



## ORIGINAL

# Detección del riesgo para los trastornos del espectro bipolar: evidencias de validez del *Mood Disorder Questionnaire* en adolescentes y adultos jóvenes



Eduardo Fonseca-Pedrero<sup>a,b,c,\*</sup>, Javier Ortuño-Sierra<sup>a</sup>, Mercedes Paino<sup>b,d</sup> y José Muñiz<sup>c,d</sup>

<sup>a</sup> Departamento de Ciencias de la Educación, Universidad de La Rioja, Logroño, España

<sup>b</sup> Programa de Prevención en Psicosis (P3), Oviedo, España

<sup>c</sup> Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM), Madrid, España

<sup>d</sup> Departamento de Psicología, Universidad de Oviedo, Oviedo, España

Recibido el 15 de marzo de 2015; aceptado el 22 de abril de 2015

Disponible en Internet el 6 de junio de 2015

### PALABRAS CLAVE

Trastorno bipolar;  
Validación;  
Riesgo;  
Detección precoz;  
Propiedades  
psicométricas

**Resumen** El objetivo de este trabajo fue obtener evidencias de validez del *Mood Disorder Questionnaire* (MDQ) en adolescentes y adultos jóvenes para su uso como instrumento de detección del riesgo para trastornos del espectro bipolar. La muestra la conformaron 1.002 participantes, 268 varones (26,7%). La media de edad de los participantes fue 21,1 años (DT = 3,9). Los resultados mostraron que entre un 3 y un 59% de la muestra informó de alguna experiencia hipomaniaca. Se encontraron diferencias en función del género en la puntuación total del MDQ. El análisis de la estructura interna, mediante análisis factorial exploratorio, reveló la presencia de 2 factores, denominados *Energía-Actividad* y *Desinhibición-Atención*. Esta estructura factorial fue replicada en el modelo exploratorio de ecuaciones estructurales y se mostró invariante en función del género. Los participantes que cumplieron el punto de corte del MDQ informaron de un peor estado de salud mental percibida y una mayor experiencia de placer anticipatorio y consumatorio que el grupo de comparación. Estos hallazgos indican que el MDQ presenta una adecuada calidad psicométrica y que podría ser útil como herramienta de cribado psicopatológico, con la posibilidad de optimizar las estrategias de identificación y prevención temprana en participantes de riesgo de padecer trastornos del espectro bipolar. Futuros estudios deberían seguir analizando el papel del fenotipo bipolar subclínico, así como llevando a cabo seguimientos longitudinales en muestras de población general.

© 2015 SEP y SEPB. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [eduardo.fonseca.pedrero@gmail.com](mailto:eduardo.fonseca.pedrero@gmail.com) (E. Fonseca-Pedrero).

**KEYWORDS**

Bipolar disorder;  
Validation;  
Risk;  
Early detection;  
Psychometric  
properties

### Screening the risk of bipolar spectrum disorders: Validity evidence of the Mood Disorder Questionnaire in adolescents and young adults

**Abstract** The aim of this study was to gather sources of validity evidence of the Mood Disorder Questionnaire (MDQ) in young adults for its use as a screening tool for bipolar spectrum disorders. The sample was composed of 1,002 participants, 268 men (26.7%). The mean age of participants was 21.1 years (SD = 3.9). The results showed that between 3 and 59% of the sample reported some hypomanic experience. Gender differences were found in the total score of the MDQ. The analysis of the internal structure by exploratory factor analysis yielded 2 factors, called *Energy-Activity* and *Disinhibition-Attention*. This dimensional structure was replicated in the exploratory structural equation modeling (ESEM), and also had factorial equivalence by gender. Participants who met the cut-off points of the MDQ reported a worse perceived mental health status and more consummatory and anticipatory pleasure, compared to the low scores group. These findings indicate that the MDQ has adequate psychometric properties in non-clinical samples, and could be useful as a screening tool in psychopathology, with the possibility of optimizing strategies for early identification and prevention in individuals at high risk for bipolar disorders. Future studies should further explore the role of subclinical bipolar phenotype and conduct longitudinal studies in samples of the general population.

© 2015 SEP y SEPB. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Los trastornos del espectro bipolar son un conjunto de trastornos mentales incapacitantes que generan una elevada carga de morbilidad, discapacidad asociada y gastos económicos para la sociedad<sup>1-5</sup>. Presentan una prevalencia del 2,4%, y la sintomatología suele comenzar en la adolescencia tardía y temprana adultez<sup>1</sup>. En la mayoría de los casos se encuentran precedidos por un período prodrómico (por ejemplo, alteraciones del sueño, irritabilidad, ansiedad, síntomas y signos de depresión y manía), con una duración que oscila entre 1,8 a 7,3 años por término medio<sup>6-8</sup>. Estudios longitudinales llevados a cabo en personas de la población general muestran que la presencia de experiencias hipomaniacas persistentes aumenta la probabilidad de desarrollar un cuadro clínico a largo plazo<sup>9-11</sup>. Por otro lado, la duración media del trastorno bipolar sin tratar se sitúa en los 6 años<sup>12</sup>. Esta demora en la identificación del cuadro clínico se asocia, entre otros aspectos, con una mayor sintomatología depresiva e intentos de suicidio, así como una peor evolución a largo plazo<sup>12</sup>. Del mismo modo, una intervención temprana en pacientes con trastorno bipolar está asociada con mejores resultados funcionales<sup>13-15</sup>, así como una mejor respuesta a los psicofármacos estabilizadores del estado de ánimo<sup>16</sup>.

Estos resultados evidencian que la identificación e intervención temprana de los síntomas y experiencias (hipo)maniacos en la población general o en grupos de alto riesgo, así como en contextos asistenciales y clínicos, sería una tarea relevante<sup>8,17</sup>. Ayudar a los profesionales de la salud en la detección precoz de este conjunto de experiencias, tanto a nivel clínico como a nivel subumbral, es una meta sumamente interesante con claras implicaciones prácticas<sup>3,18</sup>. De igual forma, si la identificación de personas en riesgo de padecer trastornos del espectro bipolar es posible, tal vez permita analizar diferentes marcadores de riesgo y protección, así como los mecanismos etiopatogénicos subyacentes, mejorando la comprensión del trastorno, el diseño de dianas terapéuticas y la gestión de recursos. Con este

fin, se hace necesario disponer de herramientas de detección que permitan al profesional tomar decisiones válidas y fundamentadas a partir de las puntuaciones en las mismas. Lógicamente, las herramientas de evaluación tienen que estar adaptadas y validadas a un contexto y población específicos, y sus propiedades psicométricas tienen que avalar su administración y uso. La finalidad de estas herramientas no es otra que estudiar, analizar, identificar, diagnosticar y monitorizar los síntomas de los trastornos del espectro bipolar tanto a nivel clínico como subclínico. Así, para el estudio, la identificación y el diagnóstico de los síntomas de los trastornos del espectro bipolar se han desarrollado diferentes instrumentos de medida<sup>17,19</sup>. El *Mood Disorder Questionnaire* (MDQ)<sup>20</sup>, el *Bipolar Spectrum Diagnostic Scale*<sup>21</sup> o la *32-Hypomania Check-List*<sup>22</sup> son claros ejemplos.

