

**International Journal of  
Clinical and Health  
Psychology**

International Journal of Clinical and  
Health Psychology

ISSN: 1697-2600

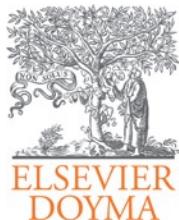
jcsierra@ugr.es

Asociación Española de Psicología  
Conductual  
España

Osuna, Eduardo; López-Martínez, Milagros; Arce, Ramón; Vázquez, María José  
Analysis of response patterns on the MMPI-2 in psychiatric prison inmates  
International Journal of Clinical and Health Psychology, vol. 15, núm. 1, enero-abril, 2015, pp. 29-36  
Asociación Española de Psicología Conductual  
Granada, España

Available in: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33732958004>

- ▶ How to cite
- ▶ Complete issue
- ▶ More information about this article
- ▶ Journal's homepage in redalyc.org



# International Journal of Clinical and Health Psychology

[www.elsevier.es/ijchp](http://www.elsevier.es/ijchp)



## ARTÍCULO ORIGINAL

# Analysis of response patterns on the MMPI-2 in psychiatric prison inmates

Eduardo Osuna<sup>a,\*</sup>, Milagros López-Martínez<sup>b</sup>, Ramón Arce<sup>c</sup>, María José Vázquez<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Universidad de Murcia. Murcia, España

<sup>b</sup> Universidad Católica “San Antonio” de Murcia, España

<sup>c</sup> Universidad de Santiago de Compostela, España

<sup>d</sup> Universidad de Vigo, España

Recibido 2 Junio, 2014; aceptado 15 Septiembre, 2014

### PALABRAS CLAVE

MMPI-2; simulación;  
disimulación; penados  
no imputables;  
estudio ex post facto.

### Estudio del estilo de respuesta en el MMPI-2 de penados psiquiátricos

**Resumen** Se ha realizado un estudio ex post facto en una población de 102 penados psiquiátricos que respondieron bajo instrucciones estándar a la adaptación española del MMPI-2, con el objetivo de conocer el estado mental informado en el MMPI-2, así como el comportamiento de los indicadores de simulación y de disimulación. En los protocolos de respuesta no se observaron casos de outliers, patrones de respuestas totalmente azarosos o extremadamente aquiescentes, al tiempo que eran consistentes. Todos los penados psiquiátricos fueron clasificados, en consonancia con el diagnóstico psiquiátrico, en las escalas clínicas básicas como casos clínicos en la diáada psicótica (i.e., esquizofrenia e ideación paranoide). Las escalas e índices de simulación utilizados (i.e., F, K, Fb, F-K, Fp, Ds y FBS) los clasificaron como simuladores, en tanto las escalas de medida de la disimulación L, Wsd y Od los clasificaron como disimuladores. Estas escalas, que forman parte del manejo de la impresión, esto es, de la manipulación favorable y consciente de la imagen, no informan de casos en poblaciones de simuladores. Así, estas escalas serían indicadores robustos de no simulación. Finalmente, se discuten las implicaciones de estos resultados para la práctica forense.

© 2014 Asociación Española de Psicología Conductual. Publicado por Elsevier España, S.L.  
Todos los derechos reservados.

### KEYWORDS

MMPI-2; malingering;  
underreporting;  
psychiatric prison  
inmates; ex post facto  
study.

**Abstract** In order to assess mental health status, and the classification of both the overreporting and underreporting scales and indexes, 102 psychiatric prison inmates deemed mentally incompetent to stand trial completed the Spanish adaptation of the MMPI-2 under standard instructions (honest responding). The results showed patterns of consistent, non-random, nor extremely acquiescent responses. Moreover, no-outlier responses were detected. In line with the psychiatric diagnosis, all the psychiatric prison inmates were classified by the basic clinical scales as clinical cases of the psychotic dyad i.e., schizophrenia and paranoid ideation. The

\*Correspondencia con el autor: Departamento de Medicina Legal y Forense, Facultad de Medicina, Campus Universitario de Espinardo, 30100 Murcia, España.

Dirección correo electrónico: eosuna@um.es (E. Osuna)

overreporting scales and indexes (i.e., F, K, Fb, F-K, Fp, Ds and FBS) classified the participants as malingeringers, whereas the L, Wsd, and Od underreporting scales as good feigners. These scales assessing impression management i.e., consciously faking good biased responses, did not classify overreporters. Thus, they are robust indicators of honest responding among psychiatric prison inmates. The implications of these results for the practice of forensic psychology are discussed.

© 2014 Asociación Española de Psicología Conductual. Published by Elsevier España, S.L.  
All rights reserved.

Una de las actuaciones más importantes y complejas de la peritación psicológica y psiquiátrica forense es el establecimiento de relaciones de causalidad psíquica entre el ser humano y sus acciones. El principio de culpabilidad implica que no pueda ser declarado criminalmente responsable ni objeto de condena quien por razones de orden psíquico, carece de capacidad de culpa, es decir, que no puede actuar culpablemente. A nivel clínico las personas no imputables por enfermedad mental incapacitante son fácilmente diagnosticadas, pero el trasvase de este diagnóstico al campo forense no es sostenible porque en el contexto clínico no se sospecha simulación, por lo que no se diagnostica (Rogers, 2008), mientras que en el forense es obligado el diagnóstico diferencial de simulación y no es suficiente con concluir en términos de impresión o juicio clínico, sino que se exige una técnica fiable, sustentada en evidencia científica, replicable y con una tasa de error conocida y orientada en una cola (i.e., no es admisible identificación de un sujeto honesto como simulador) (American Psychiatric Association, 2013; Graham, 2011; Greene, 2011).

