

JUAN CARLOS SIERRA, PABLOS SANTOS-IGLESIAS, JOSÉ RICARDO GUTIÉRREZ-QUINTANILLA
VALIDACIÓN DEL ÍNDICE DE ABUSO EN LA PAREJA EN MUJERES DE EL SALVADOR
Revista Mexicana de Psicología, vol. 27, núm. 1, enero, 2010, pp. 5-14,
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243016325001>



Revista Mexicana de Psicología,
ISSN (Versión impresa): 0185-6073
sociedad@psicologia.org.mx
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

[¿Cómo citar?](#) | [Fascículo completo](#) | [Más información del artículo](#) | [Página de la revista](#)

www.redalyc.org

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

VALIDACIÓN DEL ÍNDICE DE ABUSO EN LA PAREJA EN MUJERES DE EL SALVADOR

VALIDATION OF THE INDEX OF SPOUSE ABUSE IN WOMEN FROM EL SALVADOR

JUAN CARLOS SIERRA¹
Universidad de Granada, España

PABLOS SANTOS-IGLESIAS
Universidad de Granada, España

JOSÉ RICARDO GUTIÉRREZ-QUINTANILLA
Universidad Tecnológica de El Salvador, El Salvador

Resumen: Se examina la validez estructural del Índice de Abuso en la Pareja (IAP), evaluando el ajuste de cinco modelos obtenidos en investigaciones precedentes. El IAP, junto a la Escala de Doble Moral, la Escala de Habilidades Sociales y el NEO-FFI, fue aplicado a una muestra de 640 mujeres salvadoreñas con edades entre 16 y 50 años con una relación de pareja. De los cinco modelos, el que presenta un mejor ajuste es el de dos factores oblicuos con 19 reactivos, que presentan coeficientes de fiabilidad satisfactorios. La doble moral sexual y las habilidades sociales son factores explicativos importantes del abuso no físico y físico. Los rasgos de personalidad responsabilidad y neuroticismo juegan un papel menor en la explicación del abuso.

Palabras clave: Índice de Abuso de la Pareja, fiabilidad, validez, doble moral, habilidades sociales, rasgos de personalidad

Abstract: Structural validity of the Index of Spouse Abuse (ISA) is examined by assessing the adjustment of five factorial models proposed from previous research. The ISA, together with the Double Standard Scale, the Social Skills Scale and the NEO-FFI, were applied to a sample made up 640 Salvadorian women whose age ranged between 16 and 50 years and who had had a partner. Among the five proposed models, the one with 19 reactivos clustered into two oblique factors shows the best fit. These two factors show satisfactory reliability coefficients. Sexual double standard and social skills are two of the most important explanatory factors of non-physical and physical abuse. Responsibility and neuroticism personality traits play a lower role in explaining abuse.

Keywords: Index of Spouse Abuse, reliability, validity, double standard, social skills, personality traits

Desde una perspectiva transcultural se ha considerado que a pesar de que el abuso de la mujer en el contexto de pareja es algo muy extendido en diversas culturas (Ferrer, Bosch, & Riera, 2006), se encuentran importantes diferencias entre unas y otras, en cuanto a concepto, aceptación o frecuencia (Levinson, 1989). Entre los factores que establecen estas diferencias se han señalado el nivel de violencia en la sociedad en general y el concepto sesgado de masculinidad, factores que están presentes de forma significativa en la sociedad salvadoreña. Así, El Salvador es uno de los estados americanos con una tasa más alta de mortalidad por homicidios y lesiones inflingidas intencionadamente (Organización Panamericana de la Salud, 2005), presentándose elevadas cifras de violencia intrafamiliar en los últimos años (Observa-

torio Centroamericano sobre Violencia, 2007). Asimismo, las actitudes machistas están muy arraigadas en todos los sectores sociales (Orantes, 2006; Ramos, 2000; Sierra, Gutiérrez, Rojas, & Ortega, 2007).

El Index of Spouse Abuse (Índice de Abuso de Pareja, IAP) de Hudson y McIntosh (1981) constituye uno de los instrumentos que se han venido utilizando en diferentes culturas y países para evaluar algunas formas de violencia o abuso hacia la mujer en el seno de la pareja: Estados Unidos (Hudson & McIntosh, 1981), China (Tang, 1998), España (Cáceres, 2002, 2004) o El Salvador (Sierra, Ortega, Santos, & Gutiérrez, 2007). Llama la atención que su frecuente uso no se vea acompañado de un suficiente número de estudios que avalen sus bondades psicométricas, en general, y su estructura factorial, en

¹ Dirigir correspondencia a: Juan Carlos Sierra, Facultad de Psicología, Universidad de Granada, 18071, Granada, España. Correo electrónico: jcsierra@ugr.es. Este trabajo ha sido financiado por la Agencia Española de Cooperación Internacional dentro del Programa de Cooperación Interuniversitaria e Investigación Científica entre España e Iberoamérica. Proyecto Conjunto de Investigación A/4871/06.

particular. Así por ejemplo, en España son varias las investigaciones que lo utilizaron (Cáceres, 2002, 2004; Cáceres & Cáceres, 2006), pero en ninguna de ellas se informa de las propiedades psicométricas de esta versión adaptada a población española.

De acuerdo al planteamiento original de sus autores, el IAP incluye dos subescalas que evalúan dos formas diferentes de abuso dentro de la pareja: físico (12 reactivos) y no físico (18 reactivos); ambas dimensiones gozan de una adecuada fiabilidad de consistencia interna (Hudson & McIntosh, 1981). Esta solución factorial fue criticada porque en ambas subescalas aparecen reactivos que conceptualmente discrepan del nombre de las mismas. Así por ejemplo, dentro de abuso físico se incluyen reactivos referidos a violencia sexual o aparecen reactivos que en otros instrumentos describen abuso no físico (por ejemplo, *Me grita continuamente*) (Cook, Conrand, Bender, & Kaslow, 2003).