Concretamente, el MDQ<sup>20</sup> es una herramienta diseñada para evaluar la sintomatología hipomaniaca en función de los criterios DSM-IV para el trastorno bipolar. Consta de un total de 13 ítems destinados a tal fin, más otros 2 que valoran la concurrencia temporal de varios síntomas y la gravedad de los problemas. El MDQ ha sido extensamente utilizado en contextos clínicos (incluida atención primaria) y en población general<sup>17,19,23,24</sup>. Sus propiedades psicométricas se encuentran analizadas en muestras clínicas, siendo de especial interés sus valores de sensibilidad y especificidad. En la actualidad también se ha utilizado como herramienta epidemiológica y de cribado de las experiencias y síntomas de hipomanía en muestras de la población general<sup>25-28</sup>. Estudios psicométricos previos realizados en muestras no clínicas muestran niveles de consistencia interna y test-retest adecuados, reflejando además una estructura factorial bidimensional, concretada en los factores: *energized-activity* y *irritability-racing thoughts*, o *energy* y *acceleration*<sup>25,28</sup>. Otros estudios replican dicha estructura subyacente de 2 factores mediante análisis factoriales de tipo confirmatorio<sup>29</sup>. Esta estructura bidimensional es convergente con la encontrada en

pacientes diagnosticados<sup>30,31</sup>. Por otro lado, algunos autores han cuestionado la validez del MDQ como herramienta de cribado por los bajos niveles de sensibilidad y/o especificidad encontrados en muestras no clínicas<sup>25</sup>. En España, concretamente, el MDQ ha sido validado en muestras de pacientes<sup>31,32</sup>, donde se hallan adecuadas propiedades psicométricas referidas a fiabilidad y evidencias de validez. También se ha utilizado como medida de cribado en atención primaria<sup>33</sup>.

Como se puede observar, los trabajos que analizan la calidad psicométrica de las puntuaciones del MDQ en muestras de adolescentes y adultos jóvenes no clínicos son, por el momento, escasos<sup>19</sup>. Del mismo modo, hay determinados aspectos de medición que aún no han sido objeto de estudio en profundidad, como, por ejemplo, la incorporación de los *exploratory structural equation modeling* (ESEM, «modelos exploratorios de ecuaciones estructurales»)<sup>34</sup>, el análisis de la invarianza de medición<sup>35</sup> o la teoría de respuesta a los ítems. En este sentido, y como señalan Sanchez-Moreno et al.<sup>31</sup>, sería interesante llevar a cabo nuevas investigaciones que permitan conocer en profundidad la calidad métrica de este instrumento de medida como herramienta de cribado durante la adolescencia y adultez temprana, épocas de especial riesgo de presentar diferentes síntomas psicopatológicos<sup>36-38</sup>. También sería interesante analizar la expresión fenotípica de las experiencias hipomaniacas en este sector de la población como posible marcador de riesgo fenotípico a los trastornos del espectro bipolar.

Dentro de este contexto de investigación, el propósito de este trabajo es obtener nuevas evidencias de validez del MDQ en una muestra de adolescentes y adultos jóvenes no clínicos españoles. Con esta finalidad, se analizan las tasas de experiencias informadas por los participantes y de cribado positivo, se examina la estructura interna del instrumento, así como su invarianza de medición en función del género, se estima la fiabilidad de las puntuaciones y la precisión de medición y se obtienen evidencias de validez en relación con otras variables. Este objetivo permite profundizar en la calidad psicométrica del MDQ en su validación al español con la posibilidad de ser utilizado como método de cribado de trastornos mentales graves, concretamente del espectro bipolar. Se hipotetiza que las puntuaciones del MDQ presentarán un adecuado comportamiento psicométrico. Asimismo, en función de los trabajos previos, se hipotetiza que se encontrará una estructura bidimensional y que tal estructura subyacente será invariante en función del género. Finalmente, se hipotetiza que las puntuaciones del MDQ se encontrarán relacionadas con el estado de salud mental percibido y con placer consumatorio y anticipatorio.

## Método

### Participantes

En el presente estudio se ha utilizado una muestra incidental de adolescentes y adultos jóvenes. La muestra la conformaron un total de 1.002 participantes, 268 varones (26,7%), pertenecientes a distintos estudios de la Universidad de La Rioja (Magisterio, Informática, Matemáticas, Trabajo Social, Economía y Máster de profesorado). La media de edad de los participantes fue de 21,11 años ( $DT=3,9$ ), oscilando el

rango de edad entre los 17 y los 35 años. El 44,9% de la muestra tenía una edad igual o inferior a 19 años. La media del número de años de educación fue 16,8 ( $DT=2,3$ ). Del total de la muestra, el 1,1% informó que tenía un familiar de primer grado diagnosticado de un trastorno psicótico, mientras que el 9,5% tenía algún familiar de primer grado con antecedentes de algún trastorno mental. En relación con el estado civil, el 57,6% de la muestra estaba soltero, el 36,9% vivía en pareja, el 2,9% estaba casado, el 0,2% divorciado, y el 1,7% no informó de su estado. Respecto a su situación laboral, el 86,6% de los participantes no trabajaba, el 12,6% sí lo hacía, y el 1,2% no informó de su situación. Con la finalidad de llevar a cabo el estudio de validación cruzada se dividió aleatoriamente la muestra en 2 submuestras ( $n=501$ ). En la primera submuestra la media de edad fue 21,08 años ( $DT=3,87$ ) (129 varones), mientras que en la segunda fue 21,33 años ( $DT=3,98$ ) (139 varones). No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en función del género ( $\chi^2=0,509$ ,  $p=0,475$ ), los años de educación ( $t_{(1,000)}=-0,640$ ,  $p=0,522$ ) y la edad ( $t_{(1,000)}=-0,217$ ,  $p=0,828$ ) entre las 2 submuestras.