Dado el doble propósito de la evaluación forense de evaluación de la salud mental y del diagnóstico diferencial de simulación, se requiere de una aproximación multimétodo que combine entrevista clínica e instrumentación psicométrica, siendo el MMPI el instrumento de referencia (Graham, 2011; Greene, 2011; McDermott, 2012; Rogers, Sewell, Martin y Vitacco, 2003). En este contexto, se planteó un estudio de campo con el objetivo de conocer el estado mental informado en el MMPI-2, así como el comportamiento de los indicadores de simulación y de disimulación, en una evaluación bajo condiciones de respuesta honesta i.e., instrucciones estándar en una muestra de penados psiquiátricos.

## Método

### Participantes

La muestra de estudio fue obtenida en una prisión psiquiátrica española. Participaron un total de 102 penados psiquiátricos, 93 varones (91,2%) y 9 mujeres (8,8%), con un rango de edad entre los 22 y los 77 años ( $M = 39,28$ ;  $EEM = 1,04$ ). Los sujetos participaron de forma voluntaria, prestando consentimiento informado. Aunque las personas con trastornos psiquiátricos generalmente pueden ser objeto de evaluación (Greene, 2011), 58 fueron descartados por falta de condiciones cognitivas o volitivas para poder consentir o ser evaluados. El diagnóstico psiquiátrico primario era la esquizofrenia y otros trastornos psicóticos (51,0%); seguido de un trastorno de la personalidad (24,5%); y del

diagnóstico de trastornos relacionados con sustancias (16,7%). En el 7,8% restante, el diagnóstico primario era un trastorno depresivo o un trastorno de inicio en la infancia, la niñez o la adolescencia.

Como contraste, se analizó una segunda muestra de 100 penados en segundo grado, condenados por delitos contra las personas, compuesta por 90 varones y 10 mujeres, con edades comprendidas entre los 20 y los 73 años ( $M = 41,09$ ;  $EEM = 1,08$ ).

### Diseño

Se diseñó un estudio cuasi-experimental *ex post facto* con datos de campo de penados psiquiátricos, penados no-psiquiátricos, y población normativa, clínica y de psiquiátricos internos. En concreto, se planificó la medida de la salud mental de penados psiquiátricos en el MMPI-2, la evaluación de la consistencia de las respuestas y validez de los protocolos de los penados psiquiátricos, tomando como criterio de contraste la población normativa, una muestra penitenciaria estándar, y poblaciones clínica y de psiquiátricos internos. Sometida a análisis la sensibilidad del diseño, encontramos que, para la comparación de medias de una muestra de 102 participantes con un valor dado, la probabilidad de detección ( $1-\beta$ ) de diferencias significativas ( $\alpha < 0,05$ ) para un tamaño del efecto medio, es del 99%; del 100% para la comparación de proporciones con un valor dado (0,05 y 0,02) y del 99% para el análisis de la asociación entre variables.

### Instrumentos

Como instrumento de medida se utilizó la adaptación española del MMPI-2 (Hathaway y McKinley, 1999). Dados nuestros propósitos de medida de la salud mental de los participantes, tomamos las escalas clínicas básicas, prescindiendo, por razones éticas y legales, de la escala Masculinidad-Feminidad. Para el estudio de las distorsiones en las respuestas, consideramos las escalas estándar de validez, escalas de Interrogantes, K, F y L, y los indicadores adicionales de validez, puesto que resultan más útiles que los originales para el diseño de la práctica forense (Fariña, Arce, Vilariño y Novo, 2014), relacionados con simulación y disimulación (Baer y Miller, 2002; Rogers et al., 2003): las escalas F Posterior (Fb), Disimulación de Gough (Ds) (Gough, 1954), preferida a la versión revisada (Ds-r) por la consistencia en los puntos de corte y por un ligero mayor rendimiento (Rogers et al., 2003), Faking-Bad (FBS) (Lees-Haley, English y Glenn, 1991) y Psicopatología Infrecuente (Fp) (Arbisi y Ben-Porath, 1995) para el estudio de la simulación; y las escalas Superlativa (S) (Butcher y Han, 1995),

Wiggins Social Desirability (Wsd) (Wiggins, 1959), Edwards Social Desirability (Esd) (Edwards, 1957) y Other Deception (Od) (Nichols y Greene, 1991), para el estudio de la disimulación. Por último, también seleccionamos las escalas e índices de medida de la consistencia de las respuestas, escalas TRIN y VRIN, y el índice  $|F-Fb|$ .

## Procedimiento

Se permitió el acceso al historial clínico y penitenciario, de acuerdo a los estándares éticos y legales aplicables. Las evaluaciones se llevaron a cabo de modo individual en un lugar privado, por personal especializado en evaluación clínico-forense, estableciéndose previamente un clima agradable y en una o más sesiones, según la capacidad de atención, concentración y memoria de los sujetos y el cansancio observado en la tarea. En ningún caso transcurrieron más de 50 minutos de evaluación continuada. Siguiendo las indicaciones de Graham (2011) para la evaluación en contextos clínico-forenses, el examinador estaba atento a que las respuestas reflejaran el verdadero estado de la persona y a responder cualquier duda o pregunta. Se les explicó el objeto del estudio, la importancia de la colaboración y honestidad en las respuestas y que los datos serían utilizados de forma anónima y confidencial. Finalmente, se procedió a un *debriefing* y a una entrevista para conocer el grado de motivación e implicación en la tarea a través del recuerdo y comprensión de las instrucciones, y asegurar que los participantes habían comprendido y ejecutado la tarea correctamente (Palmer, Borrás, Pérez-Pareja, Sesé y Vilariño, 2013; Rogers, 2008). Los resultados confirmaron la correcta ejecución: concordancia con los diagnósticos clínicos obrantes en los expedientes, no se registró falta de cooperación con la evaluación, *outliers*, patrones de respuestas totalmente azarosos o extremadamente aquiescentes.