Después del estudio de Hudson y McIntosh (1981) y previamente al trabajo de Cook et al. (2003), Campbell, Campbell, King, Parker y Ryan (1994), mediante análisis factorial exploratorio, llegan a una estructura factorial diferente integrada por tres factores: Abuso no físico (16 reactivos), Control de conductas (7 reactivos) y Abuso físico (7 reactivos). Lo más significativo de esta nueva estructura es que cinco reactivos ubicados originalmente en la subescala de Abuso físico pasan a Abuso no físico, lo que parece coherente a nivel conceptual por el enunciado de los reactivos, ratificándose de este modo las críticas de Cook et al. (2003) a la versión original. En esta nueva distribución de reactivos aparece el factor Control de conductas que aglutina reactivos referidos a un control extremo y aislamiento de la víctima, aspecto independiente del abuso no físico, según Campbell et al. (1994).

Años más tarde, Tang (1998) lleva a cabo una adaptación de la versión original de la IAP a muestras chinas. Una vez descartados los reactivos con cargas factoriales inferiores a 0.50, o superiores a este valor en más de un factor, la versión original del IAP quedó reducida a 19 reactivos agrupados en dos dimensiones, modelo que mostró un buen ajuste en el análisis factorial confirmatorio realizado. El primer factor, denominado No físico, agrupó a 12 reactivos, alcanzando una fiabilidad de consistencia interna de 0.91; el segundo, Físico, aglutinó a 7 reactivos, con un alfa de Cronbach de 0.76. Las correlaciones de estas dos subescalas con las originales de Hudson y McIntosh (1981) fueron elevadas: 0.93 para la dimensión

no física y 0.88 para la física. Además, Tang (1998) también informó de buenos indicadores de validez de esta versión reducida: capacidad para diferenciar a mujeres víctimas de abuso de pareja de mujeres sin experiencias de este tipo, y correlaciones significativas con insatisfacción marital y diversos síntomas clínicos.

Con posterioridad, Cook et al. (2003), en un nuevo análisis de la estructura factorial del IAP, una vez eliminados ocho reactivos (los dos referidos a abuso sexual y los seis con menor carga factorial), plantearon tres factores: Abuso no físico (formado por 11 reactivos, Abuso físico (4 reactivos) y Control de conductas (7 reactivos). Esta nueva estructura es comparada con la estructura bifactorial de Hudson y McIntosh (1981) y la trifactorial de Campbell et al. (1994), presentando la primera un mejor ajuste en el análisis factorial confirmatorio.

Por último, más recientemente, Sierra, Ortega et al. (2007) llevan a cabo el primer estudio psicométrico de la IAP en muestras hispanas. Los resultados del análisis de componentes principales en 300 mujeres salvadoreñas muestran dos factores que explican el 62.86% de la varianza total. Una vez descartados ocho reactivos por cambiar de dimensión con respecto a la propuesta original de Hudson y McIntosh (1981) se obtuvo una versión de 22 reactivos agrupados en Abuso no físico (14 reactivos; $\alpha = 0.95$) y Abuso físico (8 reactivos; $\alpha = 0.88$). Ambas dimensiones correlacionaron negativamente de forma significativa con autoestima y asertividad sexual. No obstante, los autores plantean que los reactivos 3 y 28 encajarían mejor en la dimensión de abuso no físico y que el 22, eliminado por no encajar con la propuesta original de Hudson y McIntosh (1981), está bien situado en la nueva dimensión.

Siguiendo en esta línea, el primer objetivo del presente estudio, que se ha elaborado siguiendo las normas propuestas por Carretero-Dios y Pérez (2007), es analizar la estructura factorial del IAP y evaluar su ajuste a cinco modelos teóricos obtenidos en investigación precedente. Una vez obtenida la solución factorial del IAP, el segundo objetivo pretende analizar la fiabilidad de consistencia interna de las diferentes subescalas que lo componen.

Un foco de interés de la investigación sobre la violencia de pareja se ha centrado en el análisis de factores psicológicos de riesgo presentes en las mujeres víctimas de abuso. Así Walton-Moss, Manganello, Frye y Campbell (2005) señalan una pobre salud mental como factor de riesgo para que la mujer sea víctima de abusos

