

INVENTARIO DE ACTITUDES NEGATIVAS HACIA LA MASTURBACIÓN: VALIDEZ, FIABILIDAD Y PROPUESTA DE UNA VERSIÓN REDUCIDA PARA POBLACIÓN ADOLESCENTE

Juan Carlos Sierra*
Pablo Santos Iglesias*
y Fredy S. Monge**

Resumen

El Inventario de Actitudes Negativas hacia la Masturbación (IANM) constituye uno de los escasos autoinformes que evalúa de forma específica actitudes hacia la masturbación. Este estudio plantea examinar su estructura factorial mediante análisis factorial confirmatorio (AFC), analizar su fiabilidad, y aportar evidencias acerca de su validez convergente y discriminante. Una muestra formada por 1.083 adolescentes (13-17 años) contestó al IANM, a la Encuesta de Opinión Sexual y al Índice Hurlbert de Fantasías Sexuales. El análisis factorial exploratorio aisló tres factores, presentando uno de ellos pésimas cualidades métricas, por lo que fue eliminado. El AFC posterior ratificó la estructura bifactorial, obteniéndose adecuados coeficientes de fiabilidad de consistencia interna, y evidencias acerca de su validez convergente y discriminante.

Palabras clave: actitudes hacia la masturbación, adolescentes, validez, fiabilidad.

Key words: attitudes toward masturbation, adolescents, validity, reliability.

Las ideas judeo-cristianas acerca de que la procreación es el único fin de la conducta sexual, junto a las críticas vertidas por algunos autores, amparados por la ciencia médica, desde el siglo XVIII hasta principios del XX (por ejemplo, Tissot), hicieron que las actitudes hacia la masturbación hayan sido en muchas ocasiones de carácter negativo. A pesar de que la situación ha ido cambiando a lo largo de las últimas décadas, debido en parte al acceso que la población general tiene a una mayor y más cualificada información sexual, la masturbación sigue siendo una conducta sexual asociada a sentimientos confusos y, en ocasiones, culpabilidad. Así se pone de manifiesto, por ejemplo, en el estudio de Ortega, Ojeda, Sutil y Sierra (2005), en el que un factor relevante a la hora de explicar la culpabilidad sexual en adolescentes españoles eran precisamente las acti-

tudes negativas hacia la masturbación. En un estudio más reciente llevado a cabo entre adolescentes salvadoreños, la culpabilidad sexual fue asociada también a actitudes negativas hacia la masturbación (Sierra, Perla y Santos-Iglesias, 2011). En otras culturas ocurre algo similar, y así Liu y cols. (2010) señalan que un 22,99% de una amplia muestra de personas chinas cree que la masturbación tiene un impacto negativo sobre la salud, mientras que un 12,69% experimenta culpabilidad con la misma.

A pesar de que en ocasiones la masturbación aparece vinculada a sentimientos de culpabilidad como consecuencia de actitudes negativas hacia la misma, su práctica está presente en todas las sociedades y culturas, y prácticamente a todas las edades, desde la infancia hasta la vejez. Utilizando datos del National Health and Social Life Survey, Das (2007) concluye que entre los 18-60 años, un 38% de mujeres y un 61% de hombres estadounidenses se habían masturbado durante el último año. Por su parte, Gerressu, Mercer, Graham, Wellings y Johnson (2008) indican que un 73% de hombres y un 36,8%

* Juan Carlos Sierra, Pablo Santos Iglesias, Universidad de Granada, España

** Fredy S. Monge, Universidad Tecnológica de Los Andes, Perú

E-Mail: jcsierra@ugr.es

REVISTA ARGENTINA DE CLÍNICA PSICOLÓGICA XXII p.p. 57-66

© 2013 Fundación AIGLÉ.

de mujeres británicas entre 16 y 44 años habían tenido experiencias masturbatorias en las últimas cuatro semanas. En población china, Das, Parish y Lauman (2009) informan que un 13% de mujeres y un 35% de hombres entre 20 y 59 años reportan algún tipo de práctica autoerótica en el último año.

