



Revista Iberoamericana de Psicología y Salud

ISSN: 2171-2069

rips@usc.es

Sociedad Universitaria de Investigación en
Psicología y Salud
España

Fariña, Francisca; Arce, Ramón; Sotelo, Andrea

¿ES EFECTIVO EL ESTUDIO PSICOMÉTRICO ESTÁNDAR DEL PERITAJE DEL ESTADO CLÍNICO
Y DE LA DISIMULACIÓN EN PROGENITORES EN LITIGIO POR LA GUARDA Y CUSTODIA DE
MENORES?

Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, vol. 1, núm. 1, enero, 2010, pp. 65-79
Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud
A Coruña, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=245116411006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

¿ES EFECTIVO EL ESTUDIO PSICOMÉTRICO ESTÁNDAR DEL PERITAJE DEL ESTADO CLÍNICO Y DE LA DISIMULACIÓN EN PROGENITORES EN LITIGIO POR LA GUARDA Y CUSTODIA DE MENORES?

Francisca Fariña*, Ramón Arce**, y Andrea Sotelo*

* Departamento Análisis e Intervención Psicosocioeducativa, Universidad de Vigo.

** Departamento de Psicología Social, Básica y Metodología, Universidad de Santiago de Compostela.

(Recibido 15 de Julio de 2009, revisado 30 de Octubre de 2009; aceptado 2 de Noviembre de 2009).

Abstract

In the forensic assessment of parental disputes concerning child custody, symptom denial and positive faking must be suspected (Bagby, Nicholson, Buis, Radovanic, & Fidler, 1999; Butcher, 1997; Medoff, 1999). This underscores the need for forensic psychologists to evaluate the psychopathology and underreporting of symptoms. The standard procedure employed by practitioners is to administer the MMPI-2 to both parents in order to assess psychopathology and the underreporting of symptoms (Bow & Quinzel, 2001). To estimate the efficacy of this procedure, the MMPI-2 was administered in a forensic setting to 126 parents involved in parental disputes over child custody, and 105 parents lay in psychopathology under the standard instructions. Results showed that the typical protocol used in forensic assessment was inefficacious for the detection of underreporting. The implications of these results on forensic practice are discussed.

Keywords: Custody, MMPI-2, Underreporting, Forensic assessment, Separation and divorce.

Resumen

Los progenitores en disputa por la custodia en procesos de evaluación forense pueden intentar mostrarse de forma positiva, bien ajustados física y psicológicamente, bien minimizando u ocultando sintomatología, con la finalidad de obtener la guarda y custodia de los hijos (Bagby, Nicholson, Buis, Radovanic, y Fidler, 1999; Butcher, 1997; Medoff, 1999). Esta realidad obliga a los peritos psicólogos a realizar una evaluación exhaustiva del estado clínico de los progenitores y a detectar la posible presencia de disimulación. El procedimiento estándar seguido por los peritos psicólogos consiste en la aplicación del MMPI-2 valiéndose de las escalas de control para el estudio de la disimulación (Bow y Quinzel, 2001). Para someter a prueba la efectividad de este procedimiento tomamos los protocolos de 126 progenitores en proceso de evaluación forense en disputa por la guarda y custodia de los hijos y los de 105 padres legos en Psicología que respondieron al MMPI-2 bajo las instrucciones estándar. Los resultados mostraron que el protocolo estándar de evaluación de la disimulación basado en el MMPI-2 es ineficaz. Se discuten las implicaciones de los resultados para la práctica forense.

Palabras clave: Guarda y custodia, MMPI-2, Disimulación, Evaluación forense, Separación y divorcio.

Introducción

Las evaluaciones psicológicas en el ámbito forense, a diferencia de las sanitarias, no sólo han de tener por objeto una evaluación de la salud mental, de las capacidades cognitivas y de la personalidad, sino también de la realidad de esa evaluación (Arce, 2007). En otras palabras, en la práctica forense, previamente a la evaluación propiamente de las características de la persona a evaluar, es preciso estudiar si las respuestas han sido honestas o han estado sujetas a distorsiones en función de los intereses del sujeto. A este respecto, y para establecer los límites en la transferencia del diagnóstico sanitario al campo forense, la American Psychiatric Association (2002) en el DSM-IV-TR advierte que es preciso sospechar simulación, entendida como la producción intencionada de síntomas para lograr un fin. Es evidente que la preocupación sanitaria es el sobrediagnóstico y su utilización en beneficio personal. Pero, aunque no tiene relevancia para el tratamiento clínico, pero sí para el forense, el infradiagnóstico, consecuencia de la ocultación intencionada de síntomas clínicos, también puede ser de utilidad para alcanzar un fin. Así, en las evaluaciones forenses en casos de disputa por la guarda y custodia de los hijos, los progenitores en evaluación, para lograr la asignación de la guarda y custodia (fin), tienen interés en presentar una normalidad clínica. No en vano, las Directrices de la American Psychological Association (1994) para la evaluación de la guarda y custodia en procesos de separación y divorcio clínica incluyen, entre los contenidos de la evaluación, la psicopatología de los progenitores o tutores, ya que puede tener efectos sobre los menores. En consecuencia, en este contexto de evaluación forense ha de sospecharse disimulación.