### Instrumentos

MDQ<sup>20</sup>. El MDQ consta de 13 ítems de respuesta dicotómica sí/no basados en los criterios del DSM-IV para el trastorno bipolar. Se considera un resultado positivo si el participante responde afirmativamente a 7 o más ítems de los 13 propuestos y si, además, los síntomas descritos ocurrieron durante el mismo período de tiempo (Criterio 2) y representaron problemas moderados o graves (Criterio 3). Algunos autores también consideran un resultado positivo cuando se responde afirmativamente a 7 o más ítems, que se den de forma concurrente en el tiempo (Criterio 2). En este sistema de cribado se elimina la presencia de gravedad de problemas, ya que no es considerado un criterio diagnóstico dentro del DSM-IV y algunos estudios previos encuentran mejores niveles de sensibilidad y especificidad. En este trabajo se utilizó la versión adaptada al español y validada en pacientes y en atención primaria<sup>31-33</sup>.

*General Health Questionnaire-12* (GHQ-12)<sup>39</sup>. El Cuestionario de Salud General es un instrumento de cribado diseñado para la detección de personas que pueden ser diagnosticadas de trastorno mental. Además, es utilizado como medida del estado de salud mental percibido. El GHQ-12 se conforma por un total de 12 ítems que evalúan la gravedad de los problemas de salud mental en las últimas 4 semanas. Los ítems se encuentran en un formato de respuesta *Likert* de 4 puntos. El formato de corrección utilizado en este trabajo fue 0-1-2-3. La versión española del GHQ-12 presenta adecuados niveles de consistencia interna, así como diferentes evidencias de validez<sup>40,41</sup>.

*Temporal Experience of Pleasure Scale* (TEPS)<sup>42</sup>. La TEPS es un instrumento diseñado para evaluar las experiencias de placer anticipatorio y consumatorio. Ha sido utilizada también como una medida indirecta de anhedonia<sup>43</sup>. Consta de 18 ítems divididos en 2 subescalas que valoran placer anticipatorio (10 ítems) y placer consumatorio (8 ítems). El formato de respuesta de la TEPS es *Likert* de 6 puntos, oscilando entre 1 (*muy falso para mí*) y 6 (*totalmente verdadero para mí*). La TEPS ha sido extensamente utilizada y

sus propiedades se encuentran analizadas tanto en muestras clínicas como no clínicas<sup>44-46</sup>. En este trabajo se utilizó la versión adaptada y validada al español siguiendo los estándares internacionales<sup>47</sup>.

## Procedimiento

La administración de los instrumentos de medida se llevó a cabo de forma colectiva, en grupos de 10 a 45 estudiantes, durante el horario académico y en un aula acondicionada para este fin. El estudio fue presentado a los participantes como una investigación sobre las diversas características de la personalidad, asegurándoles la confidencialidad de sus respuestas, así como el carácter voluntario de su participación. En aquellos participantes menores de edad se recogió el consentimiento informado. La administración de los autoinformes se realizó en todo momento bajo la supervisión de los investigadores. Este estudio se encuadra dentro de 2 líneas de investigación más amplias relacionadas con la detección temprana de trastornos psicológicos graves en adolescentes y jóvenes adultos de la población general. El estudio fue aprobado por el Comité Ético de la Universidad de La Rioja.

## Análisis de datos

En primer lugar, se calcularon los estadísticos descriptivos para los ítems del MDQ, así como el porcentaje de positivos en función de los puntos de corte recomendados por la literatura previa.

En segundo lugar, y con la finalidad de examinar la estructura interna<sup>48</sup> del MDQ, se realizó un estudio de validación cruzada, dividiendo al azar la muestra total en 2 submuestras. En la primera submuestra se realizó un análisis factorial exploratorio a través del método *minimum rank factor analysis* y posterior rotación Promin. Dada la naturaleza dicotómica de las opciones de respuesta, las cargas factoriales se estimaron a partir de la matriz de correlaciones tetracóricas. El procedimiento para determinar el número de dimensiones fue la implementación óptima del análisis paralelo<sup>49</sup>.

En tercer lugar, se realizaron diferentes análisis factoriales confirmatorios en la segunda submuestra. Se sometieron a prueba diferentes modelos dimensionales. El primer modelo consideraba la presencia de una única dimensión general que podría explicar toda la sintomatología subyacente. El segundo modelo proponía las 2 dimensiones generales, resultantes del análisis factorial exploratorio. El tercer modelo postulaba un ESEM bidimensional. El modelo ESEM permite solucionar algunos de los problemas asociados al análisis factorial confirmatorio, como son aquellos casos en que no se encuentran unos índices de bondad de ajuste satisfactorios o que realizan modificaciones en los modelos hipotetizados (por ejemplo, correlacionando los términos de error), con la finalidad de mejorar los índices de bondad de ajuste<sup>34</sup>. En el modelo ESEM todas las cargas factoriales son estimadas, mientras que en el análisis factorial confirmatorio se imponen determinadas restricciones a los parámetros. Asimismo, el ajuste del modelo ESEM a los datos se valora con los índices de bondad de ajuste habituales<sup>34</sup>. El método de estimación para los modelos confirmatorios

fue el *weighted least squares mean and variance adjusted*. Se utilizó la matriz de correlaciones policóricas. El método de rotación en el caso del modelo ESEM fue Geomin.

Los índices de bondad de ajuste utilizados fueron: el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de Tucker-Lewis, el error cuadrático medio de aproximación y la raíz cuadrática media residual ponderada. Para que exista un buen ajuste de los datos al modelo, los valores del CFI y el índice de Tucker-Lewis deberían ser superiores a 0,95, y los valores del error cuadrático medio de aproximación deberían ser inferiores a 0,08 para un ajuste razonable, e inferiores a 0,05 para un buen ajuste<sup>50</sup>. En el caso de la raíz cuadrática media residual ponderada se consideran valores adecuados los inferiores a 1,0. A continuación, con el modelo factorial que mejores índices de bondad de ajuste mostró se llevó a cabo un estudio de invarianza de medición en función del género. Para ello se siguieron los pasos de restricción sucesiva de parámetros<sup>35</sup>. La invarianza de medición, o equivalencia factorial, comprueba si la estructura factorial del instrumento de medida es equivalente en función de los grupos que son objeto de comparación<sup>51</sup>.

En cuarto lugar, se estimó el alfa ordinal que permite una estimación adecuada cuando las puntuaciones de los ítems son de naturaleza ordinal o dicotómica<sup>52</sup>. Como indicador de precisión del instrumento de medida, también se calculó la función de información desde la óptica de la teoría de respuesta a los ítems<sup>53</sup>. La función de información permite analizar la precisión con la que se mide el constructo en función de la posición (puntuación) de la persona en la variable latente (por ejemplo, riesgo de trastorno bipolar).

