

Validación del *Child Abuse Potential Inventory* en México

José Moral de la Rubia y Javier Álvarez Bermúdez
UANL (México)

Este estudio tiene por objetivo adaptar y validar el *Child Abuse Potential Inventory* (CAPI) de Milner (1986) en población nuevoleonense. Se emplearon dos muestras: una muestra de control de 189 sujetos y otra de 26 maltratadores que acudían para evaluación a centros de atención de violencia familiar. Ambas muestras eran de Monterrey y equivalentes en cuanto a clase social, edad y género. Se obtuvieron 31 elementos discriminativos de los 77 de la *Abuse Scale*, cuya suma simple define una escala consistente ($\alpha=0,86$), con una distribución asimétrica positiva y una estructura de 6 factores independientes que se asemeja a la escala original, especialmente en los factores de malestar y rigidez. Estos 31 ítems permiten una buena clasificación de los sujetos (80%). Se motiva a la replicación del estudio en otras partes de la república con una muestra-caso mayor.

The Child Abuse Potential Inventory validation in Mexico. The aims of this study were to adapt and validate the Milner's (2nd Ed., 1986) Child Abuse Potential Inventory (CAPI) in Nuevo Leon population. Two samples were used, a control sample of 189 subject and a second sample of 26 abusers that were attending for evaluation in centers of familiar violence attention. Both samples were taken in Monterrey city and were equivalent concerning social status, age and gender. We got 31 of the 77 items of the Abuse Scale that were discriminative, whose simple sum defines a scale that is consistency ($\alpha=0,86$), with a positive skew distribution and a structure of 6 independent factors that is resembled to the original scale, especially in the Distress and Rigidity factors. These 31 items allow a good classification of the subjects (80% of accuracy). We encourage the replication of the study to other parts of the Republic with a bigger sample-case.

El *Child Abuse Potential Inventory* (CAPI), creado por Milner y Williams en 1978, ha sido empleado y ha mostrado gran utilidad en el campo del maltrato físico infantil. La versión actual de Inventario de Potencial de Maltrato Infantil (*Child Abuse Potential Inventory*) consta de 160 elementos, a los cuales el encuestado debe responder eligiendo una de dos opciones: de acuerdo (A) / en desacuerdo (DA). Son los mismos elementos que ya aparecían en la versión inicial de 1978. El primer manual para el Inventario aparece en 1980 y su revisión se publica en 1986. La primera versión del *Child Abuse Potential Inventory* (Milner, 1980) incluía 160 elementos, 77 de la Escala de Maltrato (*Abuse Scale*), 18 de la Escala de Falseamiento y 65 eran complementarios para la exploración.

A continuación se añadió la Escala de Aleatoriedad (Milner y Robertson, 1985) para eliminar casos en los que se haya respondido mal por no comprender bien las preguntas, pues en el grupo de maltratadores se encontraba con frecuencia índices de escolaridad muy bajos. Se operativiza el término aleatoriedad por una proporción muy baja de respuestas esperables en la mayoría de las personas a un conjunto de elementos que no miden ningún rasgo ni estado concreto. De los 65 elementos complementarios se selec-

cionó aquellos en los que una de las opciones fuese escogida por al menos el 80% de la muestra general-control; presentasen correlación muy baja con la Escala de Maltrato; y además tuviesen una consistencia interna muy baja. Se definió una escala de 18 elementos. El método seguido en la elaboración de esta escala es semejante al empleado en la Escala F del MMPI (Dahlstrom y Welsh, 1960) y la *V Scale* del *Kuder E General Interest Survey* (Kuder, 1964).

Finalmente, se complementa el Inventario con la Escala de Inconsistencia (Robertson y Milner, 1987) para descartar sujetos que respondían mal adrede o por falta de entendimiento. Si la aleatoriedad se define por una proporción muy baja de respuestas esperables, la inconsistencia se define por una proporción muy baja de consonancia ante preguntas equivalentes. Robertson, Milner y Gold (1986) proceden a emparejar los 160 elementos del CAPI y ponen como requisito para retener el par en la Escala de Inconsistencia que se alcance una proporción de concordancia superior al 80% en población general-control. Resultaron adecuados 20 pares de elementos, los cuales configuran la Escala de Inconsistencia. Además, se observa que los sujetos que falsean sus respuestas en el sentido de dar una mala imagen puntúan alto en la Escala de Inconsistencia, pero no tanto como los que responden al azar (Milner y Robertson, 1989).