Las investigaciones relacionadas con el estado psicológico de los progenitores en procesos de ruptura de pareja informan que, como evento vital estresante que es, acarrea secuelas psicológicas y comportamentales que pueden afectar la capacidad parental y, consecuentemente, al adecuado ajuste psicoemocional de los menores (Cheng y Dunn, O'Connor, y Holding, 2006; Emery, Otto, y O'Donohue, 2005; Fariña, Novo, y Vázquez, 2007; Hetherington y Kelly, 2005; Isaac, Montalbo, y Abelson, 1995; Wood, Repetti, y Roesch, 2004). Para ello, los estudios sobre los *modus operandi* de la práctica forense han hallado que los peritos psicólogo recurren para esta evaluación al MMPI (p.e., Ackerman y Ackerman, 1997; Bow y Quinzel, 2001; Klein y Bloom,

1986). De hecho, éste es el instrumento de referencia, pues se ha encontrado que guía entre el 87,8% (Klein y Bloom, 1986) y el 94% (Bow y Quinnell, 2001) de las evaluaciones de la psicopatología en casos de guarda y custodia. Este inventario de personalidad evalúa la psicopatología y, además, cuenta con escalas de validez que analizan la actitud del sujeto ante la evaluación con lo que da respuesta a las dos necesidades básicas del psicólogo forense: evaluación de la salud mental y de la distorsión de las respuestas. Ahora bien, sólo proporciona impresiones diagnósticas que es preciso corroborar con otras medidas. Sobre la especificidad y potencia de las medidas de la disimulación, Baer y Miller (2002), en un metanálisis, hallaron apoyo ($d > 1$ en uno o más artículos) en estudios experimentales o de campo al valor de predicción o clasificación de la disimulación a las escalas e índices: L (Mentira), K (Factor corrector), F-K (*índice de Gough*), *Perfil L y K*, Mp (Positive Malinger), Wsd (Wiig's Social Desirability), Esd (Edwards Social Desirability), Tt (Hanley's Test-Taking Defensiveness Scale), Od (Other deception), PMH4 (Positive Mental Health 4), S (Superlative) y O-S (Obvious – Subtle). Adicionalmente, se ha informado de la utilidad de la Escala Ss (Socioeconomic Status), el *perfil en V* (también conocido como la configuración de validez *most closed*), F (Infrecuencia), Fb (F Posterior) y Wsd + S (Bagby Nicholson, Buis, Radovanovic, y Fidler, 1999; Friedman, Lewak, Nichols, y Webb, 2002). No obstante, la versión comercial del MMPI-2 no comprende la mayoría de estas medidas. En concreto, la versión española de TEA (Hathaway y McKinley, 1999) sólo proporciona las Escalas L, K, F y Fb con sus respectivos criterios de decisión.

Ante esta tesitura, cabe preguntarse si los modelos que pueden aplicar los profesionales de la Psicología Forense son realmente productivos y efectivos. Adicionalmente, es necesario verificar si, dado que las respuestas de los progenitores en litigio por la guarda y custodia pueden estar sesgadas hacia la ocultación intencionada de síntomas clínicos, los protocolos pueden resultar inconsistentes, infrecuentes o pueden recurrir a la no cooperación. Para dar respuesta a todo ello, diseñamos un estudio en el que se comparan los resultados de una muestra de progenitores en evaluación forense en casos de familia en disputa por la guarda y custodia con las respuestas de una muestra normativa bajo las instrucciones estándar.

Método

Participantes

Para el propósito de este estudio se recabaron dos muestras, una en evaluación judicial en casos de separación o divorcio en disputa por la guarda y custodia de los hijos, grupo experimental, y otra de sujetos de la población general en evaluación estándar, grupo control. La muestra en evaluación judicial estaba formada por 126 progenitores en litigio por la guarda y custodia de menores, 63 varones (50%) y 63 mujeres (50%); con un rango de edad entre los 22 y 54 años ($M= 38,85$; $Sx= 8,8$). Por su parte, el grupo control estaba compuesto por 105 progenitores legos en psicopatología, 45 varones (42,86%) y 60 mujeres (57,14%), todos ellos mayores de 18 años, con un rango de edad entre los 19 y 75 años y un promedio de 24,12 ($Sx=7,07$).