Con la muestra de penados en segundo grado se siguieron los mismos pasos. La evaluación fue obtenida como parte del proceso de clasificación en la fase de ingreso para el cumplimiento de la pena.

## Resultados

Tres son los pasos que relacionan Arce, Fariña, Carballal y Novo (2006, 2009) en el modelo de investigación y transferencia de conocimiento a la práctica forense en el estudio de los protocolos del MMPI. El primero se relaciona con la nulidad total del protocolo: falta de cooperación con la evaluación, *outliers* y patrones de respuestas totalmente azarosos o extremadamente aquiescentes. A este respecto, los resultados del registro de contingencias en la Escala de No-Respuestas (?) ponen de manifiesto que todos los penados psiquiátricos que cumplimentaron la medida, colaboraron con la evaluación ( $Pd < 10$ ; Graham, 2011). Tampoco hallamos caso alguno con un patrón de respuestas totalmente azaroso en VRIN ( $Pd \geq 18$ ), extremadamente aquiescente en TRIN ( $Pd \geq 18$ ) o de *outliers* en K ( $Pd > 26$ ) (Greene, 2008). Sin embargo, registramos una tasa del 52% de puntuaciones extremadamente elevadas ( $T_{70} + 5DE$ , i.e.,  $T \geq 120$ ) en F y del 25% en Fb, que si bien puede relacionarse con un perfil de respuestas al azar, también es un signo distintivo de pacientes severamente desorganizados y de psicosis flo-

ridas (Graham, 2011; Greene, 2011), que es el diagnóstico psiquiátrico de los sujetos de este estudio. Del mismo modo, en el índice  $F-Fb$ , observamos puntuaciones extremadamente elevadas ( $|F-Fb| \geq 19$ ; Greene, 2008), esto es, no son representativas de la población clínica ( $p < 0,001$ ) en el 45,1% de los penados psiquiátricos. El cotejo de cada contingencia en que  $|F-Fb|$  era  $\geq 19$  nos permitió identificar que siempre era producto de  $F > Fb$ , es decir, la sintomatología psicótica positiva (F) prevalece sobre la depresiva (Fb) (Greene, 2011). Los diagnósticos psiquiátricos de estos sujetos avalan dicha preeminencia. Así pues, los resultados en F, Fb y el índice  $F-Fb$  son consonantes con el diagnóstico de esta población. Una vez verificada la colaboración, que ningún caso es realmente un *outlier* y que ningún protocolo fue respondido al azar, se deduce que las respuestas obtenidas son propias de este tipo de poblaciones y, por tanto, todas pueden ser sometidas a estudio.

El segundo paso es la evaluación de la consistencia en las respuestas, tanto por una tendencia de respuesta aquiescente, tendencia indiscriminada de respuesta verdadero o falso (TRIN), como por una tendencia de respuesta al azar (VRIN), así como el cambio (o estabilidad) en el estilo de respuesta ( $F-Fb$ ). Los resultados (Tabla 1) ponen de manifiesto que las medias en TRIN y VRIN caen dentro de la región de normalidad y que se apartan significativamente del criterio de inconsistencia, con una magnitud del efecto grande. Por su parte, el estudio de casos (Tabla 2) advierte que todos entran en la región de normalidad en VRIN, en tanto en TRIN se observó una prevalencia igual a la esperada.

Por lo que se refiere al cambio de estilo de respuesta, el índice  $F-Fb$ , la proporción de casos observada (0,863) resultó significativamente superior (Tabla 2) a la esperada (0,02) y con una magnitud grande del tamaño del efecto ( $OR > 4,25$ ). Asimismo, el contraste con penados no-psiquiátricos evidenció una prevalencia significativamente mayor de cambio en el estilo de respuesta,  $\chi^2(1, N = 202) = 138,11$ ,  $p < 0,001$ ,  $\phi = 0,84$ , en los penados psiquiátricos. En resumen, las respuestas de la población penitenciaria psiquiátrica se caracterizan por un patrón no-aquiescente y no-azaroso de respuestas, y por un cambio de estilo de respuesta a lo largo de la evaluación.

El tercer paso, que se ejecuta sólo en poblaciones en las que se hubiera descartado una inconsistencia sistemática en las respuestas y con aquellos protocolos en las que no se verificara un patrón de respuestas totalmente azaroso ( $Pd_{VRIN} < 18$ ), extremadamente aquiescente ( $Pd_{TRIN} < 18$ ) o de *outliers* ( $Pd_K \leq 25$ ), es el análisis de la validez del protocolo. Dado que se cumplen estas condiciones, se procedió en este sentido. Los resultados se dividen, en función de la disponibilidad en la versión comercial del MMPI-2, en indicadores originales de validez (disponibles) e indicadores adicionales (no disponibles y a los que, por tanto, los profesionales no tienen acceso directo). Los resultados en los originales de validez (Tabla 1) evidenciaron que las medias en las escalas L y K caen dentro de la región de normalidad, en tanto en las escalas F y Fb se sitúan fuera y se apartan significativamente, y con un tamaño del efecto grande y moderado, respectivamente, de la normalidad en dirección a la simulación (como hipótesis alternativa, estaría el padecimiento de daño severo, que es el caso). Finalmente, el índice F-K revalida un sesgo significativo de respuesta hacia