Existen adaptaciones del *Child Abuse Potential Inventory* en castellano realizadas en Estados Unidos para población hispanohablante; tal como la elaborada, entre 1984 y 1986, por la *Western Carolina University*, con la primera versión (Milner, 1980). En esta adaptación, empleando muestras de estudiantes bilingües, se

comparó la convergencia de resultados entre la versión en inglés y en castellano. Se halló una convergencia de resultados entre ambas versiones en el 87,5% de los 160 elementos. En los 18 elementos de la Escala de Falseamiento, el acuerdo fue 88,9% y del 87,1% para la Escala de Maltrato. En la mitad de los elementos en los que hubo disparidad se hicieron ligeras modificaciones, pero en el resto de los casos se tuvo que cambiar totalmente la redacción (Milner, 1986). En España existe una adaptación de la primera versión realizada por la Universidad Complutense de Madrid (1984-86) y otra de la segunda versión realizada en la Universidad del País Vasco por De Paúl, Arruabarrena y Milner (1991) y Arrubarrena y De Paul (1992). Aunque la convergencia de resultados es alta, en todas estas adaptaciones se requirió realizar cambios en la integración e incluso redacción de elementos dentro de las escalas.

En la actualidad no existe ninguna adaptación en México del CAPI, ya sea en su primera versión (1980) o la segunda (1986), y considerando que sería necesario contar con buen instrumento de medida para detectar casos de maltrato, nos proponemos realizar un estudio de adaptación del Inventario en México. Este artículo muestra los datos obtenidos en el estado de Nuevo León y maneja un modelo de puntuaciones no ponderadas de la *Abuse Scale*. No obstante, el objetivo de nuestro proyecto de investigación es obtener datos en otras zonas de la república y finalmente desarrollar un modelo ponderado de puntuación. Así, estos resultados y conclusiones tienen un carácter tentativo más que definitivo.

Material y método

Sujetos

Como requisitos para formar parte de la muestra control se definieron el ser mayor de edad, mexicano, tener al menos un hijo y no contestar afirmativamente a dos preguntas que se formulan al final del Inventario: (1) ¿Considera que en su infancia ha sido víctima de maltrato físico o abuso sexual por sus padres o sus cuidadores?, y (2) ¿Ud. considera que maltrata físicamente a sus hijos? Estas dos preguntas se presentaron en un formato cerrado de respuesta (Sí/No). Los sujetos que contestaran afirmativamente a una de estas dos preguntas fueron descartados de la muestra control, por la posibilidad de ser potenciales maltratadores como revelan varios estudios (Gracia, 2002; De Paúl, Pérez-Albéniz, Paz, Alday y Mocoora, 2002). Solo dos sujetos fueron eliminados por este motivo.

La muestra control se obtuvo por visita domiciliaria a diversas colonias del área metropolitana de Monterrey y municipios colindantes. Con la intención de que hubiese una representación equivalente de las clases sociales baja, media y alta en nuestra muestra, de acuerdo a la presentada en la encuesta del INEGI 2000 para Monterrey, se clasificaron las colonias por clase social y se intentó capturar un 35% de las encuestas en colonias de clase baja, un 45% en colonias de clase media y un 20% en colonias de clase alta. La clase social se definió por el tipo de vivienda y características socioeconómicas de los moradores prototípicos de acuerdo a las características señaladas por INEGI. En una colonia de clase alta nos encontramos con casas o departamentos grandes, con dos o más coches por casa, con moradores normalmente profesionistas o con empresas propias e ingresos familiares mensuales superiores a los 30.000 pesos (p. ej., El Obispado, Mitras sur). En una colo-

nia de clase media encontrarían casas o departamentos más modestos en tamaño y decoración, con al menos un coche de precio medio y moradores con ingresos familiares entre 30.000 y 5.000 pesos (p. ej., Mitras centro, Mitras norte). La clase baja vive en casas o departamentos pequeños, tienen como mucho un coche barato e ingresos familiares mensuales inferiores a los 10.000 pesos, con un promedio en torno a los 4.000 pesos (p. ej., Independencia, Moderna).

Se obtuvo una muestra de 189 sujetos con una edad media de 38 años con una desviación estándar de 10. El 71% eran mujeres y el 29% hombres. El 44% eran de clase media, el 31% de clase baja y el 25% de clase alta. En cuanto al nivel de escolaridad, el 32% manifestaron tener estudios superiores, el 27% estudios técnicos, el 15% secundaria, el 15% preparatoria, el 10% estudios de primaria y el 1% no sabían leer ni escribir. En cuanto al estado civil, el 85% manifestó estar casado, 7% eran solteros, 4% separados, el 3% divorciados y 1% viudos. La media de hijos era de 2,4, variando de 1 a 8. La muestra es representativa de la población nuevoleonense solo en cuanto a clase social. En cuanto a sexo está representada en exceso por el femenino (71%); en cuanto a estado civil por los casados (85%) y en cuanto a estudios por los universitarios (32%). Así, a la hora de interpretar los datos, hay que tener en cuenta un posible sesgo introducido por la sobrerrepresentación de mujeres casadas.