A pesar de que la masturbación puede constituir ya una manifestación sexual común durante la niñez (Mallants y Casteels, 2008), será durante la adolescencia cuando incrementa considerablemente su frecuencia, constituyendo una forma de conocimiento del propio cuerpo y de su potencial sexual (Weinstein y Rosen, 1991). En España, la encuesta de Malo de Molina, Valls Blanco y Pérez Gómez (1988) pone de manifiesto que un 83,5% de varones y un 39,7% de mujeres de 14-19 años se habían masturbado. En el estudio de Sierra y cols. (2011) se informa que un 25,42% de los adolescentes salvadoreños entre 14 y 18 años evaluados habían tenido experiencias masturbatorias.

Dada la relevancia de esta práctica sexual en la adolescencia, la mayoría de programas de educación sexual dirigidos a jóvenes abordan esta conducta desde una perspectiva de los conocimientos y actitudes hacia la misma. Sin embargo, a pesar de la importancia del tema, apenas existen instrumentos que permitan evaluar las actitudes hacia la masturbación. El mejor exponente sería el Inventario de Actitudes Negativas hacia la Masturbación (IANM) elaborado por Abramson y Mosher (1975). Originalmente, sus 30 ítems fueron agrupados en tres subescalas: Actitudes positivas hacia la masturbación, Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación y Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación; sin embargo, sus autores no llegan a informar acerca de la fiabilidad de las mismas, aunque sí de la escala total: coeficiente de 0,75 obtenido mediante el método de las dos mitades. Con posterioridad, Sierra, Perla y Gutiérrez-Quintanilla (2010) realizan una adaptación de la escala al español, aislando también tres factores: Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación ($\alpha = 0,85$), Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación ($\alpha = 0,85$) y Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación ($\alpha = 0,61$). La distribución de los ítems en los tres factores fue muy parecida, aunque no coincidente, en ambas versiones.

En este estudio instrumental se pretende ahondar en las propiedades psicométricas de la versión española del IANM en población adolescente, para lo cual se llevará a cabo un análisis de su estructura factorial, la cual se pondrá a prueba, por primera vez, mediante análisis factorial confirmatorio; además, se examinará su fiabilidad y se aportarán algunas evidencias acerca de la validez de sus medidas. En

este sentido, se examinará: a) la validez convergente correlacionando las puntuaciones del IANM con la erotofilia y las actitudes positivas hacia las fantasías sexuales, esperándose obtener correlaciones negativas; y b) la validez discriminante, analizando las diferencias entre adolescentes que se han masturbado y adolescentes que no se han masturbado nunca, hipotetizando que estos últimos tendrán actitudes más negativas hacia la masturbación.

Método

Participantes

Participaron un total de 533 varones y 550 mujeres adolescentes peruanos, con edades comprendidas entre 13 y 17 años. La media de edad fue 14,89 (DT = 1,40) en los varones y 14,92 (DT = 1,40) en las mujeres. El resto de los datos sociodemográficos se pueden observar en la Tabla 1. Para el análisis de datos, la muestra fue dividida de forma aleatoria en dos submuestras distintas. La primera de ellas fue seleccionada aleatoriamente mediante SPSS 17.0 a través de un muestreo aleatorio sin reposición, y estuvo compuesta por 400 participantes (200 varones y 200 mujeres) que serían empleados para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE). Este tamaño muestral se considera "bueno" para la realización del AFE (Tabachnick y Fidell, 2007). La segunda submuestra estuvo formada por 683 participantes (333 varones y 350 mujeres) y fue usada para realizar el análisis factorial confirmatorio (AFC). Ambas submuestras no se diferenciaban en edad ($t(1081) = -1,51, p = 0,13$), curso escolar ($\chi^2(4) = 4,90, p = 0,29$), zona de residencia ($\chi^2(1) = 1,16, p = 0,28$), ni en los familiares con los que viven los adolescentes ($\chi^2(4) = 2,24, p = 0,69$).

Instrumentos

Inventario de Actitudes Negativas hacia la Masturbación (IANM; Abramson y Mosher, 1975). Se empleó la versión española de Sierra y cols. (2010) formada por 30 ítems contestados en escala Likert de cinco puntos desde 1 (totalmente falso) a 5 (totalmente verdadero), invirtiéndose la puntuación en 10 de ellos, de modo que a mayor puntuación mayor actitud negativa hacia la masturbación. Sus propiedades psicométricas aparecen descritas en la introducción.

