

Propiedades psicométricas del cuestionario de percepción de amenaza de la enfermedad crónica en pediatría*

Selene Valero-Moreno¹

 <https://orcid.org/0000-0002-5228-2738>

Laura Lacomba-Trejo¹

 <https://orcid.org/0000-0002-1990-9711>

Sara Casaña-Granell¹

 <https://orcid.org/0000-0002-7214-4332>

Vicente Javier Prado-Gascó¹

 <https://orcid.org/0000-0002-2108-2186>

Inmaculada Montoya-Castilla¹

 <https://orcid.org/0000-0003-2536-2019>

Marian Pérez-Marín¹

 <https://orcid.org/0000-0003-3532-8818>

Objetivo: el objetivo del estudio ha sido valorar las propiedades psicométricas del Cuestionario Breve de Percepción de la Enfermedad en una muestra de adolescentes con condiciones crónicas endocrinas o neumológicas. Analizar la dimensionalidad y reducir la escala elaborando baremos por sexo y diagnóstico médico. **Método:** evaluamos 510 pacientes de entre 9-16 años mediante el Cuestionario Breve de Percepción de la Enfermedad y la Escala Hospitalaria de Ansiedad y Depresión. Realizamos pruebas de fiabilidad, validez de constructo y criterial y comparación de medias en función del diagnóstico y variables sociodemográficas. Los análisis de fiabilidad y validez mostraron adecuadas propiedades psicométricas para esta escala, obteniendo mejores resultados para una única dimensión después de eliminar 3 ítems. **Resultados:** se observó que los adolescentes con diabetes tipo 1 y las niñas mostraban mayor percepción de amenaza de la enfermedad. La ansiedad/depresión se asociaron positivamente con la percepción de enfermedad. **Conclusión:** este cuestionario resulta una herramienta útil y práctica, con la que evaluar el ajuste a la enfermedad en pacientes pediátricos.

Descriptores: Psicometría; Endocrinología; Pediatría; Neumología; Adaptación; Psicológica.

* La publicación de este artículo en la Serie Temática "Recursos Humanos en Salud y Enfermería" es parte de la Actividad 2.2 del Término de Referencia 2 del Plan de Trabajo del Centro Colaborador de la OPS/OMS para el Desarrollo de la investigación en Enfermería, Brasil. Apoyo financiero de la Asociación Española de Psicología Clínica, Psicopatología e da Federación Española de Asociaciones de Terapia Familiar, el Programa VLC-BIOMED (Instituto de Investigación La Fe, Hospital Universitario y Politécnico La Fe y Universitat de València), la Ayuda de Iniciación a la Investigación de la Universitat de València y la Ayuda predoctoral de la Generalitat Valenciana (ACIF17) e del fondo social europeo, Espanha.

¹ University of Valencia, Faculty of Psychology, Valencia, Comunidad Valenciana, Espanha.

Cómo citar este artículo

Valero-Moreno S, Lacomba-Trejo L, Casaña-Granell S, Prado-Gascó VJ, Montoya-Castilla I, Pérez-Marín M. Psychometric properties of the Questionnaire on Threat Perception of Chronic Illnesses in pediatric patients. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2020;28:e3242. [Access   ]; Available in:  . DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1518-8345.3144.3242>. mes día año URL

Introducción

La evaluación de la percepción de la enfermedad ha suscitado gran interés⁽¹⁾ ya que esta puede afectar entre otras a la calidad de vida, el bienestar o la adherencia al tratamiento de los pacientes⁽¹⁻⁶⁾. En este sentido, parece que quienes perciben como más amenazante su enfermedad, muestran más ansiedad, depresión y peor calidad de vida⁽¹⁻³⁾.

El procesamiento de la respuesta emocional y cognitiva a la enfermedad ayuda a los pacientes a regularse emocionalmente para adaptarse mejor a su condición, lo que, a su vez, puede cambiar su representación cognitiva o emocional. Así, el término percepción de enfermedad, hace referencia a las representaciones mentales que se tiene acerca de su enfermedad, en relación a la identidad (nombre y síntomas), causas, consecuencias, curso y control de la misma⁽⁷⁻⁸⁾.