dentro de la pareja; resultados similares fueron informados recientemente por otros estudios (Caetano, Vaeth, & Ramisetty-Mikler, 2008; Dresch & Meneghel, 2005; Neroin & Schei, 2008). Sin embargo, al no disponer de estudios longitudinales, se hace difícil determinar si la psicopatología es consecuencia de la violencia conyugal o parte de su etiología (Riggs, Caulfield, & Street, 2000). Ante estas limitaciones, puede ser interesante que los estudios transversales presten atención a variables psicológicas que en teoría deberían permanecer estables con el paso del tiempo y que, con una elevada probabilidad, están presentes antes de los episodios de abuso, como puede ser el caso de las actitudes y los rasgos de personalidad. En esta línea, y con objeto de aportar evidencias de validez a las medidas proporcionadas por el IAP, este estudio pretende también analizar el papel que juegan la doble moral sexual y ciertos rasgos de personalidad de la mujer en la explicación del abuso dentro de la pareja. La doble moral sexual alude a actitudes que asumen una mayor libertad para el hombre que para la mujer en cuanto al sexo prematrimonial, la existencia de múltiples parejas sexuales, el inicio sexual a edades tempranas o las relaciones sexuales exentas de compromiso (Sierra, Rojas, Ortega, & Martínez, 2007). Estas actitudes no son exclusivas de los hombres y así como han demostrado Sierra, Gutiérrez et al. (2007), un porcentaje considerable de mujeres muestra este tipo de actitudes. Recientemente, Sierra, Gutiérrez-Quintanilla, Bermúdez y Buena-Casal (2009) han demostrado que, en los hombres, la doble moral sexual constituye un factor de riesgo para perpetrar conductas sexuales agresivas en sus relaciones heterosexuales, por lo que cabe esperar, a su vez, que las mujeres con actitudes de este tipo fuesen más susceptibles a sufrir abuso por parte de sus parejas. De hecho, Sierra, Santos-Iglesias, Gutiérrez-Quintanilla, Bermúdez y Buena-Casal (en prensa) concluyen que, en las mujeres, al igual que ocurre en el hombre, la doble moral sexual es una variable relevante en la explicación de la presencia de actitudes justificadoras del uso de la violencia por parte del hombre en las relaciones heterosexuales. En esta misma línea, Anderson, Ho-Foster, Mitchell, Scheepers y Goldstein (2007) demuestran que las actitudes justificadoras de la violencia sexual se asocian a la violencia de pareja; por su parte, Stith, Smith, Penn, Ward y Tritt (2004) señalan las actitudes favorables hacia la violencia como factor de riesgo de victimización. En cuanto a los rasgos de personalidad, investigaciones previas han pue-

to de manifiesto que las mujeres víctimas de abuso se caracterizan por su poca asertividad general (Schumacher, Feldbau-Kohn, Slep, & Heyman, 2001; Testa & Dermen, 1999; Vogel & Himelén, 1995) y sexual (Sierra, Ortega et al., 2007), pero apenas existen estudios que hayan asociado la victimización con rasgos generales de personalidad como pueden ser los cinco grandes factores (neuroticismo, extraversión, apertura mental, amabilidad y responsabilidad). Por ello, el tercer objetivo del presente estudio es determinar la importancia que la doble moral sexual, las habilidades sociales, el neuroticismo, la extraversión, la apertura mental, la amabilidad y la responsabilidad tienen en la explicación del abuso no físico y físico sufrido por una muestra de mujeres salvadoreñas en el contexto de la pareja. En este sentido se plantean varias hipótesis: la doble moral sexual se relacionará de forma positiva con el abuso no físico y físico; las habilidades sociales se relacionarán de forma negativa con las experiencias de abuso (Schumacher et al., 2001; Testa & Dermen, 1999; Vogel & Heimelén, 1995). Debido a la ausencia de estudios sobre la importancia y la relación de los rasgos de personalidad con las experiencias de abuso, no se plantean hipótesis al respecto.

METODO

Participantes

La muestra estaba compuesta por 640 mujeres salvadoreñas seleccionadas de la población general mediante un procedimiento no probabilístico incidental. La media de edad fue de 26.44 años (DT = 9), oscilando sus edades entre 16 y 50 años. Todas ellas tenían una relación de pareja heterosexual desde hacía al menos tres meses. En cuanto al nivel de estudios, el 1.9% había cursado hasta 3º Grado, el 5.3% hasta 6º Grado, el 8.6% hasta 9º Grado, el 26.7% hasta 3º de Bachillerato y el 57.3% tenían estudios superiores. Aproximadamente la mitad de las mujeres eran solteras (52.7%), el 25% casadas, el 13.4% convivían con su pareja en estado de unión libre y el 8.3% estaban separadas. Por lo que respecta a la ocupación, el 49.8% eran estudiantes, el 24.3% trabajaban fuera del hogar en profesiones no cualificadas, el 14% eran amas de casa y el 11.7% trabajadoras cualificadas. Un 41% residía en poblaciones de menos de 15 000 habitantes, el 33.9% en poblaciones entre 15 000 y 50 000 habi-

tantes, y el 21.1% en poblaciones de más de 50 000 habitantes.

Instrumentos

- Cuestionario sociodemográfico en el que se incluía la edad, los estudios realizados, el tipo de relación de pareja, la ocupación o profesión y el tamaño de la población de residencia.
- El Índice de Abuso en la Pareja (IAP; Hudson & McIntosh, 1981) permite evaluar la frecuencia de comportamientos de abuso (físico y no físico) que ocurren en el momento de la evaluación dentro del seno de una pareja. Se empleó la versión española de Cáceres (2002) compuesta por 30 reactivos contestados sobre una escala tipo Likert de cinco puntos: 1 (Nunca), 2 (Raramente), 3 (Ocasionalmente), 4 (Con frecuencia) y 5 (Casi siempre). El estudio realizado con mujeres hispanas por Sierra, Ortega et al. (2007) informa de adecuados valores de fiabilidad de consistencia interna (alfa de Cronbach).
- Escala de Doble Moral (EDM; Caron, Davis, Halteman, & Stickle, 1993). Se aplicó la versión salvadoreña de Sierra y Gutiérrez-Quintanilla (2007) formada por 8 reactivos contestados en escala Likert desde 1 (Muy en desacuerdo) a 5 (Muy de acuerdo) que presenta un coeficiente de consistencia interna de 0.78 y capacidad para diferenciar entre hombres y mujeres en sus puntuaciones.
- Escala de Habilidades Sociales (EHS; Gismero, 2002). Formada por 32 reactivos contestados en una escala Likert desde 1 (No me identifico en absoluto; la mayor parte de las veces no me ocurre o no lo haré) hasta 4 (Muy de acuerdo y me sentiré a actuar así en la mayoría de los casos). Gismero (2002) informó de una fiabilidad de consistencia interna en población española para el total de la escala de 0.88.
- Inventario NEO Reducido de Cinco Factores (NEO-Red.; Costa & McCrae, 1999). Sus 60 reactivos contestados en una escala Likert de cinco puntos desde 1 (Total desacuerdo) a 5 (Totalmente de acuerdo) proporcionan puntuaciones en cinco dimensiones de la personalidad: Neuroticismo, Extraversión, Apertura, Amabilidad y Responsabilidad. La versión española mostró unos índices de fiabilidad de consistencia interna entre 0.82 y 0.90, dependiendo de la dimensión.