La muestra de maltratadores se obtuvo por la colaboración de instituciones públicas que atienden estos casos, tales como el DIF, Alternativas Pacíficas y la Clínica de la Facultad de Psicología de la UANL. Los profesionales de dichos servicios seleccionaron los casos, a tal efecto se les proporcionó la definición y descripción de diferentes tipos de malos tratos infantiles (maltrato físico, negligencia física, maltrato emocional, abandono emocional y abuso sexual). Los requisitos para formar parte de la muestra eran: casos donde estuviera confirmado el maltrato físico, pero sin antecedentes de abuso sexual y en los que no haya impedimentos administrativos o profesionales para la aplicación de los cuestionarios. Fueron los profesionales de estos servicios quienes aplicaron el Inventario de Potencial de Maltrato Infantil a fin de que no hubiese una intromisión de los investigadores en el funcionamiento de los centros. Como consecuencia del procedimiento de captura de casos se trata de una muestra intencional (no probabilística).

De este modo, se lograron 26 casos con datos completos para el Inventario de Potencial de Maltrato Infantil: 19 del DIF, 5 de Alternativas Pacíficas y 3 de la Unidad de Psicología Clínica de la Facultad de Psicología de la UANL. La edad media de la población maltratadora fue de 36 años, con una desviación estándar de 11. El 81% eran mujeres y el 19% hombres. El 44% eran de clase media, el 31% de clase baja y el 25% de clase alta. En cuanto al nivel de escolaridad, el 39% de la muestra tenía estudios de secundaria, el 26% estudios técnicos, el 22% estudios de primaria, el 5% no sabía ni leer ni escribir, el 4% preparatoria y el 4% restante estudios superiores. En cuanto al estado civil, el 68% estaban casados, 12% separados, 8% divorciados y 12% solteros. La media de hijos era de 2,1, variando de 1 a 5. La muestra de población general-control y de maltratadores son equivalentes en porción de sexos ($\chi^2=0,587$, $p=0,443$), edad ($t=1,051$, $p=0,295$), clase social ($U=820$, $p=0,410$), y número de hijos ($t=0,925$, $p=0,362$). Difieren en estado civil (más casados en la muestra control) y nivel de educación (nivel educativo inferior en la muestra de maltratadores).

Material

Inventario de Potencial de Maltrato Infantil: consta de 168 variables cualitativas dicotómicas (Sí / No) y se compone de una escala de detección de potenciales maltratadores (Escala de Maltrato) y 3 escalas de validez (Falseamiento, Aleatoriedad e Inconsistencia). La Escala de Maltrato presenta un recorrido de 0 a 77. En la versión de Milner (1980 y 86), los elementos se ponderan desde los coeficientes de regresión parcial y su recorrido es de 0 a 486. La Escala de Falseamiento tiene un recorrido de 0 a 18. El recorrido de la Escala de Aleatoriedad es de 0 a 18 y de la Escala de Inconsistencia de 0 a 20. El Inventario se tradujo por el procedimiento de traducción-retraducción.

Procedimiento estadístico

Primero, se estudió si se cumplen los requisitos para definir las tres escalas de validación en la muestra control. Segundo, se contrastó la capacidad de los 77 elementos dicotómicos de la *Abuse Scale* para discriminar entre maltratadores y muestra control. A tal fin se empleó el χ^2 de Pearson y la correlación de Yates para tabla 2x2. A continuación se definió la Escala de Maltrato sumando los elementos discriminativos ($p < 0,05$). Como propiedades psicométricas se estudiaron: los estadísticos descriptivos de la distribución, el ajuste de la distribución a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov, la consistencia interna por la alfa de Cronbach. Además, se estimó la estructura factorial por el Análisis Factorial de Componentes Principales con una rotación ortogonal por el método Varimax y la consistencia interna de los factores. Finalmente, se determinó el punto de corte para optimizar la clasificación como caso probable de maltratador, desde las distribuciones de ambas muestras. Los cálculos se realizaron por el programa estadístico SPSS versión 10.

Resultados

Escala de Falseamiento: el primer requisito, de acuerdo con Milner (1982), es que menos del 20% de la población elija la opción socialmente deseable. Los datos mostraron que en ninguno de los 18 elementos que componen la escala son elegidos por menos del 20% de la muestra de población general. Por lo que no se cumple el requisito que fija el autor para la escala. Como segundo requisito señala que no exista correlación o que sea muy baja (menor o igual a 0,20) con la Escala de Maltrato, los datos mostraron que ese requisito sí se cumple en 15 de los 18 elementos.