Procedimiento y diseño

La metodología de investigación empleada fue del tipo experimental. En concreto, se planificó un diseño de medida de la validez de los datos a través del instrumento de referencia en la evaluación pericial de casos de familia, el MMPI-2 (Ackerman y Ackerman, 1997; Bow y Quinnell, 2001; Klein y Bloom, 1986; LaFortone y Carpenter, 1998), con un factor con dos niveles: población (población en evaluación estándar vs. población en proceso de evaluación judicial).

Los sujetos de la muestra en evaluación de custodias cumplimentaron el MMPI-2 en el transcurso de una evaluación forense por mandato judicial para el establecimiento de la guarda y custodia. Todos ellos habían sido enviados por mandato judicial. Por su parte, los datos de la población estándar fueron tomados de datos de archivo de la Unidad de Psicología Forense. Los sujetos que formaban parte de esta muestra, completaron el MMPI-2 bajo condiciones de evaluación estándar y en ellos no se sospechaba daño psíquico. De todos modos, se procedió con un screening de los protocolos en busca de perfiles de respuestas altamente inconsistentes en la evaluación estándar (Bagby, 2005; Greene, 1997; Timbrook, Graham, Keiller y Watts, 1993), bien por una aquiescencia extrema (TRIN $Pd \geq 18$ o $T \geq 80$); porque fueran claramente respondidos al azar (VRIN $Pd \geq 18$ o $T \geq 80$; F o Fb $T \geq 120$); bien con un número muy elevado de ítems sin responder o con respuesta doble (esto es, falta de cooperación con

la evaluación) igual o mayor de 30 (no hubo ningún caso en esta contingencia); o por tratarse de outliers ($L Pd > 10$, y $K Pd > 26$) a fin de eliminarlos del estudio. Los pases del cuestionario se ejecutaron, en ambas muestras, individualmente y mediante la lectura de los ítems por parte de un evaluador.

Instrumento de medida

Como instrumento de medida se empleó el MMPI-2 baremado para España por TEA Ediciones (Hathaway y Mckinley, 1999) y para la finalidad de nuestro estudio se utilizaron las escalas originales de validez ($?$, L , F y K), dos indicadores adicionales (*índice de Gough* y *perfil en V*) y las dos escalas de medida de la consistencia ($TRIN$ y $VRIN$). Los puntos de corte para la toma de decisiones sobre la disimulación fueron tomados del Manual del MMPI-2, al constituir los puntos de corte disponibles para los psicólogos forenses. La puntuación interrogante, que es la suma del número de ítems dejados en blanco o respondidos a la vez como verdadero y falso; y que puede interpretarse como un indicador de distorsión de las respuestas por falta de cooperación (American Psychiatric Association, 2002). Como criterio de decisión, el Manual español, señala 30 ó más no respuestas. La Escala L (Mentira) se orienta a una evaluación del grado en que el sujeto intenta falsificar sus respuestas, seleccionando aquellas que lo sitúan en la posición social más favorable (disimulación). Una puntuación $T \geq 80$ sería indicativa de *probablemente inválido* por fingir un buen ajuste (disimulación). La Escala K o factor de corrección se utiliza como escala de corrección para aumentar el poder discriminativo de algunas escalas clínicas del cuestionario y permite valorar la actitud del sujeto frente a la situación de examen. En concreto, una puntuación elevada ($T > 70$) es propia, entre otras hipótesis, de *fingir buena imagen*, en tanto que una $T < 50$ advierte de posible conformidad, falsa imagen (simulación). La Escala F (Incoherencia) se relaciona con contenidos insólitos y extravagantes, experiencias raras, dificultad de concentración, temas religiosos, reacciones impulsivas o paranoides, trastornos somáticos o del sueño, esto es, características difícilmente aceptables por personas atentas. Si bien se trata de una escala orientada a la medida de la simulación, la negación sistemática de toda esta sintomatología, también la relaciona el Manual del MMPI-2 con la respuesta sistemática *falso* (disimulación). Así, puntuaciones elevadas ($T \geq 80$) advierten de una posible simulación o de responder a todo *falso* (disimulación), esto es, respuestas incoherentes.

Además de los indicadores originales de validez del protocolo, se tomaron los indicadores adicionales de validez, la Escala Fb (F posterior), la Escala TRIN y la Escala VRIN. La Escala Fb, equivalente a la Escala F original, pero referida a las escalas complementarias y de contenido, tiene como objeto identificar un registro en el que el sujeto ha dejado de prestar atención o presenta un patrón de respuestas azaroso. Puntuaciones elevadas ($T \geq 80$) informan de una posible simulación o de responder a todo *falso* (disimulación), esto es, respuestas incoherentes. Las escalas TRIN y VRIN miden la inconsistencia de las respuestas verdadero y respuestas variables, respectivamente, siendo el criterio de decisión para la inconsistencia una $Pd > 14$.