Encuesta de Opinión Sexual (EOS; Fisher, Byrne, White y Kelley, 1988). Se utilizó la versión española de Sierra, Ortega y Gutiérrez-Quintanilla (2008) formada por 16 ítems contestados en escala Likert de siete puntos desde 1 (totalmente en desacuerdo) hasta 7 (totalmente de acuerdo) que conforman un

Tabla 1. Datos sociodemográficos en varones y mujeres

VARIABLE	VARONES		MUJERES	
	N	%	N	%
CURSO				
Primero	5	0,9	10	1,8
Segundo	128	24,1	137	24,9
Tercero	137	25,8	71	12,9
Cuarto	99	18,6	172	31,3
Quinto	162	30,5	160	29,1
ZONA RESIDENCIA				
Urbana	457	87,2	479	87,6
Rural	67	12,8	68	12,4
VIVE CON				
Padres	440	82,6	482	87,6
Abuelos	10	1,9	9	1,6
Tíos	21	4	13	2,4
Otro familiar	35	6,6	38	6,9
Solo	25	4,7	8	1,5

único factor (Erotofilia). Su fiabilidad de consistencia interna es de 0,84 y presenta adecuados índices de validez (Sierra y cols., 2008). En la muestra de este estudio se obtuvo un alfa de Cronbach de 0,71.

Índice Hurlbert de Fantasías Sexuales (IHFS; Hurlbert y Apt, 1993). Se empleó la versión española de Desvarieux, Salamanca, Ortega y Sierra (2005) formada por 10 ítems contestados en escala tipo Likert de cinco puntos desde 0 (nunca) a 4 (siempre). Puntuaciones elevadas reflejan una actitud positiva hacia las fantasías sexuales. Su fiabilidad de consistencia interna es de 0,85 y presenta una adecuada validez convergente con la frecuencia de fantasías sexuales (Desvarieux y cols., 2005; Perla, Sierra, Vallejo-Medina y Gutiérrez-Quintanilla, 2009) y la erotofilia (Perla y cols., 2009). En el presente estudio se obtuvo un alfa de Cronbach de 0,89.

Cuestionario sociodemográfico en el que se preguntaba acerca del sexo, la edad, el curso escolar, la zona de residencia y las personas con las que convivía cada uno de los adolescentes.

Procedimiento

La evaluación se llevó a cabo en dos centros educativos públicos representativos de la ciudad de Cusco-Perú (Inca Garcilaso de la Vega y Clorinda Matto de Turner) una vez obtenido el consentimiento informado de padres y educadores de los alumnos. En primer lugar, se realizó un estudio piloto en 60 adolescentes (30 varones y 30 mujeres) con características sociodemográficas similares a las de la muestra final del estudio, con la finalidad de determinar el nivel de comprensión de los ítems de cada uno de los cuestionarios, no encontrándose ninguna dificultad. A continuación se procedió a la evaluación de la muestra entre los meses de marzo y sep-

tiembre de 2010, en horarios establecidos por los Directores de los centros y Tutores de los alumnos. La aplicación de los instrumentos fue llevada a cabo en las aulas por un evaluador entrenado para tal fin en grupos de 35 alumnos. Todos los participantes contestaron de forma voluntaria y se garantizó en todo momento la confidencialidad y anonimato de las respuestas.

Análisis de datos

Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) mediante el método de componentes principales con rotación varimax con SPSS 17.0. A continuación se llevó a cabo un análisis de ítems y de fiabilidad de las escalas obtenidas. Una vez establecida la escala final, ésta se puso a prueba mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) con LISREL 8.51 (Jöreskog y Sörbom, 2001). Debido a la violación del supuesto de normalidad multivariada se empleó un método de estimación robusto de máxima verosimilitud (Brown, 2006). Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon de forma simultánea varios indicadores (Tanaka, 1993): el valor χ^2 y el ratio χ^2 por sus grados de libertad, el Goodness of Fit Index (GFI), el Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) y el Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA); valores por encima de 0,90 en GFI y AGFI (Jöreskog y Sörbom, 1993) y por debajo de 0,06 en RMSEA (Hu y Bentler, 1999) se tomarán como indicadores de buen ajuste.