La Escala de Aleatoriedad: Milner (1986) señala como primer requisito que una de esas opciones de cada elemento sea escogido por al menos el 80% de la población general control. Los 18 elementos sí cumplen con este requisito. Como segundo requisito señala que los elementos de la escala presenten una baja consistencia interna. En este caso los datos se muestran de acuerdo con ese criterio; el conjunto de elementos presenta una consistencia interna muy baja con un alpha de 0,18. Con relación al tercer requisito, que no exista correlación con la Escala de Maltrato o una correlación muy baja (menor a 0,10), los datos sí cumplían con ese requisito. Se observó una correlación no significativa con la Escala de Maltrato en todos los elementos excepto uno, el elemento número 61. Basándonos en los resultados se podrían retener los 18 elementos (1, 11, 16, 27, 31, 33, 43, 53, 58, 59, 60, 61, 65, 72, 89, 114, 116 y 119).

Escala de Inconsistencia: el autor señala como requisito que los 20 pares de elementos que la componen concuerden en al menos el 80% de la muestra de población general-control. Los datos muestran que ese criterio sí se cumple en 10 de los 20 pares, de los cuales 7 están formulados en el mismo sentido (5-9, 38-41, 83-94, 85-158, 100-151, 105-120 y 143-145) y 3 son disimilares (75-118, 90-152, 95-107).

Escala de Maltrato: al estudiar la capacidad de los 77 elementos para discriminar entre maltratadores y población general control resultaron significativos por la prueba χ^2 solo 31 elementos ($p < 0,05$), que fueron los siguientes: 5, 13, 14, 23, 25, 32, 41, 49, 56, 68, 69, 75, 80, 90, 95, 99, 103, 108, 109, 111, 113, 120, 127, 128, 138, 141, 143, 145, 147, 148 y 151.

La nueva Escala de Maltrato Infantil, definida por suma simple de estos 31 elementos, presenta un buen índice de consistencia interna, por la α de Cronbach, tanto en la muestra de maltratadores (0,86), como en la control (0,84) y conjunta (0,86). La distribución de la muestra no se ajusta a una curva normal, ni en la muestra conjunta ($Zk-s=2,208$, $p < 0,000$), control ($Zk-s=2,144$, $p < 0,000$), pero sí en la de maltratadores ($Zk-s=0,844$, $p=0,474$). La curva es asimétrica positiva, cargándose más en los valores inferiores tanto en la muestra de población general ($As=1,073$, $DEAs=0,188$), como en la conjunta ($As=1,032$, $DEAs=0,179$). Así, se va a considerar como una variable no paramétrica, siendo su distribución mejor descrita por los percentiles que por la media y desviación estándar (ver Tabla 1).

El análisis factorial de la muestra conjunta, realizado por el método de Componentes Principales y una rotación ortogonal por el método Varimax con una normalización Kaiser, se limitó a un máximo de 6 factores. Si se empleara el criterio de Kaiser-Mayer-Olkin saldrían 2 factores más, pero en sí se pueden descartar al caer por debajo de punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores que se ubica por el autovalor 5 (ver Gráfico 1), el pequeño porcentaje de varianza total explicado por cada uno (3,6% y 3,4%) y estar constituidos por un solo elemento que se halla incluido con una saturación mayor a 0,35 en alguno de los seis primeros componentes factoriales.

| Tabla 1 | | | | |
|---|---------|----|---------------|-------|
| Percentiles (Pct), media (M), desviación estándar (D.E.), moda (mo), valor máximo (máx) y mínimo (mín) de la Escala de Maltrato de 31 elementos en la muestra control (n= 189) y en la muestra de maltratadores (n= 26) | | | | |
| | Control | | Maltratadores | |
| Centiles | C5 | 34 | C05 | 39 |
| | C10 | 35 | C10 | 40 |
| | C20 | 36 | C20 | 42 |
| | C30 | 37 | C30 | 42.9 |
| | C40 | 38 | C40 | 43.6 |
| | C50 | 39 | C50 | 45.78 |
| | C60 | 40 | C60 | 47.4 |
| | C70 | 41 | C70 | 54 |
| | C80 | 42 | C80 | 54.2 |
| | C90 | 48 | C90 | 56 |
| | C95 | 51 | C95 | 58 |
| N | 189 | | 26 | |
| Media | 39,6 | | 46,2 | |
| D.E. | 4,87 | | 6,39 | |
| Moda | 35 | | 47 | |
| Mínimo | 33 | | 37 | |
| Máximo | 54 | | 58 | |
| N= Tamaño de la muestra; D.E.= Desviación Estándar | | | | |

La solución de 6 componentes factoriales obtenida explicaba el 54,81% de la varianza total (ver Tabla 2). El primer factor explica el 20,35% de la varianza total. Está definido especialmente por los

0,40). Asocia variables como sufrimiento o depresión a causa de un niño con problemas especiales, de conducta o hiperactivo. El sexto factor explica el 4,70% de la varianza total. Está definido es-