A partir de los resultados obtenidos de las escalas originales de validez del MMPI-2, se calcularon los índices que se han mostrado efectivos en la detección de la disimulación de trastornos (Baer y Miller, 2003; Bagby et al., 1999; Duckworth y Anderson, 1995; Friedman et al., 2002): el *índice F-K*, el *perfil L y K*, y el *perfil en V*. El índice F-K, también conocido como *índice de Gough*, con una puntuación de $F-K < -15$ (Bagby, Rogers, y Buis, 1994), se ha observado que es un indicador robusto de los intentos de proporcionar una buena imagen en tanto el *perfil L y K* ($T \geq 65$ en L o K, Bagby et al., 1999) y el *perfil en V* (L y K > 70 y $F < 50$) advierten de ocultación de síntomas (Graham, 2000; Nicholson et al., 1997; Lachar, 1974).

Resultados

Escalas originales de control de la validez de los protocolos

Los resultados del contraste de las variables originales de medida de la validez del protocolo mostraron diferencias multivariadas terciadas por el factor población (en evaluación judicial vs. en evaluación estándar), T^2 de Hotelling= 0,34; $F_{\text{multivariada}}(4,226) = 19,30$; $p < 0,001$; $\eta^2 = 0,255$; $1-\beta = 1$. Los contrastes univariados evidenciaron diferencias (ver Tabla 1) en las Escalas de Interrogantes, L ($> 1Sx$) y K ($\pm 0,5Sx$). Por lo que respecta a las predicciones de los modelos de disimulación en las escalas L y K, se cumplieron, ya que los sujetos en evaluación judicial tienen unas medias superiores a los sujetos en evaluación estándar. Por su parte, la Escala F, que se relaciona principalmente con simulación e incoherencia en las respuestas, no está mediada por la población. Finalmente, la Escala de Interrogantes, que se vincula con la cooperación en la evaluación y simulación, advierte, contrariamente a las predicciones del modelo

criminológico (American Psychiatric Association, 2002; Bagby y otros, 1997; Lewis y Saarni, 1993), de un mayor grado de cooperación entre los sujetos en evaluación judicial.

Tabla 1. Efectos inter-sujetos terciados por el factor población (población en evaluación estándar vs. población en proceso de evaluación judicial).

Escala	SC	F	p	η^2	1- β	M _{pej}	M _{pee}
Interrogantes	73,77	8,59	,004	,036	0,831	1,91	0,77
L	6770,92	69,75	,000	,233	1	59,68	48,81
F	2,08	0,03	,166	,000	0,053	49,38	49,19
K	780,03	7,76	,000	,033	0,792	53,93	50,24

Nota: *gl* (1;229). M_{pee}= Media de la población en evaluación estándar; M_{pej}= Media de la población en evaluación judicial.

Por su parte, el estudio de casos en la población en evaluación judicial reveló que la Escala de Interrogantes ($Pd \leq 10$) clasificaba el 98,4% (124) de los protocolos como válidos, advirtiendo en el restante 1,6% (2) de validez cuestionable ($Pd > 11$ y < 30), no invalidando protocolo alguno ($Pd > 30$). En lo referente a la clasificación de la Escala L, Mentira ($T \geq 80$), cataloga, en la población en evaluación judicial, como potenciales disimuladores al 0,88% (1) en tanto la Escala K, Factor Corrector ($T \geq 70$), lo hace en el 5,6% (7), y la Escala F ($T \geq 80$) al 0,8% (1) como incoherentes. En la población en evaluación estándar, la Escala L no clasifica ningún protocolo erróneamente como disimulador, mientras K al 1,9% (2); y la F ninguno como incoherente. Estadísticamente, las Escalas L, F y K presentan un valor de clasificación muy limitado, pues es inferior o igual al margen de error admisible estadísticamente (0,05).

