (empatía, castigo, inversión y expectativas) para los adolescentes fue diferente del reportado por el IPAA original (ver tabla 2) y del encontrado para los adultos (ver tabla 1).

En cuanto a la confiabilidad interna del IPAA, se obtuvo el coeficiente alfa, basándose en la consistencia interna de los reactivos. Según Nunnally (1987), si la confiabilidad prueba ser muy baja ($< .50$), puede ser que el instrumento tenga muy pocos reactivos, los reactivos tengan poco en común, o al menos, esto sea cierto para la muestra estudiada. En este trabajo, como se pudo observar, los coeficientes fueron bastante diferentes entre adolescentes y adultos; en ambas muestras, el constructo de expectativas muestra la menor confiabilidad y ésta fue muy baja (.33) para los adolescentes. En ambos grupos, el constructo de

empatía mostró la mejor confiabilidad, pero sólo para adultos se encontró que el IPAA muestra alta confiabilidad interna.

En conclusión se puede afirmar que los bajos puntajes de adultos, con la demostración de una mejor validez y confiabilidad del instrumento, están probablemente indicando que se obtuvo una evaluación justa de las "verdaderas" actitudes hacia la paternidad de los padres de familia; por el contrario, los pocos puntajes bajos de los adolescentes en algunas dimensiones, la distribución semejante a la normativa en castigo y la insuficiente validez y confiabilidad del instrumento con esta muestra, sugiere la necesidad de obtener datos de confiabilidad prueba-postprueba y de validez discriminatoria para adecuar el IPAA a nuestro medio y contar con un instrumento confiable.

Una versión más completa de este trabajo está disponible para los interesados.

REFERENCIAS

1. BAEZA HC, HOQUE S, JAMES SM, FRANCO VR: El síndrome del niño maltratado. Espectro de un problema. *Bol Med Hosp Infant Mex*, 43(1):71-77, 1986.
2. BAVOLEK SJ: *Adult-Adolescent Parenting Inventory (AAPI)*. Ed. Family Development Associates, Inc. Schaumburg, IL., 1984.
3. DIAZ RM, FONSECA RB, SOLIS-CAMARA RP: Comparaciones transculturales del Inventario de Paternidad para Adultos y Adolescentes. *Arch Inv Med* (en prensa).
4. FONCERRADA MM: El niño víctima del maltrato físico. *Rev Med IMSS*, 20(5):457-470, 1982.
5. GARRALDA HUALDE ME: El abuso hacia los niños. *Salud Mental*, 3(3):3-17, 1980.
6. HAMERSMA RJ, PAIGE J, JORDAN JE: Construction of a guttman facet designed cross-cultural attitude-behavioral scale toward racial-ethnic interaction. *Educational and Psychological Measurement*, 33:565-576, 1973.
7. LOREDO A, BARRAGAN M, CARBAJAL L, VILLASEÑOR J: Abuso sexual en la edad pediátrica: consideraciones clínicas en siete casos. *Bol Med Hosp Infant Mex*, 45(3):173-178, 1988.
8. NUNNALLY JC: *Teoría Psicométrica*. Trillas, México, 1987.
9. Reseña Periódística: La sociedad principal agresora infantil: Bárcena: *La Jornada*, 27 de octubre, México, DF, 1989.
10. Reseña Periódística: Origen del maltrato que le dan: desconocimiento de las posibilidades del niño, de los padres de familia. *El Occidental*, 4 de diciembre, Guadalajara, 1989.