Tabla 2
Matriz de saturaciones rotada de la muestra conjunta (N= 215)

| Elementos | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 |
|---|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| 145 Frecuentemente me siento solo | 0,800 | | | | | |
| 143 Frecuentemente me siento muy solo | 0,798 | | | | | |
| 109 Fácilmente me deprimó por mis problemas | 0,792 | | | | | |
| 56 Frecuentemente me deprimó con facilidad | 0,785 | | | | | |
| 138 Frecuentemente me deprimó y no sé por qué | 0,758 | | | | | |
| 120 Frecuentemente me desanimó | 0,708 | | | | | |
| 99 A menudo me siento devaluado/a | 0,664 | | | | | |
| 23 Frecuentemente me siento vacío por dentro | 0,616 | | | | | |
| 148 Mi familia tiene muchos problemas | 0,468 | | | | | |
| 111 Mis padres no me entendieron | 0,449 | | | | | |
| 49 Algunas veces estoy muy triste | 0,449 | | | | | |
| 41 Las cosas usualmente han ido en contra de mí en la vida | 0,447 | | | | | |
| 90 No me río mucho | 0,428 | | | | | |
| 75 Mi vida es feliz | | -0,621 | | | | |
| 14 Soy una persona feliz | | -0,551 | | | | |
| 25 Frecuentemente me siento muy frustrado/a | | 0,524 | | | | |
| 103 Tengo muchos problemas personales | | 0,502 | | | | |
| 151 Otra gente ha hecho mi vida difícil | | 0,501 | | | | |
| 5 Soy una persona confusa | | 0,469 | | | | |
| 127 Los niños deben estar siempre limpios | | | 0,821 | | | |
| 68 Los niños deben permanecer limpios | | | 0,746 | | | |
| 108 Un hogar debe estar perfectamente limpio | | | 0,735 | | | |
| 80 Los niños deberían estar quietos y escuchar | | | 0,586 | | | |
| 147 Ahorita mismo me siento profundamente enamorado/a | | | | 0,699 | | |
| 141 Tengo una vida sexual buena | | | | 0,622 | | |
| 95 La vida frecuentemente me parece inútil | | | | 0,451 | 0,367 | |
| 128 Tengo un niño que es muy lento | | | | | 0,701 | |
| 113 Mi niño tiene problemas especiales | | | | | 0,667 | |
| 69 Tengo un niño que se mete mucho en líos | | | | | 0,442 | |
| 13 No puedes depender de otros | | | | | | 0,712 |
| 32 Mi número telefónico no está en el directorio telefónico | | | | | | 0,569 |
| Autovalores | 6,31 | 3,07 | 2,50 | 2,01 | 1,65 | 1,46 |
| % de varianza total explicada | 20,35 | 9,89 | 8,06 | 6,50 | 5,31 | 4,70 |
| α de Cronbach | 0,91 | 0,79 | 0,75 | 0,38 | 0,54 | 0,36 |

Medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin= 0,862. Test de la esfericidad de Bartlett ($\chi^2= 2476,26$, g.l.= 465, $p<0,000$). Método de extracción: análisis de componentes principales. Método de rotación: varimax con normalización Kaiser. La rotación convergió en 16 iteraciones. F1= Sentimientos de soledad, depresión y frustración, F2= Infelicidad y problemas interpersonales, F3= Rigidez en la disciplina y asuntos de orden y limpieza, F4= Desajuste de pareja, F5= Sufrimiento o depresión a causa de un niño con problemas especiales, y F6= Desconfianza interpersonal. Solo se muestran las saturaciones mayores a 0,30 asignadas al factor por su mayor peso en el mismo.

elementos 145, 143, 56, 109, 138, 120, 99 y 23 (con saturaciones mayores a 0,60) y adicionalmente por 148 111, 49, 90 y 41 (con saturaciones mayores o iguales a 0,40). Asocia sentimientos de soledad, depresión y frustración. El segundo factor explica el 9,89% de la varianza total. Está definido por los elementos 75, 151, 25, 103 y 5 (con saturaciones mayores de 0,40). Aglutina elementos relacionados con infelicidad y problemas interpersonales. El tercer factor explica el 8,06% de la varianza total. Está definido especialmente por los elementos 127, 68, 108 y 80 (con saturaciones mayores a 0,58). Relaciona variables como rigidez en la disciplina y asuntos de orden y limpieza. El cuarto factor explica el 6,50% de la varianza. Está definido especialmente por los elementos 147, 141, 14 y 95 (con saturaciones mayores de 0,50). Se relaciona con carencia de sentimientos de enamoramiento, mal ajuste sexual, infelicidad personal y sentimientos de inutilidad. El quinto factor explica el 5,31% de la varianza total. Está definido especialmente por los elementos 128, 113 y 69 (con saturaciones mayores a