Procedimiento

Las mujeres fueron evaluadas durante los meses de marzo a octubre de 2006, de forma individual o en pequeños grupos por siete evaluadores varones previamente entrenados. Las instrucciones para contestar al cuestionario fueron las mismas para todas las mujeres. Se les indicaba que el objetivo de la evaluación era analizar las relaciones de pareja en El Salvador, que sus respuestas serían completamente anónimas y tratadas de forma confidencial con fines exclusivos de investigación. Una vez obtenido el consentimiento informado de las participantes (únicamente un 1% denegó la invitación a formar parte del estudio), éstas contestaban a la batería de instrumentos (ordenados según aparecen en el texto) en un tiempo aproximado de 50 minutos.

Diseño

De acuerdo con la clasificación propuesta por Montero y León (2007) se trata de un estudio instrumental.

Análisis estadísticos

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con LISREL 8.51 (Jöreskog & Sörbom, 2001) para evaluar el ajuste de los cinco modelos descritos. En la evaluación de los modelos se utilizó el ratio χ^2 por grados de libertad (χ^2/df), el índice de Bondad de Ajuste (Goodness of Fit Index; GFI), el índice Ajustado de Bondad de Ajuste (Adjusted Goodness of Fit Index; AGFI) y el Error de Aproximación Cuadrático Medio (Root Mean Square Error of Approximation; RMSEA). Para el ratio χ^2/df , valores inferiores a 2 indicaron un buen ajuste (Kline, 1998). Valores mayores o iguales a 0.85 de GFI y AGFI señalaron un buen ajuste (Jöreskog & Sörbom, 1993) y para RMSEA, inferiores a 0.05 fueron indicativos de un ajuste adecuado (Browne & Cudeck, 1993). Siguiendo a du Toint y du Toint (2001), se partió de la matriz de correlaciones policórica y la matriz de covarianzas asintótica para realizar todas las estimaciones, más adecuadas al trabajar con variables ordinales. Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados (WLS). A continuación se examinó la fiabilidad de las distintas subescalas a través del coeficiente alfa de Cronbach. Por último, se

llevó a cabo un análisis de regresión múltiple, por pasos sucesivos, tomando como variables independientes las puntuaciones en doble moral sexual, habilidades sociales, neuroticismo, extraversión, apertura mental, amabilidad y responsabilidad, y como variables dependientes el abuso no físico y el abuso físico.

RESULTADOS

Análisis factorial confirmatorio

En la Tabla 1 se muestran los resultados del análisis factorial confirmatorio. En el caso de los dos primeros modelos (Campbell et al., 1994; Hudson & McIntosh, 1981), el tamaño de la muestra resultó insuficiente para generar soluciones admisibles mediante WLS, por lo que alternativamente se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados (ULS). De entre los cinco modelos propuestos, a la vista del ratio χ^2/df el mejor ajuste lo proporciona el modelo de dos factores oblicuos con 19 reactivos ($\chi^2/df = 1.49$). Además, puesto que todos los modelos superan con creces los valores aceptables de GFI y AGFI y dado que RMSEA se considera el mejor indicador de ajuste global del modelo (Marsh, Balla, & Hau, 1996), el modelo planteado por Tang (1998) fue el que mostró el mejor ajuste de todos (RMSEA = 0.029).

Fiabilidad

Una vez demostrado que la estructura bifactorial de 19 reactivos es la más idónea, se pasó al análisis de la fiabilidad de las dos dimensiones Abuso no físico y Abuso físico

(véase las Tablas 2 y 3). La subescala Abuso no físico alcanzó una fiabilidad de consistencia interna de 0.92, situándose la media de respuesta a los reactivos entre 1.33 (reactivo 29) y 1.83 (reactivo 5); las desviaciones típicas se situaron en torno a uno. En cuanto a las correlaciones reactivo-total, éstas superaron en todos los casos el valor de 0.53, y en ningún caso la eliminación de algún reactivo supone un incremento en el coeficiente del alfa de Cronbach de la subescala. Por lo que respecta a Abuso físico, el coeficiente de consistencia interna mediante alfa de Cronbach alcanza un valor de 0.90. En este caso, las medias de respuesta oscilan entre 1.32 del reactivo 30 y 1.52 del reactivo 21. De igual modo que ocurría en la otra dimensión, la correlación reactivo-total se situó por encima de 0.65 y la fiabilidad de la subescala no mejoraba con la eliminación de alguno de sus reactivos.