**Tabla 1** Medias observadas, intervalo de confianza para la media, región de normalidad y comparación de medias.

Indicador	M (IC95%)	RdN	t	d	VP
Consistencia					
VRIN	7,75(7,00-8,46)	0 < Pd < 13	-14,23***	-1,40	13 <sup>a</sup>
TRIN	9,52(9,15-9,89)	6 < Pd < 13	-18,52***	-1,82	13 <sup>a</sup>
F-Fb	22,69(20,04-25,34)	0 < Pd < 8	9,38***	0,93	8 <sup>b</sup>
Indicadores originales de validez					
L	7,77(7,30-8,24)	1 < Pd < 9	-5,16***	-0,51	9 <sup>b</sup>
K <sup>+</sup>	12,90(11,98-13,82)	7 < Pd < 24	-23,31***	-2,31	24 <sup>b</sup>
K <sup>++</sup>			12,40***	1,23	7 <sup>b</sup>
F	46,30(44,97-47,63)	0 < Pd < 19	40,02***	3,96	19 <sup>b</sup>
Fb	23,62(21,33-25,91)	0 < Pd < 17	5,65***	0,56	17 <sup>b</sup>
F-K <sup>+</sup>	33,40(31,34-35,46)	-23 > Pd < 10	53,42***	5,29	-23 <sup>b</sup>
F-K <sup>++</sup>			22,16***	2,20	10 <sup>b</sup>
Indicadores adicionales de validez					
Fp	20,49(19,47-21,51)	0 < Pd < 5	29,85***	2,95	5 <sup>b</sup>
Ds	38,66(19,47-21,51)	2 < Pd < 30	8,13***	0,80	30 <sup>b</sup>
FBS	27,11(26,01-28,21)	8 < Pd < 31	-7,01***	-0,69	31 <sup>b</sup>
S	20,99(19,15-22,83)	10 < Pd < 44	-24,61***	-2,44	44 <sup>b</sup>
Wsd	14,59(13,59-15,59)	6 < Pd < 19	-8,60***	-0,85	19 <sup>b</sup>
Esd	12,62(11,44-13,80)	7 < Pd < 36	-39,10***	-3,87	36 <sup>c</sup>
Od	14,90(13,94-15,86)	5 < Pd < 22	-14,46***	-1,43	22 <sup>b</sup>

Nota. gl(100); M =media; IC =Intervalo de confianza; RdN =Región de normalidad del 90% de la distribución, con un margen de fuera del rango del 5% superior e inferior (bilateral); criterios para RdN tomados del contexto clínico de Caldwell y Greene (Greene, 2008, 2011), y para TRIN y VRIN, al ser universales, de la población normativa (Butcher et al., 1989, 2001); d =d de Cohen; VP=Valor de prueba; <sup>a</sup>VP del Manual del MMPI-2 (Butcher et al., 1989, 2001); <sup>b</sup>VP=P<sub>95</sub> para contexto clínico (Greene, 2008); <sup>c</sup>VP=P<sub>95</sub> para contexto clínico (Greene, 2011); \*valor de prueba de disimulación; \*\*valor de prueba de simulación; \*p<0,05; \*\*p<0,001.

**Tabla 2** Tasa de clasificación de los indicadores de inconsistencia y cambio del estilo de respuesta.

Penados psiquiátricos					Penados no-psiquiátricos		
Indicador	Punto de corte	f(p)	Z	OR	f(p)	Z	OR
TRIN	Pd≥13 <sup>a</sup>	4(0,039)*	1,36	----	0(0)*	----	----
VRIN	Pd≥13 <sup>a</sup>	0(0)	----	----	1(0,01)	----	----
F-Fb	Pd≥10b	88(0,863)	60,21***	43,15	3(0,03)	0,71	----

Nota. <sup>a</sup>de Butcher et al. (1989, 2001); <sup>b</sup>P<sub>98</sub> para contexto clínico (Greene, 2008); ---- indica que las ORs no fueron calculadas porque la prevalencia observada de casos no era estadísticamente significativa; <sup>\*</sup>Pd en TRIN ≤5 también son indicativas de inconsistencia (tendencia indiscriminada de respuesta falso), registrándose la misma tasa de casos que la esperada (0,02) entre penados psiquiátricos y ninguno entre los no-psiquiátricos; \*\*\*p<0,001; f(p)=frecuencia(proporción); Z=estadístico Z; OR =odds ratio.

la simulación de la población de penados psiquiátricos, con un tamaño del efecto grande.

Los indicadores adicionales se subdividen en indicadores de simulación, escalas Fp, Ds, y FBS, y de disimulación, escalas S, Wsd, Esd y Od (Tabla 1). En las escalas Fp y Ds, la media es significativamente mayor que el punto de corte de sospecha de simulación con un tamaño del efecto grande, en tanto en FBS cae dentro de la región de normalidad. Finalmente, la población de penados psiquiátricos puntúa dentro de la región de normalidad en todas las escalas de evaluación de disimulación.

En términos de clasificación, todos los indicadores de simulación (Tabla 3) presentan una tasa significativa de clasificación de los penados psiquiátricos como simuladores,

con un rango que oscila entre el 6,8% de K, al 100% de F, en tanto en los no-psiquiátricos sólo la escala Ds la presenta. Acumulativamente, encontramos (Tabla 4) que, al menos, dos indicadores de simulación sugieren ésta, alcanzando hasta un máximo de 6 indicadores (moda=5) entre los penados psiquiátricos, mientras que en los no-psiquiátricos en un sujeto hallamos dos indicadores de simulación, en 11 solo uno y en 88 ninguno (moda).