Resultados

Análisis factorial exploratorio (AFE)

La prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 2087,44$, $p < 0,001$) y el índice de adecuación mues-

tral Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0,83$) muestran datos adecuados para este tipo de análisis. Tanto el gráfico de sedimentación como el análisis paralelo sugirieron la extracción de tres factores que explicaban un 30,70% de la varianza de las puntuaciones, con una solución muy parecida a la encontrada por Sierra y cols. (2010), tal como puede apreciarse en la Tabla 2. El primer factor coincide con la dimensión Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación de Sierra y cols., incluyendo además el ítem 1. El segundo factor es muy similar a Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación, pero en este caso no incluye los ítems 10, 12 y 20, que han sido agrupados en el tercer factor. Por último, el tercer factor coincide en parte con Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación, pero no incluye el ítem 1 (que ahora se encuentra en el primer factor) e integra los ítems 10, 12 y 20. No obstante, dado que la saturación factorial del ítem 12 en el factor 2 es igual a 0,30, la

diferencia con la saturación en el factor 3 es menor que 0,05 y que su contenido se ajusta más al factor 2, se decidió mantenerlo en el factor 2 respetando la estructura de Sierra y cols. (2010).

Análisis de ítems y fiabilidad

Los resultados del análisis de ítems (véase la Tabla 3) mostraron que las medias de los reactivos del primer factor estuvieron comprendidas entre 2,57 (ítem 3) y 3,76 (ítem 5), mientras que las desviaciones típicas superaron en todos los casos la unidad. Las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a 0,35 (Nunnally y Bernstein, 1995), excepto en los ítems 3 ($rit = 0,27$), 5 ($rit = 0,21$), 11 ($rit = 0,29$) y 1 ($rit = -0,38$). En este caso, sólo la eliminación del ítem 1 producía una mejora significativa del valor alfa de Cronbach, que pasaría de 0,62 a 0,74. Por la falta de coherencia teórica del ítem 1 con este factor, su correlación ítem-total negativa y el aumento de

Tabla 2. Resultados del análisis factorial exploratorio

ITEMS	FACTOR I	FACTOR II	FACTOR III	H ²
17	0,67*			0,50
27	0,66*			0,51
29	0,61*			0,38
22	0,58*			0,36
13	0,57*			0,37
14	0,52*			0,35
1	-0,49			0,31
5	0,41*			0,20
3	0,41*			0,17
11	0,35*			0,25
26		0,65*		0,43
19		0,60*		0,39
30		0,58*		0,38
16		0,55*		0,35
23		0,54*		0,29
18		0,53*		0,34
25		0,45*		0,26
24		0,41*		0,19
15		0,41*		0,23
28		0,37*		0,25
21		0,34*		0,27
4	0,30		0,49*	0,38
8			-0,49*	0,28
7			0,48*	0,26
6			0,46*	0,24
9			0,46*	0,26
10			0,43	0,26
20			0,41	0,18
2			0,36*	0,25
12		0,30*	0,32	0,19
% varianza	12,08	11,04	7,58	
eigenvalue	3,62	3,13	2,27	

Nota. Se muestran las saturaciones factoriales por encima de 0,30 y en negrita la solución factorial final; h₂: comunalidades; * Ítems que coinciden con la distribución factorial de Sierra y cols. (2010).

la fiabilidad de la subescala se decidió eliminarlo, de modo que el primer factor (Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación) queda formado por 9 ítems (3, 5, 11, 13, 14, 17, 22, 27 y 29) –al igual que la versión de Sierra y cols., a excepción del ítem 8– y tiene una fiabilidad de consistencia interna final igual a 0,74.

En el caso del segundo factor (Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación), las medias se situaron entre 2,80 (ítem 23) y 3,41 (ítem 25) y todas las desviaciones típicas superaron también la unidad. Las correlaciones ítem-total corregidas fueron superiores a 0,35 excepto en el ítem 12 ($r_{it} = 0,28$), pero su eliminación no mejoraba la consistencia interna de la subescala, que fue igual a 0,75. Por tanto, este factor quedaría configurado por los ítems 12, 15, 16, 18, 19, 21, 23, 24, 25, 26, 28 y 30.