Índices y configuraciones de las escalas originales de validez

La comparación de medias en el índice F-K o índice de Gough no informa, $F(1,229) = 2,55$; $SC = 62943,98$; *ns*; $\eta^2 = 0,011$; $1-\beta = 0,356$, de diferencias significativas entre los sujetos en evaluación judicial y en evaluación estándar. Sin embargo, el estudio de casos (F-K < -15; Bagby, Rogers y Buis, 1994) advirtió de disimulación en el 36,5% (46) de los protocolos en evaluación judicial, mientras en los casos en evaluación estándar lo hizo en el 15,2% (16), lo que confiere una información

neta (verdaderos positivos - falsos positivos= 21,3%) de disimulación significativa, $\chi^2(1)= 12,13$; $p<0,001$; $\phi= -0,239$. Por su parte, el *perfil en V* (L y K >65 y F≤50, Friedman y otros, 2001) identificó como disimuladores al 9,5% (12) de los sujetos en evaluación judicial y al 1% (1) en evaluación estándar, esto es, presenta una tasa neta de disimulación del 8,5%, discriminando significativamente entre sujetos en evaluación judicial y estándar, $\chi^2(1)= 6,39$; $p<0,05$; $\phi= -0,185$. Finalmente, el *perfil L y K* (L y K ≥65, Bagby y otros, 1999) clasificó como virtuales disimuladores al 38,9% (49) y, en la población en evaluación estándar, al 9,5% (10), resultando una productividad neta del 29,4%, con lo que discierne entre población en evaluación judicial y estándar, $\chi^2(1)= 24,45$; $p<0,001$; $\phi= -0,335$. En suma, los índices y configuraciones son más productivos para la práctica forense que sus componentes aisladamente.

Escalas de control de la inconsistencia

La comparación de las medias del grupo de evaluación judicial en las escalas e índices de control de la inconsistencia con los puntos de corte para inconsistencia (TRIN y VRIN $Pd>14$) puso de manifiesto que las respuestas eran consistentes, TRIN ($M= 9,60$), $t(125)= 22,67$; $p<,001$; $d=2,1$, y VRIN ($M= 6,82$), $t(125)= 35,701$; $p<0,001$; $d=3,3$. En el estudio de casos, la Escala TRIN invalida 1 (2,6%) protocolos en evaluación judicial, y VRIN ninguno. En la evaluación estándar invalida 1 protocolo por TRIN, otro por VRIN. En suma, las respuestas de los sujetos en evaluación judicial son consistentes.

Medidas adicionales de la incoherencia

La Escala Fb, F Posterior, que se relaciona, al igual que la F original, con simulación, también puede ser un indicador de respuestas incoherentes con puntuaciones elevadas ($T\geq 80$). El contraste de medias entre grupos no evidenció diferencias, $F(1,229)= 0,36$; $SC= 34362$; ns ; $Eta^2= 0,002$; $1-\beta= 0,092$, entre éstos. El estudio de casos mostró que 2 (1,9%) de los protocolos de evaluación estándar y 5 (4%) en evaluación judicial serían incoherentes. Es resumen, la Escala Fb no discrimina entre sujetos en evaluación estándar y judicial $\chi^2(1)= 0,28$; ns ; $\phi=-0,060$.

Estudio de los criterios de decisión de disimulación

Los resultados precedentes tomados en términos de un análisis global de las respuestas seguidas por los progenitores en evaluación judicial conducen a formular un

criterio de decisión forense basado en el efecto acumulativo. El criterio de decisión forense se ha de tomar de modo que no permita la entrada de error alguno que implique la acusación de disimulación a un protocolo respondido honestamente (falsos positivos o falsas aceptaciones como disimuladores de respuestas honestas). Tres son los modelos que se pueden someter a prueba. El primero denominado *Modelo de la Versión Comercial* estaría constituido por las variables englobadas en esta versión, a saber: L y K (F y Fb no discriminan entre evaluación judicial y estándar, al tiempo que no miden directamente la disimulación, sino la incoherencia). El segundo, *Modelo de la Versión Comercial Ampliado*, englobaría las variables originales de validez, sus índices y combinaciones (i.e., L, K, *índice de Gough* y *Perfil en V*). Éste, aunque de uso menos frecuente, por no estar en la versión comercial, del que también se ha observado una cierta frecuencia de uso por los psicólogos forenses, clasifica como disimuladores sin la comisión de errores al 5,6% de los protocolos en evaluación judicial. El tercero, del que no tenemos constancia de uso en la práctica forense, estaría formado por el *Perfil L y K* (las Escalas L y K no se incluyen aisladamente porque serían redundantes con el *Perfil L y K*, y con criterios de decisión distintos), el *Perfil en V* y el *índice de Gough*. Éste, al que referiremos como *Modelo de la Versión Comercial Ampliado Basado en Datos Empíricos*, se deriva de datos empíricos en el establecimiento de los criterios de decisión. Contrastada la productividad y eficacia para la práctica forense (el criterio de decisión forense se fija sobre la base de que no son aceptables errores tipo II, es decir, las falsas aceptaciones de disimulación no tienen cabida en la práctica forense) de estos tres modelos (ver Tabla 2), los resultados mostraron que el *Modelo de la Versión Comercial* es totalmente ineficaz para la práctica forense, al no aportar un punto de corte discriminativo entre sujetos en evaluación forense y en evaluación estándar. Tanto el *Modelo de la Versión Comercial Ampliado* como el *Modelo de la Versión Comercial Ampliado Basado en Datos Empíricos* aportan un punto de corte que discrimina entre casos en evaluación forense y estándar detectando indicios sistemáticos de disimulación en el 5,6% y 9,5% (versión comercial ampliada y versión comercial ampliada basado en datos empíricos, respectivamente) de los protocolos en evaluación forense, sin la que se identifique ninguna respuesta honesta como simulación. Es decir, ambos modelos presentan una eficacia clasificatoria similar, $\chi^2(1)=1,32$; ns. Ahora bien, sobre la base de que se ha cuantificado en 0,30 la probabilidad de disimulación en el MMPI-2 en litigantes por la guarda y custodia (Baer y Miller, 2002; Bathrust, Gottfried y Gottfried 1997; Strong, Greene, Hope, Johnston, y Oleson, 1999; Strong, Greene, y Kordinak,