En quinto lugar, con la finalidad de obtener evidencias de validez en relación con otras variables, se examinó la relación entre el MDQ y el GHQ-12 y la TEPS. Para ello se seleccionaron 2 grupos extremos, participantes con puntuaciones por debajo del percentil 10 y con un cribado positivo (Criterio 2).

Para el análisis de los datos se utilizaron los programas SPSS 15.0<sup>54</sup>, FACTOR 9.1<sup>55</sup> y el Mplus 7.0<sup>56</sup>.

## Resultados

### Estadísticos descriptivos y prevalencia

En la [tabla 1](#) se presentan los estadísticos descriptivos para los ítems del MDQ referidos a la media, la DT, la asimetría y la curtosis en la muestra total. Como se puede observar en la [tabla 1](#), el porcentaje de participantes que respondieron de forma afirmativa a algún ítem del MDQ osciló entre el 3 y el 59% de la muestra. Para ítems dicotómicos, el valor de la media del ítem multiplicado por 100 se corresponde con el porcentaje de participantes que respondieron de forma afirmativa a dicho ítem. El porcentaje de participantes que puntuaron 7 o más ítems del MDQ de forma afirmativa fue del 23,9%; si se le añade el criterio de concurrencia temporal de 2 síntomas el porcentaje fue del 19,2%, y si se suma el criterio de problemas moderados o graves el porcentaje disminuyó hasta el 3,4%.

No se encontraron diferencias estadísticamente significativas en función del género entre los participantes que cumplían los 3 criterios ( $\chi^2 = 2,371$ ;  $p = 0,124$ ). Sin embargo, sí se encontraron diferencias en función del género cuando los criterios eran una puntuación igual o superior a 7

**Tabla 1** Estadísticos descriptivos de los ítems del *Mood Disorder Questionnaire* para la muestra total (n = 1.002)

Ítems	Media	DT	Asimetría	Curtosis
1	0,18	0,38	1,71	0,92
2	0,28	0,45	1,01	-0,99
3	0,55	0,50	-0,21	-1,96
4	0,35	0,48	0,63	-1,61
5	0,39	0,49	0,46	-1,79
6	0,23	0,42	1,32	-0,27
7	0,48	0,50	0,09	-2,00
8	0,58	0,49	-0,34	-1,89
9	0,59	0,49	-0,37	-1,87
10	0,22	0,42	1,34	-0,22
11	0,32	0,47	0,77	-1,42
12	0,20	0,40	1,54	0,36
13	0,03	0,18	5,33	26,48

DT: desviación típica.

( $\chi^2 = 7,248$ ;  $p = 0,007$ ), o 7 o más ítems más la concurrencia temporal de síntomas ( $\chi^2 = 4,461$ ;  $p = 0,037$ ). En estos 2 casos, había más varones que mujeres que sobrepasaban los criterios de corte recomendados. Desde un punto de vista dimensional, los varones también presentaron mayores puntuaciones medias totales en el MDQ que las mujeres ( $M_{\text{varón}} = 4,73$ ,  $DT_{\text{varón}} = 3,10$ ;  $M_{\text{mujer}} = 4,28$ ,  $DT_{\text{mujer}} = 2,85$ ), siendo las diferencias estadísticamente significativas ( $t_{(1.000)} = 2,286$ ;  $p = 0,022$ ).

### Evidencias de estructura interna del MDQ: análisis factorial exploratorio y confirmatorio

En la primera submuestra, se realizó un análisis factorial exploratorio con los 13 ítems del MDQ. El índice de esfericidad de Bartlett fue 1.172,7 ( $p < 0,001$ ), y el valor de Kaiser-Meyer-Olkin fue 0,80. La implementación óptima del análisis paralelo aconsejó la extracción de 2 factores que explicaron el 54,37% de la varianza total. El primer factor se denominó *Energía-Actividad*, mientras que el segundo fue *Desinhibición-Atención*. La correlación entre los 2 factores fue 0,47 ( $p < 0,05$ ). El valor de la raíz cuadrática media de los residuales fue 0,07. Las cargas factoriales estimadas para la solución bidimensional, así como los valores propios mayores que la unidad y el porcentaje de varianza explicado por cada factor se muestran en la [tabla 2](#).

En la segunda submuestra se llevaron a cabo diferentes análisis factoriales confirmatorios, donde se sometieron a prueba 3 modelos dimensionales. Los índices de bondad de ajuste para los modelos hipotetizados sometidos a prueba se recogen en la [tabla 3](#). Como se puede observar, el modelo dimensional que mejores índices de bondad de ajuste presentó fue el modelo de 2 factores ESEM. La distribución y el peso de las cargas factoriales del modelo ESEM fueron bastante similares a las encontradas en el análisis factorial exploratorio. Las cargas factoriales estandarizadas resultantes se presentan en la [tabla 4](#). Todas fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,01$ ). Es digno de mención que la mayoría de las cargas factoriales estimadas fueron superiores a 0,30. Dos ítems presentaron cargas factoriales superiores a 0,30 en los 2 factores. La correlación de Pearson entre las

**Tabla 2** Análisis factorial exploratorio del *Mood Disorder Questionnaire* en la primera submuestra (n = 501)

Ítems	F1	F2
1		0,456
2		0,462
3	0,925	
4	0,382	
5	0,728	
6		0,647
7		0,430
8	0,990	
9	0,961	
10	0,492	
11	0,563	
12		0,686
13	-0,433	0,978
Eigenvalue	5,05	2,01
Porcentaje de varianza explicado	38,87	15,51

2 dimensiones fue, asimismo, estadísticamente significativa ( $r = 0,45$ ;  $p < 0,01$ ).

### Invarianza de medición de las puntuaciones del MDQ en función del género

A continuación, se sometió a prueba la hipótesis de invarianza de medición en función del género para el modelo ESEM bidimensional. Como se recoge en la [tabla 3](#), los índices de bondad de ajuste resultantes tanto en varones como en mujeres fueron apropiados. Estos resultados indicaron que los datos se ajustaron al modelo en los 2 grupos y, por lo tanto, que es posible realizar el análisis de equivalencia factorial. El modelo de invarianza de medición configural presentó adecuados índices de bondad de ajuste. Este modelo es considerado el modelo basal contra el cual se compara el supuesto de invarianza de medición fuerte (más restrictivo). Asimismo, el modelo de invarianza de medición fuerte donde se restringieron los parámetros también fue adecuado. El  $\Delta CFI$  fue inferior a 0,01, lo cual llevó a aceptar la hipótesis de invarianza de medición fuerte para el modelo bidimensional ESEM del MDQ en función del género.