Validez

Con la finalidad de establecer un modelo explicativo del abuso no físico experimentado por la mujer en el seno de la pareja, mediante el proceso de inclusión por pasos sucesivos se estableció un modelo significativo ($F_{(4,413)} = 24.02, p < 0.001$) que agrupaba cuatro variables, tal como se presenta en la Tabla 4, para el que el coeficiente de determinación corregido fue $R^2 = 0.18$. En la primera etapa se incluyó como variable predictora la doble moral, la cual explicó el 14% de los cambios en abuso no físico; en la segunda etapa se incorporó la variable habilidades sociales que amplió la varianza explicada al 17%; una tercera etapa incluyó responsabilidad, que no llegó a incrementar el porcentaje explicado y, por último, neuroticismo eleva hasta el 18% el porcentaje total de varianza expli-

Tabla 1

Estadísticos de bondad de ajuste para los modelos propuestos sobre el IAP

Modelos	χ^2 a	df	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI
2 factores oblicuos (30 reactivos) ^b	784.41	404	1.94	0.040	0.997	0.997
3 factores oblicuos (30 reactivos) ^c	705.21	402	1.75	0.035	0.997	0.997
2 factores oblicuos (19 reactivos) ^d	226.35	151	1.49	0.029	0.993	0.992
3 factores oblicuos (22 reactivos) ^e	348.37	206	1.69	0.034	0.994	0.993
2 factores oblicuos (22 reactivos) ^f	354.28	208	1.70	0.034	0.994	0.993

Nota: ^a los valores χ^2 son significativos ($p < 0,001$); ^b modelo estructural de Hudson y McIntosh (1981); ^c modelo estructural de Campbell et al. (1994); ^d modelo estructural de Tang (1998); ^e modelo estructural de Cook et al. (2003); ^f modelo estructural de Sierra, Ortega et al. (2007).

Tabla 2

Media (M), desviación típica (DT), correlación reactivo-total (r_{i-T}) y alfa de Cronbach si el reactivo es eliminado (α) en la subescala Abuso no físico

Reactivo	M	DT	r_{i-T}	α
IAP1. Me humilla	1.58	1.04	0.65	0.92
IAP2. Me exige que obedezca a sus caprichos	1.70	1.18	0.61	0.92
IAP5. Se enfada mucho si no hago lo que quiere cuando el quiere	1.83	1.18	0.64	0.92
IAP10. Se cree que soy su esclava	1.45	1.01	0.77	0.91
IAP12. Se enfada mucho si me muestro en desacuerdo con sus puntos de vista	1.77	1.14	0.70	0.91
IAP14. No me presta dinero	1.62	1.13	0.53	0.92
IAP19. No es amable conmigo	1.76	1.26	0.53	0.92
IAP22. No quiere que salga con mis amigas	1.44	0.97	0.75	0.91
IAP25. Está siempre dando órdenes	1.63	1.09	0.76	0.91
IAP26. Me dice cosas que no se pueden aguantar	1.59	1.11	0.76	0.91
IAP28. Le tengo miedo	1.42	0.98	0.77	0.91
IAP29. Me trata como si fuera basura	1.33	0.91	0.77	0.91

Tabla 3

Media (M), desviación típica (DT), correlación reactivo-total (r_{i-T}) y alfa de Cronbach si el reactivo es eliminado (α) en la subescala Abuso físico

Reactivo	M	DT	r_{i-T}	α
IAP4. Me fuerza a hacer actos sexuales que no me gustan	1.45	0.96	0.71	0.89
IAP7. Me golpea o araña	1.40	0.92	0.73	0.89
IAP13. Me amenaza con un arma o cuchillo	1.40	1.03	0.65	0.89
IAP17. Me ha llegado a golpear tan fuerte que llegué a necesitar asistencia médica	1.36	0.91	0.75	0.89
IAP21. Me exige relaciones sexuales aunque esté cansada	1.52	1.08	0.73	0.89
IAP24. Se vuelve agresivo cuando bebe	1.48	1.05	0.68	0.89
IAP30. Actúa como si fuera a matarme	1.32	0.92	0.77	0.88

Tabla 4

Resumen del modelo de regresión obtenido para explicar el abuso no físico

Modelo	R	R ² corregida	B	Beta	t	Sg.	r parcial	R semi parcial	Tolerancia	FV
1	0.37	0.14	0.43	0.32	6.83	0.000	0.32	0.30	0.90	1.11
2	0.41	0.17	-0.09	-0.13	-2.61	0.009	-0.13	-0.12	0.79	1.27
3	0.42	0.17	-0.14	-0.11	-2.47	0.014	-0.12	-0.11	0.93	1.07
4	0.43	0.18	0.14	0.11	2.27	0.024	0.11	0.10	0.85	1.18

cada. Los coeficientes beta reflejan el impacto relativo de las variables sobre abuso no físico; por orden de influencia sobre la variable criterio se situaron doble moral ($\beta = 0.32$), habilidades sociales ($\beta = -0.13$), responsabilidad ($\beta = -0.11$) y neuroticismo ($\beta = 0.11$). Este orden se mantuvo en correlaciones parciales y semiparciales. Por otro lado, las cuatro variables incluidas en el modelo definitivo mostraron una tolerancia adecuada y el factor de inflación de varianza (FIV) presentó valores muy bajos en todos los casos (1.11; 1.27; 1.07; y 1.18, respectivamente), que no indicaron problemas de multicolinealidad.

Con respecto al abuso físico se obtuvo un modelo significativo ($F_{(3,413)} = 30.77, p < 0.001$) conformado por tres variables (véase la Tabla 5) para el que el coeficiente de determinación corregido fue $R^2 = 0.18$. En una primera etapa se incluyó la doble moral, la cual explicó el 13% de los cambios en abuso físico; en la segunda etapa se incorporó la variable habilidades sociales que amplió la varianza explicada al 16%; en una tercera, y última etapa, se incluyó responsabilidad, incrementándose hasta el 18% el porcentaje total de varianza explicada. Los coeficientes beta reflejan el impacto relativo de las variables sobre abuso físico; por orden de influencia sobre la variable criterio se situaron doble moral ($\beta = 0.32$), habilidades sociales ($\beta = -0.17$) y responsabilidad ($\beta = -0.13$). Este orden se mantuvo en correlaciones parciales y semiparciales. Por otro lado, las cuatro variables incluidas en el modelo definitivo mostraron una tolerancia adecuada y el factor de inflación de varianza (FIV) presentó valores muy bajos en todos los casos (1.11; 1.13; y 1.03, respectivamente), que no indicaron problemas de multicolinealidad.