Todo ello parece especialmente relevante en el caso de las enfermedades crónicas (EC), ya que es un problema de salud mantenido en el tiempo y que requiere un manejo continuo a lo largo de los años, cambios en los estilos de vida y puede afectar a la posible evolución futura de la enfermedad⁽⁹⁾.

Sin embargo, no toda EC parece causar los mismos efectos, estos parecen ser más graves en el caso de enfermedades endocrinas, como la Diabetes Mellitus Tipo 1 (DM1), que, en respiratorias, como el asma⁽¹⁰⁾.

Pese a su importancia pocos estudios han abordado este concepto en la adolescencia, periodo especialmente complicado con menores tasas de adherencia al tratamiento, mayor presencia de conductas de riesgo y mayores problemas psicopatológicos^(5,11).

Si bien existen diferentes modelos e instrumentos para el estudio de la respuesta adaptativa a la enfermedad⁽¹²⁻¹³⁾. El modelo imperante en la literatura durante años ha sido el Modelo de Autorregulación de Sentido Común⁽¹⁴⁾.

A partir de dicho modelo, se diseñó el Cuestionario de Percepción de la Enfermedad (IPQ)⁽¹⁰⁾, probablemente el instrumento más utilizado a nivel internacional para valorar este constructo^(1,15). Inicialmente, tenía 38 ítems, más tarde, se realizó una versión revisada ampliada (IPQ-R), compuesta por 70 ítems, que incluía la respuesta cognitiva y la emocional⁽¹⁶⁾. En los últimos años, con el objetivo de simplificar y facilitar su aplicación, se desarrolló el IPQ breve (BIP-Q), compuesto de 9 ítems⁽¹⁰⁾ que proporcionaba una evaluación simple y rápida de este constructo⁽¹⁷⁾.

El BIP-Q se ha utilizado en 36 países y traducido a 26 idiomas, y se ha empleado en numerosas

enfermedades^(2-3,18-19) en edades desde los 8 a los 80 años. La adaptación lingüística del BIP-Q al español, se realizó con adultos con diferentes EC entre las que estaban las endocrinas y las respiratorias⁽¹⁵⁾. Sin embargo, pese a su uso extendido, son pocos los estudios que analizan sus propiedades psicométricas^(2,20-22), siendo aún más escasos en el contexto español⁽¹⁵⁾. Así mismo, no parecen existir estudios que analicen las propiedades psicométricas del BIP-Q en pacientes pediátricos con condiciones crónicas.

En relación a dicho instrumento, un aspecto que en la actualidad continúa siendo fuente de debate hace referencia a su dimensionalidad, mientras que algunos estudios sugieren utilizar cada ítem como una subescala⁽¹⁷⁾, otros postulan la existencia de dos (cognición y emoción)⁽¹⁸⁾ o tres dimensiones (incluyendo la comprensión de la enfermedad a los anteriores)⁽²⁰⁾. De igual manera tampoco parece existir consenso en el efecto que el sexo, la edad, o el tipo de enfermedad tienen sobre la percepción de amenaza^(10,23-24). Otra limitación del instrumento refiere a la inexistencia de baremos interpretativos que faciliten su interpretación en función del tipo de enfermedad o condición crónica.

Por todo ello, el objetivo principal del estudio será analizar las propiedades psicométricas del BIP-Q en una muestra de adolescentes con enfermedad crónica al tiempo que se estudiará la dimensionalidad de la escala y el efecto de la edad el sexo y el diagnóstico médico y se ofrecerán unos baremos interpretativos.

Todo ello permitirá desarrollar programas de intervención y prevención que mejoren la calidad de vida de estos pacientes.

Método

Los participantes (n=510) fueron adolescentes con enfermedades crónicas de entre 9 y 16 años (M=12,03, DT=2,05). Los datos se recolectaron entre junio de 2016 y enero de 2018, tras obtener el consentimiento informado de los tutores, en Unidades de Endocrinología o Neumología Pediátrica de centros hospitalarios de la Comunidad Valenciana. Esta investigación cuenta con el aval de los comités de la Ética de la Universidad de Valencia y de los diferentes hospitales participantes obteniendo la aceptación de todos ellos.