2002; Butcher, Morfitt, Rouse, y Holden, 1997), estos criterios de decisión ofrecen un rendimiento significativamente pobre, $Z(126) = 5,95$; $p < 0,001$, y, $Z(126) = 5$; $p < 0,001$, para la versión comercial ampliada y versión comercial ampliada basado en datos empíricos.

Tabla 2. Tabla de contingencia de indicios de disimulación del Modelo de la Versión Comercial.

Indicadores	VC		VC1		VC2	
	Judicial	Estándar	Judicial	Estándar	Judicial	Estándar
0	118(93,7%)	103(98,1%)	81(64,3%)	88(83,8%)	60(47,6%)	83(79%)
1	8(6,3%)	2(1,9%)	31(24,6%)	15(14,3%)	37(29,4%)	17(16,2%)
2	---	---	7(5,6%)	2(1%)	17(13,5%)	5(4,8%)
3			7(5,6%)	---	12(9,5%)	---

Nota: n=126 en evaluación judicial y n=105 en evaluación estándar; VC= *Modelo de la Versión Comercial*; VC1= *Modelo de la Versión Comercial Ampliado*; VC2= *Modelo de la Versión Comercial Ampliado Basado en Datos Empíricos*.

Discusión

Los resultados de este estudio, previamente a su discusión, merecen ser objeto de una lectura sobre las limitaciones al alcance de su generalización. Primera, los resultados sólo son válidos para el instrumento referido en el estudio, el MMPI-2, no pudiendo generalizarse a otros instrumentos. Segunda, los instrumentos psicométricos aportan impresiones diagnósticas con lo que, con independencia de los procedimientos de uso frecuente en la práctica forense, no son prueba suficiente, habiendo de corroborarse con otras medidas y métodos (Arbisi, 2005; Polusny y Arbisi, 2006; Sellbom y Ben-Porath, 2006). Tercera, los resultados basados en la significatividad estadística no son válidos para la práctica forense porque ésta implica que el error tipo II ha de ser 0. Con estas premisas en mente, de los anteriores resultados se puede concluir que:

- a) Los progenitores en evaluación forense en casos de disputa por la guarda y custodia de los hijos colaboran con dicha evaluación, siendo totalmente improductivo el criterio de falta de cooperación con la evaluación propio del modelo

criminológico (American Psychiatric Association, 2002; Bagby y otros, 1997; Lewis y Saarni, 1993).

b) Los protocolos de los progenitores en evaluación judicial son consistentes (TRIN y VRIN) y coherentes (F y Fb). En otras palabras, la capacidad de disimulación está vinculada a la consistencia y coherencia en las respuestas. En consecuencia, al igual que con la simulación (Greene, 1997), la falta de consistencia y coherencia interna en las respuestas no son características distintivas de la disimulación.

c) El *Modelo de la Versión Comercial*, Escalas L y K, con los criterios de decisión señalados en el manual de la versión castellana del MMPI-2, es improductivo en la discriminación entre evaluaciones forenses y bajo condiciones estándar. Estos resultados contradicen la literatura que ha hallado sistemáticamente un valor predictivo de este modelo (Baer y Miller, 2002). Subsiguientemente, los criterios de decisión tomados del *Modelo de la Versión Comercial*, más restrictivos que los referidos en la investigación científica ($T \geq 65$ en L y K; Bagby y otros, 1999) o que se derivan de criterios estadísticos (+2Sx por encima de la media, esto es, $T > 70$), son claramente liberales (permiten el paso de protocolos de disimuladores como honestos) e inválidos para la evaluación forense de casos en disputa por la guarda y custodia.