Por último, el tercer factor (Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación) mostró ítems con medias comprendidas entre 2,50 (ítem 7) y 3,23 (ítem 8), siendo las desviaciones típicas superiores a la unidad en todos los casos. Respecto a las correlaciones ítem-total corregidas, ninguna de ellas superó el valor 0,35. La fiabilidad total de este factor fue igual a 0,40. Debido a la escasa fiabilidad que no alcanza valores satisfactorios con la eliminación de ningún ítem y a las bajas correlaciones ítem-total se decidió eliminar este factor de la solución final, quedando por tanto conformada la escala final por 21 ítems agrupados en dos factores.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

En el AFC se comparó el modelo de 21 ítems agrupados en dos factores, frente a una solución unifactorial en la que los 21 ítems se agrupaban en una

Tabla 3. Análisis de ítems y fiabilidad en cada factor por separado

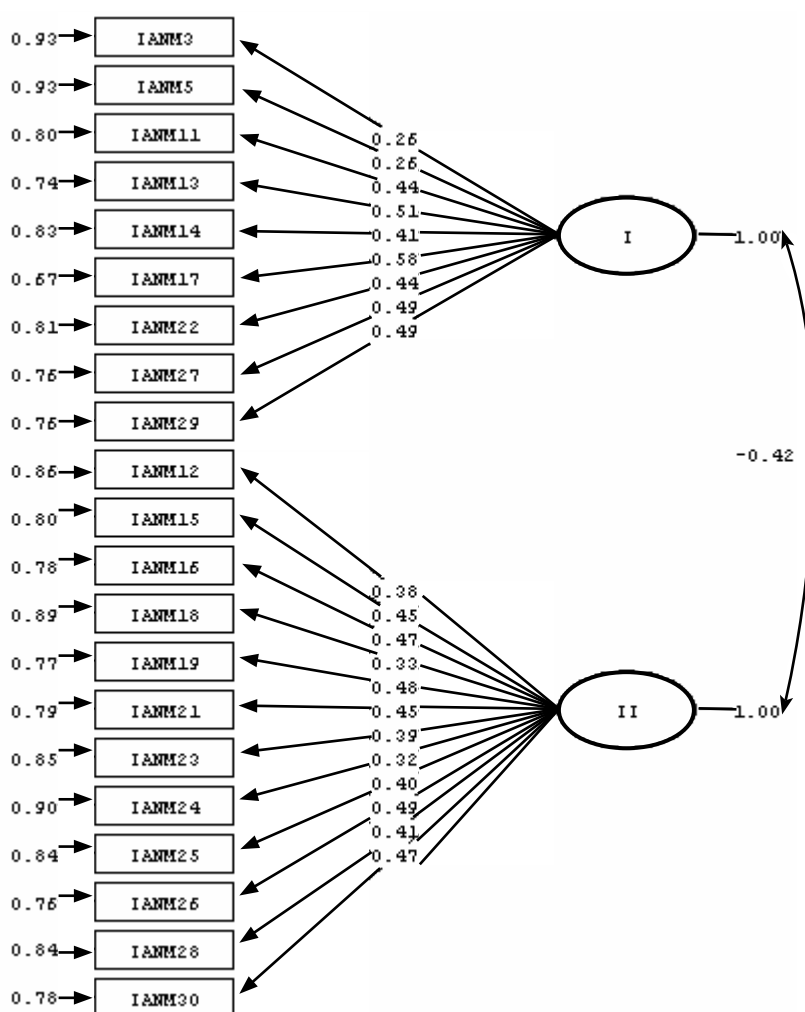
ÍTEMS	FACTOR I ($\alpha = 0,62$)				
	M	DT	r_{i-t}	α_i	
1	2,87	1,32	-0,38	0,74	
3	2,57	1,31	0,27	0,60	
5	3,76	1,16	0,21	0,61	
11	3,14	1,11	0,29	0,60	
13	3,19	1,26	0,44	0,56	
14	2,69	1,29	0,44	0,56	
17	2,83	1,17	0,51	0,55	
22	3,45	1,20	0,37	0,58	
27	2,98	1,27	0,50	0,54	
29	2,92	1,22	0,47	0,55	
	FACTOR II ($\alpha = 0,75$)				
	M	DT	r_{i-t}	α_i	
12	2,84	1,30	0,28	0,74	
15	3,40	1,27	0,36	0,73	
16	2,95	1,17	0,45	0,72	
18	3,29	1,31	0,35	0,73	
19	3,28	1,22	0,46	0,72	
21	3,11	1,28	0,36	0,73	
23	2,80	1,13	0,37	0,73	
24	2,90	1,06	0,31	0,74	
25	3,41	1,31	0,37	0,73	
26	3,33	1,18	0,49	0,72	
28	3,23	1,24	0,30	0,74	
30	2,97	1,23	0,49	0,72	
	FACTOR III ($\alpha = 0,40$)				
	M	DT	r_{i-t}	α_i	
2	2,81	1,08	0,14	0,38	
4	2,64	1,39	0,27	0,31	
6	3,01	1,25	0,28	0,31	
7	2,50	1,30	0,24	0,33	
8	3,23	1,14	-0,23	0,53	
9	2,88	1,18	0,20	0,35	
10	2,98	1,16	0,31	0,30	
20	2,84	1,21	0,17	0,37	