El estudio de la disimulación en las escalas adicionales (S, Wsd, Esd y Od) demuestra que la media de la población de penados psiquiátricos se sitúa en la región de normalidad (Tabla 1). Ahora bien, sorprendentemente (la hipótesis de sospecha es la simulación) el estudio de casos en las escalas de disimulación (Tabla 5) mostró que L, Wsd y Od

**Tabla 3** Tasa de clasificación de los indicadores de simulación en penados psiquiátricos y no-psiquiátricos.

Penados psiquiátricos				Penados no-psiquiátricos			
Indicador	Punto de corte <sup>a</sup>	f(p)	Z	OR	f(p)	Z	OR
F	Pd≥25	102(1)	70,00***	50,00	2(0,020)	0	----
K	Pd≤5	7(0,068)	3,43**	3,40	2(0,020)	0	----
Fb	Pd≥21	60(0,588)	40,57***	29,40	2(0,020)	0	----
F-K	Pd≥17	94(0,920)	64,29***	46,00	0(0)	0	----
Fp	Pd≥7	97(0,951)	66,50***	47,55	3(0,030)	0,71	----
Ds	Pd≥35	73(0,716)	52,93***	35,80	10(0,100)	5,71***	5,00
FBS	Pd≥34	10(0,098)	5,57***	4,90	0(0)	----	----

Nota. <sup>a</sup>P<sub>98</sub> de Caldwell para contexto clínico (Greene, 2008); <sup>b</sup>valor de contraste para Z y ORs = 0,02 ( $T_{70}$ ); \*\*\*p<.001.

**Tabla 4** Análisis acumulativo del número de indicadores de simulación por muestra.

Nº de indicadores	f	%	% acumulado
Penados psiquiátricos			
2	6	5,9	5,9
3	13	12,7	18,6
4	30	29,4	48,0
5	46	45,1	93,1
6	7	6,9	100
Penados no-psiquiátricos			
0	88	88	88
1	11	11	99
2	1	1	100

son significativa y altamente (tamaños de efecto grandes en L y Wsd, y moderado en Od) sensibles a ésta. Un efecto parecido se encuentra en la población de penados no-psiquiátricos (hipótesis de sospecha ligada a la obtención de beneficios penitenciarios) con una tasa de prevalencia significativa en L, Wsd y Od, con tamaños del efecto grande, y en K, con un tamaño del efecto pequeño. Acumulativamente, registramos (Tabla 6) indicios de disimulación en el 78,4% de los penados psiquiátricos: en el 48% un indicador,

**Tabla 6** Análisis acumulativo del número de indicadores de disimulación por población.

Nº de indicadores	f	%	% acumulado
Penados psiquiátricos			
0	22	21.6	21.6
1	49	48.0	69.6
2	17	16.7	86.3
3	14	13.7	100
Penados no-psiquiátricos			
0	17	17	17
1	24	24	41
2	19	19	60
3	32	32	92
4	5	5	97
5	3	3	100

en el 16,7% dos indicadores y en el 13,7% tres indicadores. Comparativamente, se halló igual número de indicadores de disimulación entre los penados psiquiátricos (no se sospecha) y los no-psiquiátricos (se sospecha),  $\chi^2(1, N= 202)= 8.68$ , ns,  $\phi= 0,058$ .

Comparadas las medias de la población de penados psiquiátricos (Tabla 7) en las escalas clínicas básicas con el

**Tabla 5** Tasa de clasificación de los indicadores de disimulación en penados psiquiátricos y no-psiquiátricos.

Penados psiquiátricos				Penados no-psiquiátricos			
Indicador	Punto de corte	f(p)	Z	OR	f(p)	Z	OR
L	Pd≥7 <sup>a</sup>	73(0,716)	30,27***	14,32	70(0,700)	29,55***	14,0
K	Pd≥22 <sup>a</sup>	3(0,029)	----	----	10(0,100)	2,27*	2
F-K	Pd≤-0,21 <sup>a</sup>	0(0)	----	----	1(0,010)	----	----
S	Pd≥39 <sup>a</sup>	3(0,029)	----	----	7(0,070)	0,90	----
Wsd	Pd≥18 <sup>a</sup>	77(0,755)	32,04***	15,10	55(0,550)	22,73***	11,00
Esd	Pd≥36 <sup>b</sup>	0(0)	----	----	0(0)	----	----
Od	Pd≥19 <sup>a</sup>	22(0,318)	12,18***	6,16	51(0,510)	20,91***	10,20

Nota. <sup>a</sup>de Butcher et al. (1989, 2001); <sup>b</sup> de Greene (2011) para contexto clínico; el valor de prueba ( $H_0$ ) para Z, al no sospecharse disimulación, fue 0,05 en la cola de la dirección de evaluación del indicador; ---- valor no computado porque la proporción de casos observada era ≤0,05 ( $H_0$ ); \*p<0,05; \*\*p<0,01; \*\*\*p<0,001.

**Tabla 7** Prueba “t” para una muestra.

Variable	<i>t</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>d</i>
Hipocondría	13,88***	83,31	9,69	1,37
Depresión	0,29	70,27	9,69	0,03
Histeria	6,73***	76,67	10,01	0,66
Desviación psicopática	-4,28***	66,23	8,91	-0,42
Paranoia	13,98***	88,82	13,59	1,38
Psicastenia	4,45***	74,02	9,12	0,44
Esquizofrenia	25,24***	96,56	10,63	2,50
Hipomanía	-2,64**	66,67	12,73	0,27
Introversión social	-8,50***	59,68	12,27	0,84

Nota. gl(101); valor de prueba: T=70; \*\**p*<0,01; \*\*\**p*<0,001.

**Tabla 8** Contraste de la prevalencia de casos clínicos en la población penitenciaria psiquiátrica con la probabilidad esperada en la población normativa.