d) El *Modelo de la Versión Comercial Ampliado* (Escalas L y K, *índice de Gough* y *Perfil en V*), se ha mostrado efectivo en la discriminación entre protocolos forenses y en evaluación estándar. Ahora bien, la tasa de eficacia es inferior a la esperada o, lo que es lo mismo, permite un margen de error en la detección de la disimulación significativamente elevado.

e) El *Modelo de la Versión Comercial Ampliado con Datos Empíricos*, (*Perfil L y K, índice de Gough* y *Perfil en V*), también define un criterio de decisión forense, pero, al igual que el *Modelo de la Versión Comercial Ampliado*, su rendimiento es inferior a lo esperado.

Así pues, los criterios habituales de decisión en la práctica forense, el Modelo Comercial y el Modelo Comercial Ampliado, son inefectivos o poco productivos en la identificación de la disimulación. Consecuentemente, los peritos psicólogos en casos de familia o bien no informan o lo hacen de un modo inadecuado de la disimulación. Por ello, incumplen con los mandatos consustanciales en este tipo de evaluación, la sospecha y detección del engaño y, subsecuentemente, la protección del mejor interés del menor. Por tanto, en la evaluación forense de la disimulación han de complementarse las escalas, índices y perfiles disponibles en la versión comercial del MMPI-2 con las otras escalas que se relacionan con la disimulación y no contenidas en la versión comercial (v. gr., Jiménez, Sánchez, y Tobón, 2009) para poder llegar a descubrir a aproximadamente el 30% de los progenitores que disimulan.

Agradecimientos

Este estudio forma parte de un proyecto de investigación financiado por la Xunta de Galicia, Secretaría Xeral de Investigación e Desenvolvemento, Código: PGIDIT06CS21101PR.

Referencias

- Arbisi, P. A. (2005). Use of the MMPI-2 in personal injury and disability evaluations. En J. N. Butcher (Ed.), *Practitioners handbook for the MMPI-2* (pp. 407-42). Washington, DC: American Psychological Association.
- Arce, R. (2007). Evaluación psicológica en casos judiciales ¿Es la evaluación clínica tradicional válida para el contexto legal? En J. Romay (Ed.), *Perspectivas y retrospectivas de la Psicología Social en los albores del Siglo XXI* (pp. 155-162). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Ackerman, M.J., y Ackerman, M.C. (1997). Child custody evaluation practices: A survey of experienced professionals (revisited). *Professional Psychology: Research and Practice*, 28, 137-145.
- American Psychiatric Association (2002). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales* (IV Edición –Texto Revisado). Barcelona: Masson.American

- Psychological Association (1994). Guidelines for child custody evaluations in divorce proceedings. *American Psychologist*, 49, 677-780.
- Baer, R. A. y Miller, J. (2002). Underreporting of psychopathology on the MMPI-2: A Meta-analytic review. *Psychological Assessment*, 14, 16-26.
- Bagby, R.M., Rogers, M., y Buis, T. (1994). Detecting malingering and defensive responding on the MMPI-2 in a forensic inpatient sample. *Journal of Personality Assessment*, 62, 191-203.
- Bagby, R.M., Rogers, R., Buis, T., Nicholson, R.A., Cameron, S.L., Rector, N.A., Schuller, D.R. y Seeman, M.V. (1997). Detecting feigned depression and schizophrenia on the MMPI-2. *Journal of Personality Assessment*, 68(3), 650-664.
- Bagby, R.M., Nicholson, R.A., Buis, T.; Radovanic, H., y Fidler, B.J. (1999). Defensive responding on the MMPI-2 in family custody and access evaluations. *Psychological Assessment*, 11, 24-28.
- Bathurst, K., Gottfried, A., y Gottfried, A.E. (1997). Normative data for the MMPI-2 in child custody litigation. *Psychological Assessment*, 9, 205-211.
- Bow, J.N., y Quinnell, F.A. (2001). Psychologists' current practices and procedures in child custody evaluations: Five years after American Psychological Association Guidelines. *Professional Psychology: Research and Practice*, 32, 261-268.
- Butcher, J.N. (1997). *Frequency of MMPI-2 scores in forensic evaluations. MMPI-2 news and profiles*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Butcher, J.N., Dalstrom, W.G., Graham, J.R., Tellegen, A., y Kaemmer, B. (1989). *Minnesota Multiphasic Inventory-2 (MMPI-2): Manual of administration and scoring*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Butcher, J.N., y Han, K. (1995). Development of an MMPI-2 scale to assess the presentation of self in a superlative manner: The S scale. En J.N. Butcher, y C.D. Spielberger (Eds.). *Advances in personality assessment* (pp. 25-50). Hillsdale, NJ: LEA.
- Butcher, J.N., Morfitt, R.C., Rouse, S.V. y Holden, R.R. (1997). Reducing MMPI-2 defensiveness: The effect of specialized instructions on retest validity in a job applicant sample. *Journal of Personality Assessment*, 68, 385-401.
- Cheng, H., Dunn, J., O'Connor, T.G., y Holding, J. (2006). Factors moderating children's adjustment to parental separation: Findings from a community study in England. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 2, 239-250.