sola dimensión. Los resultados mostraron un mejor ajuste para la versión con dos factores ($\chi^2 = 492,06$, $gl = 188$, $\chi^2/gl = 2,61$, $GFI = 0,94$, $AGFI = 0,92$, $RMSEA = 0,049$) frente a la unifactorial ($\chi^2 = 1040,77$, $gl = 189$, $\chi^2/gl = 5,50$, $GFI = 0,87$, $AGFI = 0,84$, $RMSEA = 0,081$). El diagrama con los pesos estandarizados puede verse en la Figura 1.

Análisis de validez

Para analizar la validez convergente se correlacionaron las puntuaciones de los dos factores de la escala con las puntuaciones de la EOS (erotofilia) y del IHFS (actitud positiva hacia las fantasías sexuales). Los resultados mostraron correlaciones significativas de signo negativo entre todas las variables (véase la Tabla 4).

Figura 1. Diagrama resultante del análisis factorial confirmatorio del Inventario de Actitudes Negativas hacia la Masturbación



I: Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación
II: Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación

Tabla 4. Correlaciones de Pearson entre los factores del IANM y la erotofilia y actitudes hacia la masturbación en varones y mujeres

FACTOR	SEXO	EROTOFILIA	ACTITUDES POSITIVAS HACIA LAS FANTASÍAS SEXUALES
ACTITUDES NEGATIVAS	Varones	-0,41***	-0,48***
	Mujeres	-0,19***	-0,36***
AFECTOS NEGATIVOS	Varones	-0,12**	-0,12**
	Mujeres	-0,13**	-0,12**

Nota. ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Por otra parte, las pruebas de validez discriminante (véase la Tabla 5) señalaron que, tanto los chicos como las chicas que nunca se habían masturbado muestran más actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación. Por el contrario, los varones que se habían masturbado informan de más afectos negativos asociados a experiencias personales con la masturbación, diferencia que no se encuentra en el caso de las mujeres.

Discusión

La socialización sexual llevada a cabo en las sociedades occidentales, en las que está presente la religión judeo-cristiana de forma predominante, ha provocado que la masturbación aparezca asociada en múltiples ocasiones a actitudes negativas, lo que ha convertido a esta conducta en una causa importante de culpabilidad sexual, especialmente en adolescentes (Ortega y cols., 2005; Sierra y cols., 2011).

El IANM constituye uno de los escasos instrumentos que permite evaluar de forma específica las actitudes negativas hacia la masturbación. Sin embargo, a pesar de la enorme relevancia que esta escala puede tener en la investigación, educación e intervención en el campo de la sexualidad humana, apenas ha sido objeto de análisis psicométricos. Así, en el presente estudio se pone a prueba por primera vez su estructura factorial mediante análisis factorial confirmatorio. Mediante un análisis factorial exploratorio, tanto sus autores originales, Abramson y Mosher (1975), como Sierra y cols. (2010) plantean una estructura de tres factores, muy similares en ambos estudios en cuanto a la distribución de los ítems. Por lo que respecta a la fiabilidad, Abramson y Mosher no aportan ninguna información acerca de cada una de las subescalas, mientras que Sierra y cols. señalan coeficientes de 0,85 para Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación y Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación, respectivamente, y de 0,60 para Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación. En el presente estudio, el análisis