Escala	P <sub>o</sub>	Z	OR
Hipocondría	0,922	64,9***	46,1
Depresión	0,578	41,6***	28,9
Histeria	0,804	56,4***	40,2
Desviación psicopática	0,304	20,4***	15,2
Paranoia	0,902	63,5***	45,1
Psicastenia	0,735	51,4***	36,8
Esquizofrenia	1	70,5***	50,0
Hipomanía	0,402	27,5***	20,1
Introversión Social	0,284	19,0***	14,2

Nota. N=102. P<sub>o</sub>=Proporción de patología observada en la población psiquiátrica penitenciaria; el valor de prueba fue una proporción de 0,02 (T<sub>70</sub>); \*\*\**p*<0,001.

criterio de decisión para casos clínicos (VP=T<sub>70</sub>), constatamos que informan de impresión diagnóstica de caso clínico (*T*>70) en hipocondriasis (preocupación excesiva por la salud), histeria de conversión (somatización), paranoia, psicastenia (obsesivo-compulsivo, ansiedad y estrés generalizados) y esquizofrenia, y en depresión (*T*=70). Por el contrario, la población penitenciaria psiquiátrica no padece desviación psicopática (i.e., antisocial), hipomanía (trastorno bipolar, maníaco) e introversión social (introversión, malestar general subjetivo, afecto negativo). Destaca que esta población no padece un trastorno antisocial de la personalidad por lo que no se espera cronicidad delictiva.

La prevalencia de impresión diagnóstica de trastornos (Tabla 8) es significativamente elevada y con tamaños del efecto más que grandes (*OR*>20, es decir, >1,5 *DE*) en todas las escalas, destacando la diáda psicótica, paranoia y esquizofrenia, que la jurisprudencia relaciona con la inimpuntabilidad, con tasas de clasificación, respectivamente, del 90,2%, y del 100%.

## Discusión

De los anteriores resultados se derivan las siguientes conclusiones.

Invalidez total del protocolo. En las respuestas de los penados psiquiátricos no se observó ningún caso de *outlier*, y patrones de respuestas totalmente azarosos o extremadamente aquiescentes. Así, los penados psiquiátricos que están en el momento de la evaluación en condiciones cognitivas para ser evaluados, pueden ser objeto de evaluación con este instrumento (Greene, 2011).

Estudio de la consistencia en las respuestas. Los protocolos obtenidos son consistentes. Los resultados sostienen que las respuestas de los penados psiquiátricos no están sujetas a una tendencia sistemática de respuesta en la dirección verdadero o falso (TRIN). Complementariamente, los penados psiquiátricos no presentan un patrón de respuestas azaroso (VRIN). En suma, las respuestas de los penados psiquiátricos son consistentes. Asimismo, las respuestas de personas instruidas para simular (Arce, Pampillón y Fariña, 2002; Arce et al. 2006, 2009) y las poblaciones clínicas (Greene, 2008; Palmer et al., 2013) también son consistentes. Sin embargo, las explicaciones descansan en supuestos diferentes: respuestas honestas de los penados psiquiátricos y poblaciones clínicas, y en la asunción de una estrategia de respuesta sensible al contenido de los ítems en los simuladores (Greene, 2011), es decir, evalúan si el contenido es favorable o desfavorable para la simulación del perfil psicopatológico.

Estudio del cambio en el estilo de respuesta. En los penados psiquiátricos se constata un cambio significativo e incluso extremo en el estilo de respuesta a lo largo del test, evaluado por el índice F-Fb (F se sitúa en los 370 primeros ítems y Fb del 370 en adelante) lo que se sugiere como un indicador de inconsistencia. Sin embargo, este supuesto no se sustenta teóricamente, ni en la evidencia. Así, F y Fb miden constructos diferentes, de modo que no se puede deducir de la discrepancia entre ambos que la persona haya cambiado el estilo de respuesta. Puntuaciones muy elevadas en F informan de síntomas psicológicos muy severos, esto es, positivos (i.e., alucinaciones, delirios) que son infrecuentes en la población clínica, pero no en la clínica penitenciaria del presente estudio (los antecedentes, diagnósticos psiquiátricos y sentencias judiciales validan la presencia de estos síntomas), en tanto que puntuaciones muy elevadas en Fb se relacionan con cogniciones depresivas, ideación suicida y síntomas relacionados (Greene, 2011). En suma, el cambio en el estilo de respuesta no tiene porqué ser tal, al no medir lo mismo las escalas implicadas. A su vez, la evidencia empírica ha puesto de manifiesto que este índice requiere de la combinación con VRIN para ser efectivo en la detección de respuestas al azar. No obstante, VRIN validó todos los protocolos de la población de penados psiquiátricos. En todo caso, la validez incrementada de esta combinación es muy reducida (Greene, 2011). Establecido que el cambio en el estilo de respuesta no implica inconsistencia y que se ha constatado en la población de penados psiquiátricos, pero no en simuladores, ni en la población clínica general (Butcher, Dahlstrom, Graham, Tellegen y Kaemmer, 1989; Butcher, Graham, Ben-Porath, Tellegen, Dahlstrom y Kaemmer, 2001; Greene, 2008), la verificación de dicho cambio es un indicador positivo de honestidad en las respuestas.