DISCUSION Y CONCLUSIONES

En primer lugar, en este estudio se pretendió examinar en una muestra de mujeres salvadoreñas el ajuste de las

diferentes estructuras factoriales propuestas en la literatura sobre el Índice de Abuso de la Pareja de Hudson y McIntosh (1981). Para ello se validaron cinco modelos diferentes, tres propuestos con muestras anglosajonas (Campbell et al., 1994; Cook et al., 2003; Hudson & McIntosh, 1981), uno con muestras chinas (Tang, 1998) y otro en muestras salvadoreñas (Sierra, Ortega et al., 2007); además, todos ellos difieren en cuanto a número de factores y número de reactivos que los componen.

Los resultados hallados señalan que el mejor ajuste se produce con el modelo de dos factores oblicuos de 19 reactivos de Tang (1998): Abuso no físico (12 reactivos: 1, 2, 5, 10, 12, 14, 19, 22, 25, 26, 28 y 29) y Abuso físico (7 reactivos: 4, 7, 13, 17, 21, 24 y 30). Si comparamos esta estructura con la original de Hudson y McIntosh (1981), apreciamos que los reactivos 19, 21, 22 y 28 cambian de dimensión con respecto a la propuesta original, siendo en todos los casos un cambio coherente conceptualmente. Así los reactivos No es amable conmigo, Me grita continuamente y Le tengo miedo se reubican en abuso no físico, mientras que Me exige relaciones sexuales aunque esté cansada se sitúa en abuso físico. Si comparamos la versión de Tang (1998) con la de Sierra, Ortega et al. (2007) vemos que la primera incluye 3 reactivos menos, teniendo en común ambas versiones 8 reactivos en la dimensión Abuso no físico y 4 en Abuso físico. A la luz de los resultados encontrados en la muestra de mujeres salvadoreñas del presente estudio, la estructura más adecuada sería la de 19 reactivos agrupados en dos factores: Abuso no físico y Abuso físico. Además, estas dos dimensiones gozarían de óptimos coeficientes de fiabilidad de consistencia interna: 0.92 y 0.90, respectivamente.

En segundo lugar, y con el objetivo de aportar evidencias acerca de la validez de las medidas del IAP, se planteó analizar la influencia que la doble moral sexual, las habilidades sociales y los cinco grandes factores de personalidad (neuroticismo, extraversión, apertura mental, amabilidad y responsabilidad) pueden tener sobre la

Tabla 5

Resumen del modelo de regresión obtenido para explicar el abuso físico

Modelo	R	R ² corregida	B	Beta	t	Sig.	r parcial	r semi parcial	Tolerancia	FV
1	0.36	0.13	0.24	0.32	6.82	0.000	0.32	0.30	0.90	1.11
2	0.41	0.16	-0.07	-0.17	-3.53	0.000	-0.17	-0.16	0.89	1.13
3	0.43	0.18	-0.09	-0.13	-2.97	0.003	-0.14	-0.13	0.97	1.03

victimización femenina en las relaciones de pareja. Para dicho objetivo se establecieron dos modelos de regresión con el fin de explicar el abuso no físico y el abuso físico a partir de dichas variables. En ambas modalidades de abuso, el modelo de regresión explica un 18% de la varianza, siendo las variables explicativas prácticamente las mismas en ambos casos. La variable con mayor poder predictivo es la doble moral sexual, mientras que los rasgos de personalidad incrementan en muy poca intensidad el poder explicativo del modelo. La mujer que asume un papel pasivo en sus relaciones sexuales, dejando la iniciativa y el control a su compañero, está en mayor riesgo de ser víctima de abuso por parte de su pareja que aquella que toma un papel activo. Las actitudes machistas se han considerado como un elemento importante para explicar las conductas agresivas del hombre hacia la mujer (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1998, 2009; Echeburúa, Sarasua, Zubizarreta, & de Corral, 2009; Sierra et al., 2009; Stith et al. 2004), y su papel podrá parecer menos relevante en la explicación de la victimización en la mujer, como se deja entrever en el metaanálisis de Stith et al. (2004). Los resultados encontrados en el presente estudio indican lo contrario. Esta importancia de la doble moral podrá deberse a que las mujeres con puntuaciones elevadas en doble moral tienden a justificar el uso de la violencia por parte del hombre en las relaciones heterosexuales, tal como demuestran Sierra, Santos-Iglesias et al. (en prensa), lo que puede llevarlas a asumir, e incluso aceptar, los abusos por parte de sus parejas.

Por otro lado, en un estudio realizado con mujeres salvadoreñas, Sierra, Ortega et al. (2007) encuentran correlaciones estadísticamente significativas de sentido negativo entre asertividad sexual y abuso (físico y no físico); es decir, las mujeres que asumen un papel activo en sus relaciones sexuales tienen menor probabilidad de ser abusadas por sus parejas. La relevancia de la asertividad en la victimización se pone de manifiesto en el hecho de que la segunda variable en importancia en la explicación del abuso son las habilidades sociales, lo cual es consistente con los resultados de estudios previos (Schumacher et al., 2001; Testa & Dermen, 1999; Vogel & Himelen, 1995), que concluyen que las mujeres víctimas de abuso manifiestan bajos niveles de asertividad. Esta importante característica se observa en el hecho de que muchos programas de intervención en mujeres abusadas inciden en el entrenamiento en asertividad (Reed & Enright, 2006).