factorial exploratorio volvió a mostrar una estructura de tres factores con una distribución de ítems muy similar a la encontrada por Sierra y cols. (2010). El análisis de ítems posterior puso de manifiesto unas pésimas cualidades métricas de los reactivos que conforman el factor Falsas creencias acerca de la naturaleza nociva de la masturbación, mostrando esta subescala un coeficiente de fiabilidad muy bajo ($\alpha = 0,40$) –cabe recordar que dicho factor es el que presenta el peor coeficiente alfa de Cronbach en el estudio de Sierra y cols.–; este hecho nos lleva a descartarlo, eliminando sus ítems de la versión final del IANM. Esta estructura de dos factores fue ratificada posteriormente mediante análisis factorial confirmatorio. De este modo, quedaría conformada una versión más reducida del IANM, integrada por 21 ítems distribuidos en dos factores: 1) Actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación ($\alpha = 0,62$), con ítems como “La masturbación es un asunto privado que ni ofende ni importa a los demás” o “La masturbación en la niñez puede ayudar a desarrollar una actitud saludable y natural hacia el sexo”; y 2) Afectos negativos en experiencias personales con la masturbación ($\alpha = 0,75$), que agrupa a ítems del tipo “Un patrón de masturbación frecuente se asocia a la introversión y al aislamiento de los contactos sociales” o “Jugar con los propios genitales es repugnante”. La correlación negativa encontrada entre ambos factores –hecho que podría llamar la atención en un primer momento, pues ambos están recogiendo actitudes negativas hacia la masturbación– podría explicarse por la diferente naturaleza de los mismos. Mientras, el primer factor alude a actitudes hacia la conducta, el segundo se centra en los afectos experimentados con esa conducta. De ahí que el hecho de tener más actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación, tendría como consecuencia menos experiencias masturbatorias y, por tanto, menos afectos negativos. De hecho, los resultados encontrados indican que los adolescentes que se masturban (tanto chicos como chicas) tienen más afectos negativos que los que nunca se han masturbado.

Tabla 5. Diferencias en actitudes negativas y afectos negativos en función de la experiencia masturbatoria

SEXO	FACTOR	EXPERIENCIA MASTURBATORIA	N	M	DT	T	P
VARONES	Actitudes negativas	No	207	28,53	5,61	7,66	< 0,001
		Si	320	24,77	5,40		
	Afectos negativos	No	207	37,47	7,45	-3,10	0,002
		Si	320	39,46	7,01		
MUJERES	Actitudes negativas	No	466	28,40	5,82	5,29	< 0,001
		Si	82	24,74	5,44		
	Afectos negativos	No	466	36,55	7,45	-0,99	0,31
		Si	82	37,41	5,65		

Ambos factores presentan una adecuada validez convergente, pues tal como se hipotetizaba sus puntuaciones correlacionan en sentido negativo con la erotofilia y las actitudes positivas hacia las fantasías sexuales, tal como se había ya demostrado en el estudio de Sierra y cols. (2010). Se aportan también evidencias sobre su validez discriminante, demostrándose que los adolescentes que nunca se han masturbado informan de más actitudes negativas hacia aspectos positivos de la masturbación que los que sí tiene experiencias con la masturbación, lo cual está en la línea de los resultados de Abramson y Mosher (1975), quienes concluían que las actitudes negativas hacia la masturbación se asocian a una menor frecuencia en esta conducta. Por su parte, la puntuación en afectos negativos en experiencias personales con la masturbación es mayor entre los chicos que se masturban, pero no entre las chicas, lo cual puede estar relacionado con la menor experiencia masturbatoria en éstas con respecto a ellos, tal como señalan diferentes investigaciones (Das, 2007; Gerressu y cols., 2008; Lasheras Pérez, Cuñé Sala, Bautista Rodríguez y Farré Martí, 2005; Liu y cols., 2010; Malo de Molina y cols., 1988; Sierra y cols., 2010, 2011); en el presente estudio se confirma esta tendencia, pues mientras un 60,72% de los chicos informa haberse masturbado, únicamente lo ha hecho un 14,96% de las chicas.

En definitiva, se propone una versión reducida del IANM (véase el Apéndice) fiable y válida para su uso en población adolescente, la cual agrupa dos dimensiones, una más relacionada con las actitudes hacia la masturbación y la otra más centrada en las experiencias personales con dicha conducta. No obstante, se debe señalar como limitación de este estudio el hecho de que se trate de una muestra incidental no representativa, por lo que no se podrían generalizar los resultados encontrados a la población adolescente en general, aunque estos sí parecen marcar una pauta claramente establecida. Asimismo, futuros estudios deberían ratificar estas adecuadas propiedades psicométricas del IANM en población adulta de cara, por ejemplo, a su empleo en terapia sexual, pues es bien conocida la utilidad que la masturbación puede tener en el tratamiento de algunas disfunciones sexuales.