Medida de la simulación. Las escalas e índices de medida de la simulación (F, K, Fb, F-K, Fp, Ds y FBS) clasifican de forma significativamente alta como simuladores, en con-

traste con población clínica, a los penados psiquiátricos, y también en términos de medias poblacionales, con la excepción de las escalas FBS y K, cuya media se sitúa en la región de normalidad. Además, esta clasificación tiene un efecto acumulativo (moda=5). En términos de las estrategias de simulación sugeridas, la familia F (F, Fb, F-K y Fp), a la que subyace la noción de que la simulación se relaciona con síntomas inusuales, especialmente psicóticos, es extremadamente sensible en esta población con tasas de clasificación de simulación que oscilan entre el 58% de Fb, más del 90% de Fp y F-K, al 100% de F. Concretamente, las escalas F, Fb y F-K sugieren la presencia de la estrategia de simulación de síntomas quasi-raros y Fp de síntomas raros, esto es, síntomas infrecuentemente informados ( $<0,05$ ) por la población clínica y normativa, respectivamente. Sin embargo, estos síntomas, que aparecen en sus diagnósticos e historial, serían, en este caso, indicadores de daño clínico severo, y no de simulación. La Escala Ds, con la media en la región de simulación y una tasa de clasificación de simulación significativa y elevada, sugiere el uso de la estrategia de simulación “estereotipos erróneos”, es decir, asunción de síntomas que normalmente no padece la población clínica. Finalmente, las Escalas K (puntuaciones bajas indican exageración de problemas) y FBS (relacionada con simulación de daños personales), cuyas medias están dentro de la normalidad, también muestran tasas de clasificación de simulación significativas, pero de magnitud inferior a las anteriores. Sucintamente, con una menor o mayor probabilidad, todas las medidas de simulación presentan tasas de clasificación significativas de los penados psiquiátricos como simuladores en condiciones de respuesta honestas, esto es, serían falsos positivos (identificación de un sujeto honesto como simulador). Este efecto es, además, acumulativo. Por tanto, estas escalas e índices de evaluación de la simulación no son válidas para tal cometido en el contexto de los penados psiquiátricos.

**Medida de la disimulación.** Las medias de la disimulación de los penados psiquiátricos entran dentro de la región de normalidad. Pero sorprendentemente, porque es contrario a la simulación (hipótesis a contrastar en este caso en la práctica forense) y al daño psicopatológico severo, las escalas L, Wsd y Od los clasifican significativamente más de lo esperado como disimuladores. Estas tres escalas de medida forman parte del factor “Manejo de la Impresión” del modelo de Paulhus (1984) que engloba las medidas de la manipulación favorable y consciente de la imagen, frente al Autoengaño de Sobreajuste Positivo de naturaleza no consciente (escalas K, F-K, ESD y S). Los indicadores de disimulación de naturaleza consciente no se registran entre simuladores porque requieren intencionalidad en la distorsión de la respuesta, lo que entra en contradicción con la simulación (Arce et al., 2002, 2006, 2009). Por ello, la detección de indicadores conscientes de disimulación, cuya prevalencia está alrededor del 80%, sería, en línea con la técnica forense del Sistema de Evaluación Global (Arce y Fariña, 2005), un criterio positivo de no simulación, validando el protocolo obtenido.

**Indicadores originales y adicionales de validez.** La versión comercial del MMPI-2 sólo incluye las escalas e índices originales de validez (L, F, K, F-K, y Fb), por lo que el análisis de la simulación descansaría en F, K, Fb y F-K, en tanto la disimulación en L, K y F-K. Aun así, la hipótesis de simula-

ción seguiría siendo fuertemente sugerida (100% de los casos en F; más del 90% en F-K y próximo al 60% en K), mientras que la disimulación sólo lo haría en L, ya que K y F-K no resultaron sensibles a la disimulación. Esto anularía la eficacia de la técnica forense resultante ya que sigue sosteniendo la hipótesis de simulación, a la vez que se desvanece el valor de los indicadores de disimulación como criterio positivo: sólo L sería sensible a ésta, resultando en falta de consistencia inter-medidas (K y F-K no sensibles). Sin embargo, tomando todos los indicadores, originales y adicionales, las poblaciones de penados psiquiátricos y penados no-psiquiátricos en fase de ingreso son radicalmente diferentes a la luz de los indicadores de simulación: fuertemente presente en la población de penados psiquiátricos (moda=5) y fuertemente ausente en la de penados en segundo grado (moda=0). De éstos, se puede derivar una técnica forense para discriminar entre ambas poblaciones, anulando, en línea con las demandas forenses, la probabilidad de falsos positivos (clasificación de respuestas honestas como simuladas).

**Impresión diagnóstica.** La impresión diagnóstica más prevalente ( $p = 1$ ) del estado mental de los penados psiquiátricos en las escalas clínicas básicas es la esquizofrenia y la primaria es ésta o la paranoide, siendo concordante (validez convergente) con los diagnósticos, históricos psiquiátricos y sentencias judiciales que los sentenciaron como no imputables por esquizofrenia o trastorno delirante paranoide. Se observa que los perfiles responden a una configuración “psicótica en V”, es decir, puntuaciones extremadamente elevadas ( $T > 80$ ) en esquizofrenia y paranoia y más bajas en psicasteria, propia de personas con trastornos del pensamiento, ideas delirantes y alucinaciones, psicopatología que los convierte en inimputables (Arce et al., 2002). Así pues, la impresión diagnóstica primaria de un trastorno psicótico incapacitante proveniente del MMPI-2 es válida. También destaca la configuración “psicosomática en V” (mayor elevación en hipocondría e histeria que en depresión) que implica que la población de penados psiquiátricos convierte los problemas psicológicos en síntomas físicos, cronicidad psicopatológica y resistencia al tratamiento (p.ej., minimización de los problemas, resistencia al cambio). Esta configuración, por la minimización de síntomas, se asocia con puntuaciones elevadas en las escalas de medida de la disimulación, especialmente en L (Greene, 2011).

**Penados psiquiátricos y conducta antisocial.** La psicopatía (Escala Desviación Psicopática), entendida como un patrón permanente de comportamiento antisocial, no es una característica distintiva de la población de los penados psiquiátricos frente a otras poblaciones clínicas. Así pues, la relación entre conducta antisocial y delictiva con penados psiquiátricos es débil.