La información fue recabada a través de entrevista mediante un instrumento compuesto por un registro ad hoc con variables sociodemográficas y dos instrumentos estandarizados (BIP-Q y HADS) por el mismo profesional en todos los casos. Las variables analizadas e instrumentos utilizados fueron: Registro ad hoc: Se

recogió información sobre edad, sexo del paciente y tipo de enfermedad crónica pediátrica y las variables analizadas con los instrumentos utilizados fueron: percepción amenaza enfermedad (BIP-Q) y clínica ansioso-depresiva (HADS).

Brief-Illness Perception Questionnaire (BIP-Q)⁽¹⁰⁾ en su versión traducida al español⁽¹⁵⁾. El BIP-Q está compuesto por 9 ítems. Los 8 primeros ítems (consecuencias, duración, control personal, control del tratamiento, identidad, preocupación, respuesta emocional y comprensión de la enfermedad) se responden mediante una puntuación en escala tipo Likert del 0 al 10, en función del grado de acuerdo. El último ítem, causas, es de respuesta abierta, se evalúa citando las 3 respuestas más importantes que se cree que causaron la enfermedad. La puntuación general se obtiene al invertir los ítems de 3, 4 y 7 y sumarlos a la puntuación en los ítems 1, 2, 5, 6 y 8. A mayor puntuación total, mayor percepción de la enfermedad como una amenaza. El BIP-Q ha demostrado adecuadas propiedades psicométricas en estudios previos no realizados en población adolescente, dicho cuestionario mostró índices de consistencia interna adecuados que oscilaban entre $\alpha=0,67-0,89$ según el estudio y el tipo de muestra^(2,10,15,20-22).

Escala Hospitalaria de Ansiedad y Depresión (HADS)⁽²⁵⁾, versión adaptada al castellano⁽²⁶⁾. Es una escala Likert compuesta por 14 ítems agrupados en dos dimensiones: ansiedad (HADS-A) y depresión (HADS-D). Ambas subescalas están compuestas por 7 ítems que se intercalan a lo largo del cuestionario (Ansiedad son los ítems impares y Depresión los pares). El formato de respuesta va de 0 a 3, siendo 0 la mínima puntuación o no presencia de sintomatología y 3 máxima puntuación o presencia de sintomatología. Puntuaciones más elevadas indican niveles más elevados de sintomatología ansioso-depresiva. Estudios previos han encontrado adecuadas propiedades psicométricas en relación a su fiabilidad o consistencia interna⁽²⁶⁾: $\alpha=0,68-0,93$ ($M\alpha=0,83$) para la escala ansiedad y para la escala de depresión entre 0,67 y 0,90 ($M\alpha=0,82$)⁽²⁷⁻²⁸⁾ obteniendo generalmente puntuaciones más elevadas en la escala de ansiedad. En esta muestra se obtuvo $\alpha=0,63$ para ansiedad y $\alpha=0,56$ de depresión.

Para el análisis de datos: en primer lugar, se procedió a analizar la fiabilidad de la escala (alfa de Cronbach, fiabilidad compuesta (FC) e índice de varianza media extraída (IVE) a continuación se procedió a analizar su validez (análisis factorial exploratorio (AFE), análisis factorial confirmatorio, (AFC) y validez predictiva del instrumento). El AFE se realizó mediante el proceso

recomendado⁽²⁹⁾ utilizando el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS), análisis paralelo y rotación directa de Oblimin. Por su parte los AFC se realizaron mediante estimación robusta de máxima verosimilitud máxima (ML), con el objetivo de corregir la ausencia de normalidad multivariada. La idoneidad de los AFC se comprobó utilizando la significación del chi-cuadrado y de la corrección robusta de Satorra-Bentler (S-B χ^2)⁽³⁰⁻³¹⁾, el ratio entre χ^2 y sus grados de libertad (χ^2/gl), así como de S-B χ^2 y sus grados de libertad (ajuste adecuado ≤ 5)⁽³²⁾, el índice de ajuste comparativo (CFI), del ajuste incremental (IFI) (ajuste adecuado $\geq 0,90$)⁽³³⁾ y del error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) (ajuste adecuado $\leq 0,08$)⁽³⁴⁾.