Por lo que respecta al peso de los rasgos generales de personalidad, estos, como cabría esperar, ejercen escasa influencia sobre la victimización. Únicamente, responsabilidad y neuroticismo muestran un mínimo poder explicativo. Las mujeres con capacidad de planificación, organización y ejecución de tareas serán menos propensas a sufrir abuso en sus relaciones de pareja, mientras que aquellas con tendencias a experimentar estados emocionales negativos (miedo, melancolía, vergüenza, ira o culpabilidad) corren mayor riesgo de ser víctimas, lo cual parece confirmar los resultados del metaanálisis de Stith et al. (2004), en el que la depresión y el miedo a la violencia se presentan como factores moderados de riesgo de victimización; en esta misma línea, se sitúan los recientes resultados de Echeburúa, Fernández-Montalvo y Corral (2008). Resulta llamativo, en cambio, el hecho de que los niveles de extraversión de la mujer no muestren ninguna asociación con el abuso, cuando las habilidades sociales constituyen un factor explicativo, lo cual estaría indicando que el factor Extraversión incluido en el NEO-Red incluye más facetas que la asertividad, tal como señalan sus autores (Costa & McCrae, 1999).

En definitiva, los resultados de este estudio, además de aportar indicadores acerca de la fiabilidad y validez de una estructura bifactorial del IAP formada por 19 reactivos, ponen de manifiesto que la doble moral sexual constituye un importante factor de riesgo para que las mujeres sean víctimas de la violencia en el seno de la pareja, lo que implica que los programas de igualdad de género que buscan combatir las actitudes machistas, no solamente deben ir dirigidos a los hombres sino también a las mujeres con el objetivo de que éstas puedan hacer frente a los abusos por parte de sus parejas. Este cambio de actitudes con el fin de desterrar la doble moral en las mujeres debe ir acompañado de programas de entrenamiento en habilidades sociales, pues se ha demostrado que actuarán como un factor inhibitorio del abuso.

Este estudio posee, sin embargo, ciertas limitaciones, siendo la principal de ellas haber trabajado con una muestra incidental, lo que hace imposible la generalización de los resultados a la población de mujeres salvadoreñas. Otra de las limitaciones es que la muestra está compuesta únicamente por mujeres, por lo que no se puede saber si la estructura factorial se mantendrá en el caso de los varones. Convendría también haber empleado una rango de edad más amplio y con mayor representación de mujeres de edades más avanzadas. Así se proponen es-

tudios futuros en los que se incluyan varones y mujeres de rangos amplios de edad, de forma que permita no sólo contrastar la invarianza factorial del IAP, sino establecer modelos explicativos del abuso de la pareja en ambos sexos. Por último, será importante realizar estudios con víctimas de abuso por parte de la pareja para poner a prueba la capacidad discriminante del instrumento y su utilidad como elemento diagnóstico.

REFERENCIAS

- Anderson, N., Ho-Foster, A., Mitchell, S., Scheepers, E., & Goldstein, S. (2007). Risk factors for domestic physical violence: National cross-sectional household surveys in eight southern African countries. *BMC Women's Health*, 7, 11.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cáceres, J. (2002). Análisis cuantitativo y cualitativo de la violencia doméstica en la pareja. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 61, 57-67.
- Cáceres, J. (2004). Violencia física, psicológica y sexual en el ámbito de la pareja: Papel del contexto. *Clínica y Salud*, 15, 33-54.
- Cáceres, A., & Cáceres, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 271-284.
- Caetano, R., Vaeth, P. A. C., & Ramisetty-Mikler, S. (2008). Intimate partner violence victim and perpetrator characteristics among couples in the United States. *Journal of Family Violence*, 23, 507-518.
- Campbell, D. W., Campbell, J., King, Ch., Parker, B., & Ryan, J. (1994). The reliability and factor structure of the Index of Spouse Abuse with African-American women. *Violence and Victims*, 9, 259-274.
- Caron, S. L., Davis, C. M., Halteman, W. A., & Stickle, M. (1993). Double Standard Scale. En C. M. Davis, W. L. Yarber, R. Bauserman, G. Scherer, & S. L. Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 182-183). Londres: Sage.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Cook, S. L., Conrad, L., Bender, M., & Kaslow, N. L. (2003). The internal validity of the Index of Spouse Abuse in African American women. *Violence and Victims*, 18, 641-657.
- Costa, P. T. Jr., & McCrae, R. R. (1999). NEO-FFI, Inventario NEO reducido de Cinco Factores. Madrid: TEA.
- Dresch, K. J. F., & Meneghel, S. N. (2005). Perfil da violência de gênero perpetrada por companheiro. *Revista de Saude Publica*, 39, 695-701.
- du Toint, M., & du Toint, S. (2001). *Interactive LISREL: User's guide*. Lincolnwood, IL: SSI.
- Echeburúa, E., & Fernández-Montalvo, J. (1998). Hombres maltratadores. Aspectos teóricos. En E. Echeburúa y P. Corral (Eds.), *Manual de violencia familiar* (pp. 73-90). Madrid: Siglo XXI.
- Echeburúa, E., & Fernández-Montalvo, J. (2009). Evaluación de un programa de tratamiento en prisión de hombres condenados por violencia grave contra la pareja. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 5-20.
- Echeburúa, E., Fernández-Montalvo, J., & de Corral, P. (2008). Hay diferencias entre la violencia grave y la violencia menos grave contra la pareja: Un análisis comparativo. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 355-382.
- Echeburúa, E., Sarasua, B., Zubizarreta, I., & de Corral, P. (2009). Evaluación de la eficacia de un tratamiento cognitivo-conductual para hombres violentos contra la pareja en un marco comunitario: Una experiencia de 10 años (1997-2007). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 199-217.
- Ferrer, P. V. A., Bosch, F. E., & Riera, M. T. (2006). Las dificultades en la cuantificación de la violencia contra las mujeres: Análisis psicosocial. *Intervención Psicosocial*, 15, 181-201.
- Gismero, E. (2002). EHS. Escala de Habilidades Sociales. Madrid: TEA.
- Hudson, W. W., & McIntosh, S. R. (1981). The assessment of spouse abuse: Two quantifiable dimensions. *Journal of Marriage and the Family*, 43, 873-888.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2001). *LISREL 8.51*. Chicago: Scientific Software International.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York: Guilford Press.
- Levinson, D. (1989). *Family violence in a cross-cultural perspective*. Los Angeles: Sage.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K. T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical processes. En G.A. Marcoulides, & R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling techniques* (pp. 315-353). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Neroin, I. A., & Schei, B. (2008). Partner violence and health: Results from the first national study on violence against women in Norway. *Scandinavian Journal of Public Health*, 36, 161-168.
- Observatorio Centroamericano sobre Violencia (2007). Denuncias de Violencia Intrafamiliar, maltrato infantil y agresión sexual (2002-agosto 2007). Recuperado el 22 de abril de 2008 de http://www.ocavi.com/docs_files/file_399.pdf