El estudio realizado está sujeto a diversas limitaciones. Primera, los resultados obtenidos no son generalizables a toda la población de penados psiquiátricos, al no incluirse en el estudio individuos con deterioro cognoscitivo que les incapacitaba para prestar consentimiento y ser evaluados. Segunda, la instrumentación psicométrica no tiene valor diagnóstico, sino que aporta impresiones diagnósticas, tanto a nivel de salud mental como para el diagnóstico diferencial de (di)simulación. El forense ha de corroborar dichas impresiones en salud mental con la entrevista clínica,

la observación y registro conductual u otras pruebas (Vilariño, Arce y Fariña, 2013). Tercera, los resultados e inferencias no son generalizables a otros instrumentos diferentes al MMPI-2. Cuarta, la significatividad y potencia estadísticas no implican directamente validez para el contexto judicial.

## Financiación

Esta investigación ha sido financiada por la Dirección General de Investigación y Gestión del Plan Nacional de I+D+i del Ministerio de Ciencia e Innovación en el marco del proyecto con referencia EDU2011-24561.

## Referencias

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5<sup>a</sup> ed.). Washington, DC: Author.
- Arbisi, P. y Ben-Porath, Y. (1995). An MMPI-2 infrequent response scale for use with psychopathological populations: The Infrequency-Psychopathology Scale, *F(p)*. *Psychological Assessment*, 7, 424-431.
- Arce, R. y Fariña, F. (2005). Peritación psicológica de la credibilidad del testimonio, la huella psíquica y la simulación: El Sistema de Evaluación Global (SEG). *Papeles del Psicólogo*, 26, 59-77.
- Arce, R., Fariña, F., Carballal, A. y Novo, M. (2006). Evaluación del daño moral en accidentes de tráfico: Desarrollo y validación de un protocolo para la detección de la simulación. *Psicothema*, 18, 278-283.
- Arce, R., Fariña, F., Carballal, A. y Novo, M. (2009). Creación y validación de un protocolo de evaluación forense de las secuelas psicológicas de la violencia de género. *Psicothema*, 21, 241-247.
- Arce, R., Pampillón, M.C. y Fariña, F. (2002). Desarrollo y evaluación de un procedimiento empírico para la detección de la simulación de enajenación mental en el contexto legal. *Anuario de Psicología*, 33, 385-408.
- Baer, R.A. y Miller, J. (2002). Underreporting of psychopathology on the MMPI-2: A meta-analytic review. *Psychological Assessment*, 14, 16-26.
- Butcher, J.N., Dahlstrom, W.G., Graham, J.R., Tellegen, A.M. y Kaemmer, B. (1989). *MMPI-2: Manual for administration and scoring*. Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- Butcher, J.N., Graham, J.R., Ben-Porath, Y.S., Tellegen, A., Dahlstrom, W.G. y Kaemmer, B. (2001). *Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2: Manual for administration, scoring and interpretation* (Ed. rev.). Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- Butcher, J. 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* (Vol. 10, pp. 25-50). Hillsdale, NJ: LEA.
- Edwards, A. (1957). *The social desirability in personality assessment and research*. Nueva York: Dryden.
- Fariña, F., Arce R., Vilariño, M. y Novo, M. (2014). Assessment of the standard forensic procedure for the evaluation of psychological injury in intimate-partner violence. *Spanish Journal of Psychology*, 17, E32.
- Gough, H.G. (1954). Some common misperceptions about neuroticism. *Journal of Consulting Psychology*, 18, 287-292.
- Graham, J.R. (2011). *MMPI-2: Assessing personality and psychopathology* (5<sup>a</sup> ed.). Nueva York: Oxford University Press.
- Greene, R.L. (2008). Malingering and defensiveness on the MMPI-2. En R. Rogers (Ed.), *Clinical assessment of malingering and deception* (3<sup>a</sup> ed., pp. 159-181). Nueva York: Guilford.
- Greene, R.L. (2011). *The MMPI-2/MMPI-2-RF: An interpretive manual* (3<sup>a</sup> ed.). Boston, MA: Allyn y Bacon.
- Hathaway, S.R. y McKinley, J.C. (1999). *Inventario Multifásico de Personalidad de Minnesota-2. Manual*. Madrid: TEA.
- Lees-Haley, P.R., English, L.T., y Glenn, W.J. (1991). A Fake Bad Scale on the MMPI-2 for personal injury claimants. *Psychological Reports*, 68, 203-210.
- McDermott, B.E. (2012). Psychological testing and the assessment of malingering. *Psychiatric Clinics of North America*, 35, 855-876.
- Nichols, D.S. y Greene, F.L. (1991, Marzo). *New measures for disimulation on the MMPI/MMPI-2*. Paper presented at the 26th Annual Symposium on Recent Developments in the Use of the MMPI, St. Petersburg Beach, FL.
- Palmer, A., Borrás, C., Pérez-Pareja, J., Sesé, A. y Vilariño, M. (2013). Are patients with chronic pain and fibromyalgia correctly classified by MMPI-2 validity scales and indexes? *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 5, 123-129.
- Paulhus, D.L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598-609.
- Rogers, R. (2008). Current status of clinical methods. En R. Rogers (Ed.), *Clinical assessment of malingering and deception* (3<sup>a</sup> ed., pp. 391-410). Nueva York: Guilford.
- Rogers, R., Sewell, K.W., Martin, M.A. y Vitacco, M.J. (2003). Detection of feigned mental disorders: A meta-analysis of the MMPI-2 and malingering. *Assessment*, 10, 160-177.
- Vilariño, M., Arce, F., y Fariña, F. (2013). Forensic-clinical interview: Reliability and validity for the evaluation of psychological injury. *European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 5, 1-21.
- Wiggins, J.S. (1959). Interrelationships among MMPI measures of dissimulation under standard and social desirability instructions. *Journal of Consulting Psychology*, 23, 419-427.