- Duckworth, J.C., y Anderson, W.P. (1995). *MMPI and MMPI-2: Interpretation manual for counsellors and clinicians*. Bristol: Accelerated Development.
- Emery, R.E., Otto, R.K. y O'Donohue, T.O. (2005). A critical assessment of child custody evaluations: Limited science and a flawed system. *Psychological Science in the Public Interest*, 1, 1-29.
- Fariña, F., y Arce, R. (2006). El papel del psicólogo en casos de separación y divorcio. En J.C. Sierra, E.M. Jiménez, y G. Buela-Casal (Comps.), *Manual de psicología forense* (pp. 246-271). Madrid: Biblioteca Nueva.
- Fariña, F., Novo, M., y Vázquez, M.J. (2007). El divorcio de los padres y su repercusión en la adaptación de los hijos. En R. Arce, F. Fariña, E. Alfaro, C. Civera, y F. Tortosa (Eds.). *Psicología jurídica: Evaluación e intervención* (pp.103-107). Valencia: Deputació de València.
- Graham, J.R. (2000). *MMPI-2: Assessing personality and psychopathology* (3ª ed.). Nueva York: Oxford University Press.
- Greene, R.L. (1997). Assessment of malingering and defensiveness by multiscale inventories. En R. Rogers (Ed.). *Clinical assessment of malingering and deception* (pp. 169-207). Nueva York: Guilford Press.
- Hathaway, S.R., y McKinley, J.C. (1999). *Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota-2. Manual*. Madrid: TEA Ediciones
- Hetherington, E.M., y Kelly, J. (2005). *En lo bueno y en lo malo: La experiencia del divorcio. Cómo influye realmente la separación en la vida de padres e hijos*. Barcelona: Paidós
- Issacs, M.B., Montalbo, B., y Abelson, D. (1995). *Divorcio difícil. Terapia para los hijos y la familia*. Buenos Aires: Amorrortu.
- Jiménez, F., Sánchez, G., y Tobón, C. (2009). A social desirability scale for the MMPI-2. Which of the two: Wiggins (WSD) or Edwards (ESD)? *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 1, 147-163.
- Lachar, D. (1974). Prediction of early US Air Force freshman cadet adaptation with the MMPI. *Journal of Counseling Psychology*, 21, 404-408.
- Lewis, M., y Saarni, C. (1993). *Lying and deception in everyday life*. Nueva York: Guilford Press.
- Medoff, D. (1999). MMPI-2 validity scales in child custody evaluations: Clinical vs. statistical significance. *Behavioural Sciences and the Law*, 17, 409-411.

- Nichols, D.S., y Greene, R.L. (1991). *New measures for dissimulation on the MMPI/MMPI-2*. Comunicación presentada al 26th Annual Symposium on Recent Developments in the Use of the MMPI, St. Petersburg Beach, FL.
- Nicholson, R.A., Mounton, G.J., Bagby, R.M., Buis, T., Patersen, S.A., y Buigas, R.A. (1997). Utility of MMPI-2 indicators of response distortion: Receiver operating characteristics. *Psychological Assessment*, 9, 471-479.
- Polusny, M.A., y Arbisi, P.A. (2006). Assessment of psychological distress and disability after sexual assault in adults. En G. Young, A.W. Kane, y K. Nicholson (Eds.), *Psychological knowledge in courts. PTSD, pain and TBI* (pp. 97-125). Nueva York: Springer.
- Strong, D.R., Greene, R.L., Hope, C., Johnston, T. y Olesen, N. (1999). Taxometric analysis of impression management and self-deception in college student and personnel evaluation settings. *Journal of Personality Assessment*, 78, 161-175.
- Strong, D.R., Greene, R.L. y Kordinak, S.T. (2002). Taxometric analysis of impression management and self-deception on the MMPI-2 in child custody litigants. *Journal of Personality Assessment*, 73, 1-18.
- Wood, J.J., Repetti, R.L., y Roesch, S.C. (2004). Divorce and children's adjustment problems at home and school: The role of depressive/withdrawn parenting. *Child Psychiatry and Human Development*, 2, 121-142.