- Orantes, B. R. (2006). La incidencia de factores criminógenos en el desarrollo de las conductas antisociales en El Salvador. San Salvador: Universidad Tecnológica de El Salvador.
- Organización Panamericana de la Salud (2005). Género, Salud y Desarrollo en las Américas: Indicadores básicos, 2005. Recuperado el 24 de Julio de 2006, de <http://www.paho.org/Spanish/AD/GE/GenderBrochure1.htm>
- Ramos, E. (2000). Prejuicios y tabúes sexuales prevalentes en los jóvenes universitarios. *Entorno*, 2000, 39-57.
- Reed, G. L., & Enright, R. D. (2006). The effects of forgiveness on depression, anxiety, and posttraumatic stress for women after spousal emotional abuse. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 920-929.
- Riggs, D., Caulfield, M., & Street, A. (2000). Risk for domestic violence: Factors associated with perpetration and victimization. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 1289-1316.
- Schumacher, J. A., Feldbau-Kohn, S., Slep, A. M. S., & Heyman, R. E. (2001). Risk factors for male- to- female partner physical abuse. *Aggression and Violent Behavior*, 6, 281-352.
- Sierra, J. C., Gutiérrez, R., Rojas, A., & Ortega, V. (2007, julio). Estudio transcultural sobre prejuicios sexuales (doble moral sexual y actitud favorable hacia la violación) entre estudiantes universitarios españoles y salvadoreños. Ponencia presentada en el XXXI Congreso Interamericano de Psicología. México D.F., México.
- Sierra, J. C., & Gutiérrez-Quintanilla, J. R. (2007). Estudio psicométrico de la versión salvadoreña de la Double Standard Scale. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 82, 23-30.
- Sierra, J. C., Gutiérrez-Quintanilla, J. C., Bermúdez, M. P., & Buela-Casal, G. (2009). Male sexual coercion: Analysis of a few associated factors. *Psychological Reports*, 105, 69-79.
- Sierra, J. C., Ortega, V., Santos, P., & Gutiérrez, J. R. (2007). Estructura factorial, consistencia interna e indicadores de validez de la versión española del Index of Spouse Abuse. *Boletín de Psicología*, 91, 83-96.
- Sierra, J. C., Rojas, A., Ortega, V., & Martín Ortiz, J. D. (2007). Evaluación de actitudes sexuales machistas en universitarios: Primeros datos psicométricos de las versiones españolas de la Double Standard Scale (DSS) y de la Rape Supportive Attitude Scale (RSA S). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 7, 41-60.
- Sierra, J. C., Santos-Iglesias, P., Gutiérrez-Quintanilla, J. R., Bermúdez, M. P., & Buela-Casal, G. (en prensa). Factors associated with rape-supportive attitudes: Sociodemographic variables, aggressive personality, and sexist attitudes. *Spanish Journal of Psychology*.
- Stith, S. M., Smith, D. B., Penn, C. E., Ward, D. B., & Tritt, D. (2004). Intimate partner physical abuse perpetration and victimization risk factors: A meta-analytic review. *Aggression and Violent Behavior*, 10, 65-98.
- Tang, C. (1998). Psychological abuse of Chinese wives. *Journal of Family Violence*, 13, 299-314.
- Testa, M., & Dermen, K. H. (1999). The differential correlates of sexual coercion and rape. *Journal of Interpersonal Violence*, 14, 548-561.
- Vogel, R. E., & Himelén, M. J. (1995). Dating and sexual victimization: An analysis of risk factors among precollege women. *Journal of Criminal Justice*, 23, 153-162.
- Walton-Moss, B. J., Manganello, J., Frye, V., & Campbell, J. C. (2005). Risk factors for intimate partner violence and associated injury among urban women. *Journal of Community Health*, 30, 377-389.

Recibido: 04 de junio de 2009

Aceptado: 30 de noviembre de 2009