### Estimación de la consistencia interna de las puntuaciones del MDQ

En la primera submuestra el alfa ordinal para la primera dimensión fue 0,94 y para la segunda fue 0,89. En la segunda submuestra los valores fueron 0,93 y 0,86, respectivamente. En la [figura 1](#) se representa la función de la información para la puntuación total del MDQ desde la TRI. Como se puede observar, el instrumento de medida evalúa con mayor precisión los valores medios de la variable latente.

### Evidencias de validez en relación con variables externas

En la [tabla 5](#) se presentan las puntuaciones medias en el GHQ-12 y la TEMPS entre los participantes que superaron los

**Tabla 3** Índices de bondad de ajuste del análisis factorial confirmatorio del *Mood Disorder Questionnaire* e invarianza de medición en función del género para la segunda submuestra (n = 501)

Modelos	$\chi^2$	df	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)	WRMR
<i>Unidimensional</i>	322,88	65	0,903	0,884	0,089 (0,079-0,099)	1,793
<i>Bidimensional</i>	213,81	64	0,944	0,931	0,068 (0,058-0,079)	1,415
<i>ESEM bidimensional</i>	128,57	53	0,972	0,958	0,053 (0,042-0,065)	0,956
<i>Invarianza de medición</i>						
Varón (n = 139)	84,123	53	0,961	0,942	0,065 (0,037-0,090)	0,801
Mujer (n = 362)	97,61	53	0,975	0,963	0,048 (0,033-0,063)	0,822
<i>Invarianza configural</i>	224,41	141	0,967	0,964	0,049 (0,036-0,060)	1,499
<i>Invarianza fuerte</i>	202,05	139	0,975	0,972	0,043 (0,029-0,055)	1,381

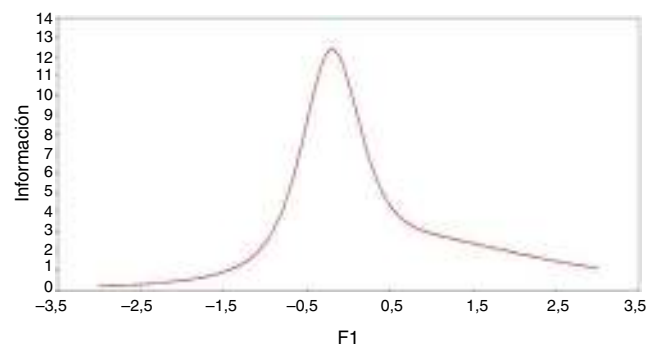
CFI: índice de ajuste comparativo; df: grados de libertad; ESEM: modelos exploratorios de ecuaciones estructurales; IC: intervalo de confianza; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación; TLI: índice de Tucker-Lewis; WRMR: raíz cuadrática media residual ponderada;  $\chi^2$ : Chi cuadrado.

**Tabla 4** Cargas factoriales estandarizadas resultantes del modelo ESEM para la segunda submuestra (n = 501)

Ítems	F1	F2
1	<b>0,668</b>	0,112
2	<b>0,580</b>	-0,028
3	0,094	<b>0,658</b>
4	<b>0,494</b>	0,186
5	0,254	<b>0,510</b>
6	<b>0,729</b>	-0,086
7	<b>0,507</b>	0,011
8	-0,014	<b>0,983</b>
9	-0,001	<b>0,922</b>
10	<b>0,302</b>	<b>0,491</b>
11	<b>0,352</b>	<b>0,391</b>
12	<b>0,697</b>	-0,013
13	<b>0,627</b>	0,016

En negrita se presentan las cargas factoriales superiores a 0,30.

2 criterios del MDQ y aquellos con puntuaciones inferiores al percentil 10. Como se puede observar, los que superaron el punto de corte del MDQ mostraron un peor estado de salud mental percibido, así como mayores puntuaciones medias en la capacidad para experimentar placer anticipatorio y consumatorio, en comparación con el grupo de baja puntuación.

**Figura 1** Función de información del *Mood Disorder Questionnaire* para la muestra total.

## Conclusiones

Una de las líneas más prometedoras en el campo de la salud es la prevención de los trastornos mentales basada en una detección temprana e intervención precoz. En este sentido, la identificación de manera precisa y válida del riesgo a los trastornos del espectro bipolar se convierte en una línea de actuación destacada. El objetivo principal de este trabajo fue obtener nuevas evidencias de validez del MDQ en una muestra de adolescentes y adultos jóvenes no clínicos. Con esta finalidad, se analizaron las tasas de experiencias subclínicas del fenotipo bipolar, se examinó la estructura interna, se estimó la fiabilidad y la precisión de las puntuaciones y se obtuvieron diferentes evidencias

**Tabla 5** Comparación de medias en el *General Health Questionnaire-12* y la *Temporal Experience of Pleasure Scale* de los participantes con altas y bajas puntuaciones en el *Mood Disorder Questionnaire*

	Grupo alta puntuación (n = 127)		Grupo baja puntuación (n = 127)			p	d
	Media	DT	Media	DT	t		
GHQ-12	12,61	6,13	9,02	3,29	-5,826	<0,001	0,73
TEPS anticipatorio	46,46	6,61	41,11	7,34	-6,103	<0,001	0,76
TEPS consumatorio	36,20	6,15	34,35	6,68	-2,286	<0,001	0,29

d: d de Cohen; DT: desviación típica; GHQ-12: *General Health Questionnaire-12*; TEPS: *Temporal Experience of Pleasure Scale*.

de validez con variables externas. Todo ello permite conocer las propiedades psicométricas del MDQ en muestras no clínicas para su posible uso como instrumento de cribado en un grupo de edad de especial riesgo a desarrollar trastornos mentales graves. Del mismo modo, el presente trabajo arroja nuevas evidencias empíricas sobre la distribución y la expresión fenotípica de esta sintomatología a nivel subclínico, así como los nexos de unión con otras variables clínicas y de personalidad. Los resultados parecen indicar que las puntuaciones del MDQ presentaron un adecuado comportamiento psicométrico en esta muestra y evidencian que podría ser utilizado como una herramienta de cribado breve y sencilla para la valoración de las experiencias hipomaniacas en población adolescente y adulta joven no clínica.