Seguidamente se analizó la relación entre el BIP-Q y el HADS mediante regresiones lineales múltiples jerárquicas, a continuación, se analizaron las diferencias de medias en función del diagnóstico (ANOVA de un factor), el sexo y dos grupos de edad (preadolescentes 9-12 años) y adolescentes (12-16 años) (prueba t). Para la edad se recodificaron en dos grupos: Por último, se calcularon baremos en base a las puntuaciones centiles según el diagnóstico y sexo. Los análisis estadísticos se realizaron mediante el SPSSv24, el software FACTOR⁽³⁵⁾ y el EQSv6.3.

Resultados

Los participantes ($n=510$) fueron adolescentes con enfermedades crónicas de entre 9 y 16 años ($M=12,03$, $DT=2,05$), un 42,4% ($n=216$) preadolescentes (9-12 años) y un 55,6% ($n=294$) adolescentes (12-16 años). El 54,5% de todos ellos eran Niños ($n=278$). La muestra se distribuyó de la siguiente forma: 51,1% ($n=262$) con problemas respiratorios crónicos (PRC), 22,4% ($n=113$) con DM1 y 26,5% ($n=135$) con talla baja (TB).

Al analizar la consistencia interna de la escala BIP-Q, se obtuvo que la fiabilidad inicial de la estructura original para la solución unifactorial y la bifactorial mostraban índices inadecuados ($\alpha \leq ,70$). En la versión final del cuestionario después de eliminar tres ítems, finalmente los datos mostraron que la fiabilidad para la solución unifactorial mejoraba, cumpliendo esta con los índices aceptables ($\alpha = ,76$) pero no para la solución bifactorial (Tabla 1). De manera similar ocurrió al calcular la fiabilidad compuesta (FC), únicamente los índices en la solución unifactorial fueron los aceptables. Por último, al analizar la varianza media extraída (IVE), las puntuaciones fueron adecuadas en ambos modelos ya que las puntuaciones eran mayores a ,40. Por todo ello se consideró que la solución unifactorial era la que mostraba mejores índices de consistencia interna.

Tabla 1 - Análisis de ítems, fiabilidad y IVE* del cuestionario para cada una de las soluciones. Valencia, ESP, España, 2016-2018

Solución o modelo	M [†]	DT [‡]	r _{ix} [§]	α-x	A [¶]	K ^{**}	
Amenaza enfermedad α ^{††} = 0,56; α ^{††} (sin ítems 3,4 y 7) = 0,76; ;FC ^{††} =0,82; CI ^{§§} =(0,72-0,79); IVE [*] =0,57							
Unifactorial	BIP-Q1	3,16	2,52	0,52	0,45	0,50	-0,45
	BIP-Q2	5,71	3,08	0,19	0,53	-0,05	-1,23
	BIP-Q3	3,55	3,11	0,15	0,57	0,78	-0,46
	BIP-Q4	1,86	2,24	0,09	0,57	1,37	1,48
	BIP-Q5	3,28	2,73	0,34	0,50	0,37	-0,86
	BIP-Q6	3,65	3,01	0,50	0,44	0,45	-0,87
	BIP-Q7	3,70	3,06	0,05	0,63	0,62	-0,58
	BIP-Q8	2,59	3	0,45	0,46	0,87	-0,46
Cognitiva: α ^{††} = 0,38; α ^{††} (sin ítems 3 y 4) = 0,62; ;FC ^{††} =0,69; CI ^{§§} =(0,56-0,67); IVE [*] =0,59							
Bifactorial	BIP-Q1	3,16	2,52	0,39	0,18	0,50	-0,45
	BIP-Q2	5,71	3,08	0,20	0,33	-0,05	-1,23
	BIP-Q3	3,55	3,11	0,06	0,45	0,78	-0,46
	BIP-Q4	1,86	2,24	0,11	0,39	1,37	1,48
	BIP-Q5	3,28	2,73	0,25	0,29	0,37	-0,86
Afectiva: α ^{††} = 0,68; α = 0,68 ;FC ^{††} =0,84; CI ^{§§} =(0,62-0,73); IVE [*] =0,84							
	BIP-Q6	3,65	3,01	0,51	-	0,45	-0,87
	BIP-Q8	2,59	3	0,51	-	0,87	-0,46