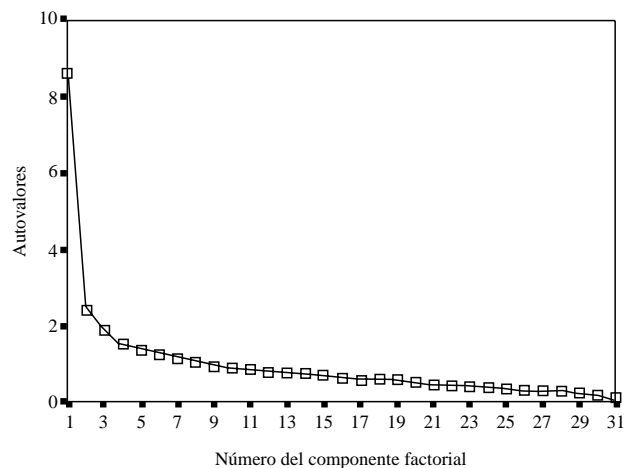


Figura 1. Gráfico de sedimentación

pecialmente por los elementos 13 y 32 (con saturaciones mayores de 0,40). Refleja desconfianza interpersonal.

En la muestra conjunta, la consistencia interna del primer factor, constituido por 13 elementos (23, 41, 49, 56, 90, 99, 109, 111, 120, 138, 143, 145 y 148), es de 0,91. La consistencia interna del segundo factor, constituido por 5 elementos (5, 25, 75, 103 y 151), es de 0,79. La del tercero, constituido por 4 elementos (68, 80, 108 y 127), es de 0,75. La del cuarto, por 4 elementos (14, 95, 141 y 147), es de 0,38. La del quinto, por 3 elementos (69, 113 y 128), es de 0,54 y la del sexto, por 2 elementos (13 y 32), es de 0,36. El primero tendría muy buena consistencia interna, el tercero aceptable y los restantes tendrían una consistencia muy baja (ver Tabla 2).

Desde el estudio de distribuciones acumuladas de ambas muestras (ver Tabla 1), con un punto de corte de 42, se podría detectar al 80% de los casos de maltrato (21 de 26), dando un 20% de falsos positivos (38 controles) y un 20% de falsos negativos (5 maltratadores). Esto arroja una sensibilidad (capacidad de detectar casos) y una especificidad (capacidad de rechazar no casos) ambas equivalentes a 80%, que es un nivel bastante aceptable.

Discusión

Encontramos que en la Escala de Deseabilidad Social el criterio de que el 20% de la muestra control eligiera la opción socialmente deseable no se cumplió. Al respecto podemos señalar que es frecuente que las escalas de deseabilidad social desarrolladas en población estadounidense den resultados pobres en población mexicana, especialmente si saturan en el factor de manejo de la impresión (Shultz y Chávez, 1994). Claramente, hay diferencias culturales en la forma en que los individuos se presentan públicamente. En los estadounidenses hay un mayor individualismo y un estilo más directo en la comunicación; por el contrario, entre los mexicanos hay un mayor respeto o miedo a la autoridad y un intento de complacer a la misma en menoscabo del individuo (Díaz-Guerrero, 2003; Fernández y Álvarez, 2002). Basándonos en eso, podríamos considerar un porcentaje más alto para la respuesta socialmente deseable (35%) con el objetivo de retener elementos. Con este nuevo criterio se podrían conservar solamente dos elementos en la escala, los cuales presentan correlaciones menores a 0,20 con la Escala de Maltrato (12: Algunas veces actúo sin pensar y 146: Nunca digo malas palabras). Así, la Escala de Falseamiento pasaría de 18 a 2 elementos, lo cual es un número excesivamente bajo de elementos. Sería mejor desarrollar una nueva. La Escala de Aleatoriedad podría emplearse con sus 18 elementos. El centil 80 de la muestra control (23) se tomaría como punto de corte, para rechazar un protocolo por un patrón de respuestas aleatorias. Este valor prácticamente coincide con una puntuación por encima de una desviación estándar de la media en esta distribución ($19,83 + 3,12 = 22,85$). Se ha de señalar que la distribución de la Escala de Aleatoriedad se ajusta a una curva normal en ambas muestras (control: $Zk-s = 1,413$, $p = 0,037$ y maltratadores: $Zk-s = 0,788$, $p = 0,563$) y que ambos grupos presentan una equivalencia de medias ($t = -0,681$, $p = 0,504$). Proponemos reducir la Escala de Inconsistencia a la mitad. El que se observe una concordancia menor en los pares similares que en los redactados en el mismo sentido podría estar reflejando problemas de comprensión con elementos invertidos en su redacción. Si la escala se reduce a 10 pares, considerando el centil 80 de la muestra control, el punto de corte para rechazar un protocolo por un patrón de inconsistencia en sus respuestas sería más de dos inconsistencias.