La prevalencia de las experiencias hipomaniacas osciló entre el 3 y el 59%, siendo el porcentaje de participantes que alcanzaron el punto de corte de 2 criterios del 19,2%, y de 3, del 3,4%. Asimismo, los varones presentaron mayores puntuaciones medias totales en el MDQ que las mujeres. Estudios epidemiológicos llevados a cabo en muestras de la población general, y dependiendo del punto de corte utilizado, encuentran tasas de prevalencia bastante similares<sup>26,27,29</sup>. Por ejemplo, Hirschfeld et al.<sup>26</sup>, en un estudio nacional norteamericano, encontraron una prevalencia para este tipo de experiencias de entre el 7,3 y el 36%. En otro estudio realizado también por Hirschfeld et al.<sup>27</sup> hallaron una prevalencia de cribados positivos del 3,7%. En España, concretamente, en una muestra de pacientes de atención primaria, se encontró una proporción del 11,9%, siendo el porcentaje de participantes con un cribado positivo mayor para los varones<sup>33</sup>. En muestras no clínicas parece que este tipo de experiencias son bastante comunes y suelen tener un carácter transitorio. Estudios previos indican que las formas atenuadas o subclínicas del fenotipo bipolar preceden al desarrollo de los trastornos del espectro bipolar<sup>9,57</sup>, abriendo la puerta a la detección precoz e intervención temprana.

El análisis de la estructura interna del MDQ reveló la presencia de 2 factores denominados *Energía-Actividad* y *Desinhibición-Atención*. Con ciertos matices, esta estructura bidimensional fue replicada en el modelo ESEM y, además, mostró su equivalencia factorial en función del género. Es digno de mención que hasta el momento escasos trabajos habían examinado las puntuaciones del MDQ desde modelos ESEM o atendiendo a la invarianza de medición. Estudios previos llevados a cabo en muestras no clínicas de la población han encontrado estructuras factoriales de 2<sup>29</sup> y 3 factores<sup>28</sup>. Por ejemplo, Carta et al.<sup>29</sup>, realizando un análisis factorial exploratorio y confirmatorio, encontraron una estructura de 2 factores bastante similar a la informada en este trabajo. Esta estructura de 2 factores también ha sido hallada en pacientes diagnosticados<sup>30,31,58,59</sup>, siendo indicativo de un cierto paralelismo fenotípico entre las estructuras encontradas a nivel clínico y subclínico. Por ejemplo, Sanchez-Moreno et al.<sup>31</sup>, en un estudio realizado en pacientes españoles, encontraron una estructura de 2 factores bastante convergente a la hallada en esta investigación. En este sentido, y a la espera de nuevos estudios factoriales, los resultados parecen indicar que la estructura subyacente a las puntuaciones del MDQ está explicada por 2 dimensiones relacionadas.

Los valores de fiabilidad, estimados mediante el alfa para datos ordinales, fueron adecuados, siendo superiores a 0,86. Asimismo, la función de la información mostró que la variable latente (fenotipo bipolar o riesgo de trastorno bipolar) es medida con mayor precisión en los valores medios. Esto demuestra que el MDQ mide con precisión aquellos participantes de la muestra que obtienen puntuaciones en los valores intermedios del continuo dimensional. Estudios previos llevados a cabo en muestras de la población general encuentran niveles de consistencia interna para la puntuación total del MDQ superiores a 0,75<sup>25-28</sup>. Resultados equivalentes se han hallado cuando se examinan los niveles de consistencia interna en muestras de pacientes con trastorno bipolar<sup>30,31,59,60</sup>. No obstante, hasta el momento, ningún trabajo previo que se conozca había examinado la fiabilidad de las puntuaciones del MDQ con el alfa para datos ordinales o desde la óptica de la TRI. La incorporación de nuevas formas de medición de la fiabilidad del MDQ es interesante, y permite mejorar en cierta medida la obtención de evidencias de validez, así como la toma de decisiones (como la selección de participantes de riesgo). Por ejemplo, el análisis de la función de información del test permite conocer en qué niveles de la variable latente se mide con mayor precisión, y, por lo tanto, poder seleccionar participantes en función de su posición en dicho continuo.

Por otro lado, los participantes con puntuaciones elevadas en el MDQ informaron de un peor estado de salud mental percibido y bienestar, y mostraron mayores puntuaciones en su capacidad de experimentar placer anticipatorio y consumatorio. Estos resultados indican que, a nivel subclínico, existe un impacto en la salud mental percibida de aquellos jóvenes que autoinforman de una mayor sintomatología del fenotipo bipolar. En este sentido, se debe mencionar que por el momento existen escasos trabajos que examinen la relación entre las puntuaciones del MDQ y diferentes variables clínicas en muestras de la población general. Por ejemplo, trabajos llevados a cabo en España, en el contexto de atención primaria, indican que los participantes con un cribado positivo en el MDQ presentaban una peor calidad de vida, disfunción social, laboral y familiar y mayor estrés percibido<sup>33</sup>. Asimismo, y considerando que el estudio de la detección temprana de los trastornos del espectro bipolar está en sus fases iniciales<sup>3</sup>, es posible que algunos de los participantes con un cribado positivo en el MDQ tengan una mayor vulnerabilidad latente (a nivel teórico) a desarrollar este tipo de cuadros clínicos, y que la combinación con otros factores ambientales (por ejemplo, consumo de sustancias, estrés, trauma o urbanidad), así como la presencia de mal-estar, preocupación o discapacidad asociada, generen una mayor persistencia de tales experiencias, un estado mental de riesgo y, posteriormente, pueda derivar hacia un cuadro clínico y necesidad de tratamiento<sup>8,9</sup>. En este sentido, este tipo de experiencias atenuadas se podrían utilizar en combinación con otros marcadores de riesgo con la finalidad de mejorar la comprensión de los mecanismos etiopatogénicos subyacentes, así como de cara a la predicción de los trastornos del espectro bipolar.

Los resultados encontrados en el presente estudio deberían interpretarse a la luz de las siguientes limitaciones. En primer lugar, las características de la muestra no permiten la generalización de los resultados a otras poblaciones de

interés. La muestra utilizada fue universitaria, con un porcentaje elevado de mujeres, aspecto que limita en cierta medida la generalización de los hallazgos encontrados. No cabe duda de que sería interesante realizar nuestros trabajos en otras muestras y poblaciones de interés. En segundo lugar, existe la problemática inherente a la aplicación de cualquier tipo de autoinforme, por lo que hubiese sido interesante la utilización de informantes externos (por ejemplo, heteroinformes) o medidas de laboratorio (por ejemplo, psicofisiológicas). En tercer lugar, no se utilizó ninguna medida para controlar la deseabilidad social o patrones de respuesta azarosos, aspectos que podrían modular los resultados encontrados. En cuarto lugar, este tipo de autoinformes y estudios de detección del riesgo de trastornos mentales graves pueden generar cierto de estigma, aspecto que se debería tener presente a la hora de la interpretación y generalización de los resultados encontrados.

Futuros estudios deberían llevar a cabo seguimientos longitudinales y determinar el valor predictivo de este conjunto de experiencias y síntomas en muestras representativas de la población general. Asimismo, sería interesante analizar la relación entre diferentes marcadores de riesgo y endofenotipos y la expresión fenotípica subclínica de los síntomas del espectro bipolar.