*IVE = índice de varianza extraída (adecuado \geq ,40); [†]M = media; [‡]DT = desviación típica; [§]r_{ix} = correlación ítem-total; ^{||}α-x = alpha de cronbach sin el ítem; [¶]A = asimetría; ^{**}K = curtosis; ^{††}α = alfa de Cronbach (adecuado \geq ,70); ^{††}FC = fiabilidad compuesta (adecuado \geq ,70)

Antes de llevar a cabo el AFE y AFC, determinamos la adecuación de los datos mediante el análisis Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. El análisis de KMO (KMO=,75) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2=393,6$, $gl=28$; $p\leq,001$) obtuvieron valores adecuados, por lo que se realizaron los AFE y AFC. A continuación, y tal y como sugiere la literatura⁽²⁹⁻³⁰⁾, la muestra se segmentó en dos, controlando la edad, el sexo y el diagnóstico: el grupo A (n=255) se utilizó para el AFE, el grupo B (n=255), para el AFC.

El AFE se calculó utilizando FACTOR con los 8 ítems de la versión original. El análisis paralelo sugirió dos estructuras, una formada por una única dimensión y otra formada por dos dimensiones. Tras aplicar el AFE fijado a dos dimensiones, se sugería eliminar el ítem 7 (*coherencia*), ya que su carga factorial era inferior a ,40, concretamente su valor fue de 0,35. Tras dicha eliminación la solución factorial presentaba buenos índices de ajuste (RMSEA=,05; CFI=,99), siendo la varianza explicada por el primer factor de 23,66% y por el segundo factor de 11,46%. Para la dimensión unifactorial, los datos sugerían eliminar los ítems 3, 4 y 7 porque sus cargas factoriales estaban por debajo de ,40 (Ítem 3=,06; Ítem 4=0,02 y ítem 7=0,24) (RMSEA=,12, CFI=,85), siendo la varianza total explicada de 21,33%.

A continuación, se procedió a realizar diferentes AFC. Los indicadores de bondad de ajuste para las

dos soluciones (unifactorial y bifactorial) fueron inapropiados, por lo que fue necesario reespecificar el modelo eliminando los ítems (ítems 3, 4 y 7) (Tabla 2). Tras dichas reespecificaciones ambos modelos presentaron un ajuste adecuado si bien los índices de ajuste fueron ligeramente mejores en el caso de la solución unifactorial. Finalmente se obtuvo la versión reducida del cuestionario de 5 ítems. cuya puntuación final es de 50 puntos y en la que mayor puntuación se relaciona con mayor percepción de amenaza de enfermedad (Figura 1).

A continuación, tal y como sugiere la literatura^(10,23-24) se procedió a analizar el efecto que la edad y la percepción de amenaza de la enfermedad (BIP-Q) tienen sobre la ansiedad y depresión, mediante dos regresiones lineales jerárquicas de dos pasos utilizando como variables predictoras: la edad (paso 1) y la percepción de amenaza de la enfermedad (paso 2) y como variables criterio la ansiedad y depresión medidas por el HADS. En el primer paso, la edad explicó un 3% ($\Delta R^2 = ,03$, $p\leq,01$) de la ansiedad y un 2% ($\Delta R^2 = ,02$, $p\leq,05$) de la depresión, la inclusión de la percepción de amenaza de la enfermedad incrementó un 3% ($\Delta R^2 = ,03$, $p\leq,001$) de la varianza explicada para ansiedad y un 4% ($\Delta R^2 = ,04$, $p\leq,001$) para la depresión. Ambas variables predijeron de manera positiva un 6% de la ansiedad y depresión ($R^2_{\text{corr}} = ,06$) siendo ligeramente más explicativa la percepción de la

enfermedad (ansiedad: $\beta=0,18$, $p\leq,001$; Depresión: $\beta=0,20$, $p\leq,001$) que la edad (ansiedad: $\beta=0,16$, $p=,02$; Depresión: $\beta=0,15$, $p\leq,001$).