BIBLIOGRAFÍA

- Abramson, P.R. y Mosher, D.L. (1975). Development of a measure of negative attitudes toward masturbation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 43*, 485-490.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: The Guilford Press.
- Das, A. (2007). Masturbation in the United States. *Journal of Sex and Marital Therapy, 33*, 31-317.
- Das, A., Parish, W.L. y Laumann, E.O. (2009). Masturbation in urban China. *Archives of Sexual Behavior, 38*, 108-120.
- Desvarieux, A.R., Salamanca, Y., Ortega, V. y Sierra, J.C. (2005). Validación de la versión en castellano del Hurlbert Index of Sexual Fantasy: una medida de actitud hacia las fantasías sexuales. *Revista Mexicana de Psicología, 33*, 529-539.
- Fisher, W.A., Byrne, D. White, L.A. y Kelley, K. (1988). Erotophobia-erotophilia as a dimension of personality. *Journal of Sex Research, 25*, 123-151.
- Gerressu, M., Mercer, C.H., Graham, C.A., Wellings, K. y Johnson, A.M. (2008). Prevalence of masturbation and associated factors in a British national probability survey. *Archives of Sexual Behavior, 37*, 266-278.
- Hu, L. y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Hurlbert, D.F. y Apt, C. (1993). Female sexuality: A comparative study between women in homosexual and heterosexual relationships. *Journal of Sex & Marital Therapy, 19*, 315-327.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (2001). *LISREL 8.51*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Lasheras Pérez, M.G., Cuñé Sala, J., Bautista Rodríguez, C. y Farré Martí, J.M. (2005). Hábitos sexuales en jóvenes universitarios. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace, 74*, 57-63.
- Liu, D., Jiang, H., Hong, K., Zhao, L., Liu, J., Ma, L. y Xu, L. (2010). A survey on masturbation in the public in China. *Chinese Journal of Andrology, 24*, 26-29.
- Mallants, C. y Casteels, K. (2008). Practical approach to childhood masturbation. A review. *European Journal of Pediatrics, 167*, 1111-1117.

- Malo de Molina, C., Valls Blanco, J.M. y Pérez Gómez, A. (1988). *La conducta sexual de los españoles*. Barcelona: Ediciones B.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. México, DF.: McGraw Hill.
- Ortega, V., Ojeda, P., Sutil, F. y Sierra, J.C. (2005). Culpabilidad sexual en adolescentes: estudio de algunos factores relacionados. *Anales de Psicología*, 21, 268-275.
- Perla, F., Sierra, J.C., Vallejo-Medina, P. y Gutiérrez-Quintanilla, R. (2009). Un estudio psicométrico de la versión española reducida del Hurlbert Index of Sexual Fantasy. *Boletín de Psicología*, 96, 7-16.
- Sierra, J.C., Ortega, V. y Gutiérrez-Quintanilla, J.R. (2008). Encuesta de Opinión Sexual: fiabilidad, validez y datos normativos de una versión reducida en muestras salvadoreñas. *Revista Mexicana de Psicología*, 25, 139-150.
- Sierra, J. C., Perla, F. y Gutiérrez-Quintanilla, R. (2010). Actitudes hacia la masturbación en adolescentes: propiedades psicométricas de la versión española del Attitudes Toward Masturbation Inventory. *Universitas Psychologica*, 9, 531-542.
- Sierra, J.C., Perla, F. y Santos-Iglesias, P. (2011). Culpabilidad sexual en jóvenes: influencia de las actitudes y la experiencia sexual. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 43, 73-81.
- Tabachnick, B.G. y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5ª ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural models. En K.A. Bollen y J.S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 10-39). Thousand Oaks: Sage.
- Weinstein, E. y Rosen, E. (1991). The development of adolescent sexual intimacy: Implications for counseling. *Adolescence*, 26, 331-339.

Recibido: 7-11-11

Aceptado: 5-6-12

Abstract: The Negative Attitudes toward Masturbation Inventory (NAMI) is one among the scarce self-reports developed to assess attitudes toward masturbation. The present study aims to examine its factorial structure through confirmatory factorial analysis (CFA), but also to analyse its reliability and give evidences about its convergent and discriminant validity. A sample of 1.083 adolescents (13-17 years old) responded to the NAMI, the Sexual Opinion Survey, and the Hurlbert Index of Sexual Fantasies. Exploratory factor analysis yielded three factors, but one of them was eliminated because of its poor psychometric properties. Later CFA supported the resulting two-factor structure, showing appropriate internal consistency values, and good convergent and discriminant validity evidences.