## Responsabilidades éticas

**Protección de personas y animales.** Los autores declaran que los procedimientos seguidos se conformaron a las normas éticas del comité de experimentación humana responsable y de acuerdo con la Asociación Médica Mundial y la Declaración de Helsinki.

**Confidencialidad de los datos.** Los autores declaran que en este artículo no aparecen datos de pacientes.

**Derecho a la privacidad y consentimiento informado.** Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

## Financiación

Esta investigación ha sido financiada por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España (MICINN), el Instituto Carlos III y el Centro de Investigación Biomédica en Red de Salud Mental (CIBERSAM). Referencias de los proyectos: PSI 2011-28638 y PSI 2011-23818.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

## Bibliografía

- Merikangas KR, Jin R, He JP, Kessler RC, Lee S, Sampson NA, et al. Prevalence and correlates of bipolar spectrum disorder in the world mental health survey initiative. *Arch Gen Psychiatry*. 2011;68:241–51.
- Murray C, Lopez A. *The global burden of disease*. Cambridge, MA: Harvard University Press; 1996.
- Scott J. Más allá de la psicosis: el reto de la intervención precoz en los trastornos bipolares. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2012;5:1–4.
- Olesen J, Gustavsson A, Svensson M, Wittchen HU, Jönsson B. The economic cost of brain disorders in Europe. *Eur J Neurol*. 2012;19:155–62.
- Hidalgo-Mazzei D, Undurraga J, Reinares M, Bonnin CM, Sáez C, Mur M, et al. Los costos y consumo de recursos sanitarios asociados a episodios maníacos en la práctica clínica diaria: el estudio MANACOR. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2015;8:55–64.
- Skjelstad DV, Malt UF, Holte A. Symptoms and signs of the initial prodrome of bipolar disorder: A systematic review. *J Affect Disord*. 2010;126:1–13.
- Faedda GL, Serra G, Marangoni C, Salvatore P, Sani G, Vázquez GH, et al. Clinical risk factors for bipolar disorders: A systematic review of prospective studies. *J Affect Disord*. 2014;168:314–21.
- Howes OD, Lim S, Theologos G, Yung AR, Goodwin GM, McGuire P. A comprehensive review and model of putative prodromal features of bipolar affective disorder. *Psychol Med*. 2011;41:1567–77.
- Tijssen MJ, van Os J, Wittchen HU, Lieb R, Beesdo K, Wichers M. Risk factors predicting onset and persistence of subthreshold expression of bipolar psychopathology among youth from the community. *Acta Psychiatr Scand*. 2010;122:255–66.
- Tijssen MJ, van Os J, Wittchen HU, Lieb R, Beesdo K, Mengelers R, et al. Prediction of transition from common adolescent bipolar experiences to bipolar disorder: 10-year study. *Br J Psychiatry*. 2010;196:102–8.
- Shaw JA, Egeland JA, Endicott J, Allen CR, Hostetter AM. A 10-year prospective study of prodromal patterns for bipolar disorder among Amish youth. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 2005;44:1104–11.
- Drancourt N, Etain B, Lajnef M, Henry C, Raust A, Cochet B, et al. Duration of untreated bipolar disorder: Missed opportunities on the long road to optimal treatment. *Acta Psychiatr Scand*. 2013;127:136–44.
- Mrazek DA, Mrazek PJ. Prevention of psychiatric disorders in children and adolescents. En: Sadock BJ, Sadock VA, editores. *Kaplan and Sadock's Comprehensive Textbook of Psychiatry*. 8th ed. New York: Lippincott Williams & Wilkins; 2004. p. 3513–9.
- Bauer M, Juckel G, Correll CU, Leopold K, Pfennig A. Diagnosis and treatment in the early illness phase of bipolar disorders. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci*. 2008;258:50–4.
- Frías A, Palma C, Farriols N. Intervenciones psicosociales en el tratamiento de los jóvenes diagnosticados o con alto riesgo para el trastorno bipolar pediátrico: una revisión de la literatura. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. En prensa 2015. doi: 10.1016/j.rpsm.2014.11.002.
- Swann AC, Bowden CL, Calabrese JR, Dilsaver SC, Morris DD. Differential effect of number of previous episodes of affective disorder on response to lithium or divalproex in acute mania. *Am J Psychiatry*. 1999;156:1264–6.
- Carvalho AF, Takwoingi Y, Sales PM, Soczynska JK, Köhler CA, Freitas TH, et al. Screening for bipolar spectrum disorders: A comprehensive meta-analysis of accuracy studies. *J Affect Disord*. 2014;172:337–46.
- McGorry PD, Yung AR, Phillips LJ. The «close-in» or ultra high-risk model: A safe and effective strategy for research and clinical intervention in prepsychotic clinical disorder. *Schizophr Bull*. 2003;29:771–90.
- Waugh MJ, Meyer TD, Youngstrom EA, Scott J. A review of self-rating instruments to identify young people at risk of bipolar spectrum disorders. *J Affect Disord*. 2014;160:113–21.
- Hirschfeld RM, Williams JB, Spitzer RL, Calabrese JR, Flynn L, Keck PEJ, et al. Development and validation of a screening