Si la Escala de Maltrato quedara definida por los 77 elementos iniciales de Milner, habría un excesivo número de ítems espurios sin capacidad discriminativa, por lo cual se requiere reducirla a 31. La estructura factorial de estos 31 elementos también se puede delimitar a 6 factores, siendo en cierto grado reconocible las 6 dimensiones de la escala original, aun cuando se redujo en un 60% de sus elementos. Nuestro primer factor (sentimientos de soledad, depresión y frustración) coinciden bastante con la primera subescala de Malestar de Milner (11 de sus 13 elementos están entre los 36 ítems de la *Distress Scale*). Nuestro tercer factor de rigidez en la disciplina y asuntos de cuidado y limpieza coincide con la segunda subescala de Rigidez de Milner (sus 4 elementos están entre los 14 de la *Rigidity Scale*). Nuestro segundo factor, Infelicidad y problemas personales, no coincide exactamente con la subescala de Infelicidad de Milner, ya que sus elementos se reparten 3 en la de *Distress Scale*, 1 en *Problems with Family Scale*, 1 en *Problems from Others Scale* y solo 1 propiamente en *Unhappiness Scale*. La subescala de problemas con el niño y consigo mismo de Milner, en nuestro quinto factor, se reduce más al aspecto de sufrimiento por un niño con problemas especiales (2 de sus 3 elementos están incluidos entre los 6 ítems de *Problems with child and the self Scale*). La sexta subescala de Milner de problemas con los demás pasa a ser nuestro sexto factor de desconfianza interpersonal, constituido por 2 elementos, uno contemplado propiamente entre los 6 ítems de *Problems from Others Scale* y otro incluido en *Rigidity Scale*. En nuestro estudio surge un nuevo factor, el cuarto, de desajuste de pareja, que estaban incluidos en la subescala de Infelicidad de Milner. De nuestros 6 factores, el de malestar (primero), el de infelicidad y problemas personales (segundo) y el de rigidez (tercero) son los más consistentes. Los demás más bien no deberían ser contemplados por falta de inconsistencia.

Empleando el punto de corte de 42, la clasificación correcta de casos (80%) de la escala de 31 elementos sin ponderar, propuesta por los autores, es buena, aunque inferior a la del estudio original de Milner (94%) con sus 77 ítems ponderados. Así, el modelo tiene una especificidad (rechazar al no-caso) y una sensibilidad (detectar al caso) equivalentes a 80%. En estudios futuros sería bueno desarrollar una fórmula ponderada en la medida que se tengan muestras control y caso más grandes e incluso equivalentes en número.

Con respecto a la adaptación española de esta segunda versión de Paúl y cols. (1991), en la versión española, la Escala de Maltrato queda constituida por 73 elementos, la de Falseamiento por 10, la Escala de Aleatoriedad por 12 y la de Inconsistencia por 11 pares de elementos. Sin embargo, en cuanto a clasificación de casos son equivalentes. En la versión española, la Escala de Maltrato permite la clasificación correcta del 92,4% de los casos con puntuaciones ponderadas. Al emplearse las puntuaciones directas (recorrido de 0 a 73) clasifica correctamente al 84,1% de los casos. Nuestros resultados son claramente peores con la Escala de Falseamiento y de Maltrato. No creemos que sean debido a problemas de traducción o falta de equivalencia semántica, sino profundas diferencias culturales con relación a la crianza de los hijos. Quizá hay más distancia cultural entre México y Estados Unidos de América, aunque sean países vecinos, que entre España y Estados Unidos de América, a pesar de estar separados por todo un océano. Aunque esta hipótesis ha de ser confirmada en estudios posteriores.

Podemos señalar tres importantes limitaciones de nuestro estudio: la primera respecto al reducido tamaño de la muestra, especialmente la de maltrato y la desigualdad de tamaño de los grupos es-

tudiados (189 versus 26). La segunda se relacionaría con la aleatoriedad de la muestra de maltratadores, ya que son personas que acuden a centros que atienden problemas de violencia intrafamiliar y han dado su consentimiento para participar. Precisamente, sería a este tipo de maltratadores a los que se generalizarían nuestros resultados. La tercera es respecto a la representatividad de nuestra muestra control en relación con la población general, solo equivalente a la misma en clase social, pero desviado por un excesivo número de mujeres casadas. Así, los resultados más que definitivos se han de considerar provisionales en espera de replicación con muestras de mayor tamaño, más aleatorias y representativas de la población en diversas partes de la república.