- instrument for bipolar spectrum disorder: The Mood Disorder Questionnaire. *Am J Psychiatry*. 2000;157:1873–5.
21. Nassir Ghaemi S, Miller CJ, Berv DA, Klugman J, Rosenquist KJ, Pies RW. Sensitivity and specificity of a new bipolar spectrum diagnostic scale. *J Affect Disord*. 2005;84:273–7.
  22. Angst J, Adolfsson R, Benazzi F, Gamma A, Hantouche E, Meyer TD, et al. The HCL-32: Towards a self-assessment tool for hypomanic symptoms in outpatients. *J Affect Disord*. 2005;88:217–33.
  23. Zimmerman M, Galione JN. Screening for bipolar disorder with the Mood Disorders Questionnaire: A review. *Harv Rev Psychiatry*. 2011;19:219–28.
  24. Miguez M, Weber B, Debbané M, Balanzin D, Gex-Fabry M, Raiola F, et al. Screening for bipolar disorder in adolescents with the Mood Disorder Questionnaire-Adolescent version (MDQ-A) and the Child Bipolar Questionnaire (CBQ). *Early Interv Psychiatry*. 2013;7:270–7.
  25. Miller CJ, Johnson SL, Kwapil TR, Carver CS. Three studies on self-report scales to detect bipolar disorder. *J Affect Disord*. 2011;128:199–210.
  26. Hirschfeld RM, Holzer C, Calabrese JR, Weissman M, Reed M, Davies M, et al. Validity of the mood disorder questionnaire: A general population study. *Am J Psychiatry*. 2003;160:178–80.
  27. Hirschfeld RM, Calabrese JR, Weissman MM, Reed M, Davies MA, Frye MA, et al. Screening for bipolar disorder in the community. *J Clin Psychiatry*. 2003;64:53–9.
  28. Chung KF, Tso KC, Chung RT. Validation of the Mood Disorder Questionnaire in the general population in Hong Kong. *Compr Psychiatry*. 2009;50:471–6.
  29. Carta MG, Massidda D, Moro MF, Aguglia E, Balestrieri M, Caraci F, et al. Comparing factor structure of the Mood Disorder Questionnaire (MDQ): In Italy sexual behavior is euphoric but in Asia mysterious and forbidden. *J Affect Disord*. 2014;155:96–103.
  30. Chung KF, Tso KC, Cheung E, Wong M. Validation of the Chinese version of the Mood Disorder Questionnaire in a psychiatric population in Hong Kong. *Psychiatry Clin Neurosci*. 2008;62:464–71.
  31. Sanchez-Moreno J, Villagran JM, Gutierrez JR, Camacho M, Ocio S, Palao D, et al. Adaptation and validation of the Spanish version of the Mood Disorder Questionnaire for the detection of bipolar disorder. *Bipolar Disord*. 2008;10:400–12.
  32. Sánchez-Moreno J, Vieta E, Zaragoza S, Barrios M, de Gracia M, Lahuerta J, et al. Proceso de adaptación al español del cuestionario Mood Disorder Questionnaire [Adaptation of the Mood Disorder Questionnaire to Spanish]. *Psiquiatr Biol*. 2005;12:137–43.
  33. Aragonés E, López-Rodríguez JA, Escobar-Rabadán F, Téllez-Lapeira J, Mínguez J, Párraga I, et al. Cribado para el trastorno bipolar en pacientes de atención primaria que presentan síntomas psicológicos. *Aten Primaria*. 2015;47:167–74.
  34. Marsh HW, Morin AJ, Parker PD, Kaur G. Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annu Rev Clin Psychol*. 2014;10:85–110.
  35. Byrne B. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*. 2008;20:872–82.
  36. Ortuño-Sierra J, Fonseca-Pedrero E, Paino M, Aritio-Solana R. Prevalencia de síntomas emocionales y comportamentales en adolescentes españoles. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2014;7:121–30.
  37. Fonseca-Pedrero E, Paino M, Lemos-Giráldez S, Muñiz J. Cluster C maladaptive personality traits in a general population of adolescents. *Actas Esp Psiquiatr*. 2013;41:97–105.
  38. Fonseca-Pedrero E, Paino M, Lemos-Giráldez S, Muñiz J. Cluster B maladaptive personality traits in Spanish adolescents. *Rev Psiquiatr Salud Ment (Barc)*. 2013;6:129–38.
  39. Goldberg D, Williams P. A user's guide to the General Health Questionnaire. Windsor, UK: NFER-Nelson; 1988.
  40. Rey JJ, Abad FJ, Barrada JR, Garrido LE, Ponsoda V. The impact of ambiguous response categories on the factor structure of the GHQ-12. *Psychol Assess*. 2014;26:1021–30.
  41. Sánchez-López MP, Dresch V. The 12-Item General Health Questionnaire (GHQ-12): Reliability, external validity and factor structure in the Spanish population. *Psicothema*. 2008;20:839–43.
  42. Gard DE, Gard MG, Kring AM, John OP. Anticipatory and consummatory components of the experience of pleasure: A scale development study. *J Res Pers*. 2006;40:1086–102.
  43. Fonseca-Pedrero E, Inchausti F, Ortuño-Sierra J, Gutiérrez C, Gooding DC, Paino M. Avances en la evaluación de los síntomas negativos en el síndrome psicótico. *Pap Psicol*. 2015;36:33–45.
  44. Gard DE, Kring AM, Gard MG, Horan WP, Green MF. Anhedonia in schizophrenia: Distinctions between anticipatory and consummatory pleasure. *Schizophr Res*. 2007;93:253–60.
  45. Buck B, Lysaker PH. Consummatory and anticipatory anhedonia in schizophrenia: Stability, and associations with emotional distress and social function over six months. *Psychiatry Res*. 2013;205:30–5.
  46. Fonseca-Pedrero E, Gooding DC, Paino M, Lemos-Giráldez S, Muñiz J. Measuring anhedonia in schizophrenia spectrum disorders: A selective update. En: Ritsner MS, editor. *Anhedonia: A comprehensive handbook*. New York: Springer; 2014. p. 19–54.
  47. Muñiz J, Elosua P, Hambleton RK. Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*. 2013;25:151–7.
  48. Rios J, Wells C. Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*. 2014;26:108–16.
  49. Timmerman ME, Lorenzo-Seva U. Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychol Methods*. 2011;16:209–20.
  50. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling*. 1999;6:1–55.
  51. Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*. 1993;58:525–43.
  52. Zumbo BD, Gadermann AM, Zeisser C. Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *J Mod Appl Stat Methods*. 2007;6:21–9.
  53. Muñiz J. Introducción a la teoría de respuesta a los ítems. Madrid: Pirámide; 1997.
  54. Statistical Package for the Social Sciences. SPSS Base 15.0 user's guide. Chicago, IL: SPSS Inc.; 2006.
  55. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behav Res Methods*. 2006;38:88–91.
  56. Muthén LK, Muthén BO. Mplus user's guide. 6th ed. Los Angeles, CA: Authors; 2010. p. 2007–10.
  57. Tijssen MJ, van Os J, Wittchen HU, Lieb R, Beesdo K, Mengeler R, et al. Evidence that bipolar disorder is the poor outcome fraction of a common developmental phenotype: An 8-year cohort study in young people. *Psychol Med*. 2010;40:289–99.
  58. Benazzi F, Akiskal HS. The dual factor structure of self-rated MDQ hypomania: Energized-activity versus irritable-thought racing. *J Affect Disord*. 2003;73:59–64.
  59. Lin CJ, Shiah IS, Chu H, Tsai PS, Chen CH, Chang YC, et al. Reliability and validity of the Chinese version of the Mood Disorder Questionnaire. *Arch Psychiatr Nurs*. 2011;25:53–62.
  60. Jon DI, Hong N, Yoon BH, Jung HY, Ha K, Shin YC, et al. Validity and reliability of the Korean version of the Mood Disorder Questionnaire. *Compr Psychiatry*. 2009;50:286–91.