Como conclusiones tentativas más que de carácter definitivo para la adaptación del Inventario en México, en base a nuestros datos bastante limitados en alcance, proponemos que la Escala de Falsamiento sea redefinida en su totalidad debido a que los elementos no cumplen con los requisitos. Respecto a la Escala de Aleatoriedad se podría utilizar con su actual estructura. En relación a la Escala de Inconsistencia habría que reducirla a la mitad debido a que solo 10 pares de elementos cumplen con los requisitos señalados

por el autor. Por otra parte, la Escala de Maltrato presenta un gran número de elementos sin capacidad para discriminar a los maltratadores de la población general control, por lo que habría que redefinirla acortando el número de elementos, retomando solo aquellos que mostraron capacidad discriminativa. En este estudio solo 31 fueron discriminativos. Definida como suma simple de elementos no se ajusta a una distribución normal, tiene una consistencia interna alta (0,86) y su estructura factorial se asemeja a la de Milner, siendo especialmente consistentes y equivalentes a la versión original los factores de malestar y rigidez. Se recomienda como punto de corte para detectar posible caso el de 42, siendo las puntuaciones mayores a 51 de altísima probabilidad. Con estos resultados deseamos motivar el estudio del Inventario original de Milner en otras partes de la República mexicana, empleando muestras-caso de mayor tamaño para así finalmente desarrollar una puntuación ponderada de la Escala de Maltrato que mejorará su eficacia en detección de casos. Además, con muestras más grandes y equivalentes en número mejorará la potencia de la prueba χ^2 para detectar diferencias significativas y saldrán más elementos discriminativos.

Referencias

- Arruabarrena, M.I. y De Paúl, J. (1992). Validez convergente de la versión española preliminar del *Child Abuse Potential Inventory*: depresión y ajuste marital. *Child Abuse and Neglect*, 16, 119-126.
- Dahlstrom, W.G. y Welsh, G.S. (1960). *An MMPI handbook: a guide to use in clinical practice and research*. Minneapolis: University of Minneapolis Press.
- De Paúl, J., Arruabarrena, M.I. y Milner, J.S. (1991). Validación de una versión del *Child Abuse Potential Inventory* para su uso en España. *Child Abuse & Neglect*, 15, 495-504.
- De Paúl, J., Pérez-Albéniz, A., Paz, P.M., Alday, N. y Moco-roa, I. (2002). Recuerdos de maltrato infantil en maltratadores y potencial de maltrato en víctimas de maltrato físico y abuso sexual. *Psicothema*, 14(1), 53-62.
- De Paúl, J. y Rivero, A. (1992). Versión española del Inventario *Child Abuse Potential*: validez convergente y apoyo social. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 45, 495-504.
- Díaz-Guerrero, R. (2003). *Bajo las garras de la cultura*. México: Ed. Trillas
- Fernández, I., Álvarez, J. y Ruiz, J.I. (2002). Actitudes, autoconceptos y expresión emocional en América. *Sociotam*, 12(1), 47-63.
- Gracia, E. (2002). El maltrato infantil en el contexto de la conducta parental: percepciones de padres e hijos. *Psicothema*, 14(2), 274-279.
- Kuder, G.F. (1964). *Kuder E General Interest Survey Manual*. Chicago: Science Research Associates.
- Milner, J.S. (1980). *The Child Abuse Potential Inventory: manual*. Webster, NC: Psytec Corporation.
- Milner, J.S. (1982). Development of Lie Scale for the *Child Abuse Potential Inventory*. *Psychological Reports*, 50, 871-874.
- Milner, J.S. (1986). *The Child Abuse Inventory: Manual (2nd ed.)*. Webster, NC: Psytec Corporation.
- Milner, J.S. (1990). *An interpretative manual for the Child Abuse Potential Inventory*. Webster, NC: Psytec Corporation.
- Milner, J.S. y Robertson, K.R. (1985). Development of a random response scale for the *Child Abuse Potential Inventory*. *Journal of Clinical Psychology*, 41, 639-643.
- Milner, J.S. y Robertson, K.R. (1989). Inconsistent response patterns and the prediction of child maltreatment. *Child Abuse & Neglect*, 13, 59-64.
- Milner, J.S. y Wimberley, R.C. (1978). An inventory for the identification of child abusers. *Journal of Clinical Psychology*, 35, 95-100.
- Robertson, K.R. y Milner, J.S. (1987). An inconsistency scale for the *Child Abuse Potential Inventory*. *Psychological Reports*, 60, 699-703.
- Robertson, K.R., Milner, J.S. y Gold, R.G. (1986). *An inconsistency scale for the Child Abuse Potential Inventory*. Paper presented at the meeting of the Southwestern Psychological Association, Fort Worth.
- Shultz, K.S. y Chávez, D.V. (1994). The reliability and factor structure of a social desirability scale in English and in Spanish. *Educational and Psychological Measurement*, 54(4), 935-940.