Seguidamente se analizaron las diferencias en la percepción de la enfermedad en función de las variables sociodemográficas. Se encontraron diferencias significativas entre todos los grupos de diagnóstico ($F=26,09$, $p\leq,001$), con tamaños del efecto entre moderados y grandes, mostrando mayor percepción de amenaza los diabéticos ($M=24,39$, $DT=9,54$) respecto a los que tenían TB ($M=13,97$, $DT=9,80$, $d=1,08$) y enfermedades respiratorias ($M=18,69$, $DT=9,74$, $d=0,59$), y mayor percepción de amenaza en

respiratorios respecto a los pacientes con TB ($d=0,49$). Así mismo, no se encontraron diferencias en función de los preadolescentes y adolescentes, pero sí en función del sexo ($t_{449}=-2,18$, $p=,03$). Las niñas mostraron mayor percepción de amenaza de la enfermedad ($M=19,52$, $DT=9,94$) que los Niños ($M=17,41$, $DT=10,44$) observándose un tamaño del efecto pequeño ($d=0,21$).

Por último, con la finalidad de facilitar la interpretación de las puntuaciones se calcularon los principales centiles según diagnóstico y sexo, obviando los grupos de edad, dada la inexistencia de diferencias entre dichos grupos (Tabla 3).

Tabla 2 - Indicadores de ajuste del AFC* para las soluciones bifactoriales y unifactorial del BIP-Q†. Valencia, ESP, España, 2016-2018

Modelo	χ^2	S-B- χ^2	gl	p	S-B χ^2 /gl**	CFI††	IFI††	RMSEA§§
8 ítems (1 factor)	120,34	83,46	20	$\leq 0,001$	4,17	0,77	0,78	0,11(0,09-0,14)
8 ítems (2 factores)	218,78	136,06	12	$\leq 0,001$	11,33	0,53	0,55	0,20 (0,17-0,23)
5 ítems (1 factor sin ítems 7,4,3)	12,94	8,12	5	0,15	1,62	0,99	0,99	0,05 (0,01-0,11)
5 ítems (2 factores sin ítems 7,4,3)	12,85	8,58	4	0,07	2,15	0,98	0,98	0,07 (0,01-0,13)

*AFC = análisis factorial exploratorio; †BIP-Q = cuestionario de percepción de amenaza de enfermedad; † χ^2 = chi-cuadrado; †S-B- χ^2 = Corrección robusta de Satorra-Bentler chi-cuadrado; †gl = grados de libertad; †p = nivel de significación; **S-B χ^2 /gl = ratio entre S-B χ^2 y gl, ajuste (adecuado ≤ 5); ††CFI = índice comparativo de ajuste (adecuado $\geq ,90$); ††IFI = índice de ajuste de Bollet (ajuste adecuado $\geq 0,90$); ††RMSEA = error cuadrático medio de aproximación (ajuste adecuado: $\leq 0,08$)

BIP-Q*

En las siguientes preguntas, por favor, marque con un círculo el número que mejor represente su opinión.

¿Cuánto afecta su enfermedad a su vida?
(No le afecta absolutamente nada) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Afecta gravemente a mi vida)

¿Cuánto cree Ud. que durará su enfermedad?
(Muy poco tiempo) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Para siempre)

¿En qué medida siente Ud. síntomas debidos a su enfermedad?
(Absolutamente ningún síntoma) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Muchos síntomas graves)

¿En qué medida estás preocupado por su enfermedad?
(Absolutamente nada preocupado) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Extremadamente)

¿En qué medida le afecta emocionalmente su enfermedad? (Es decir, ¿Le hace sentirse con rabia, asustado, enojado o deprimido?)
(Absolutamente nada afectado emocionalmente) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Extremadamente afectado emocionalmente)

*BIP-Q = Cuestionario de percepción de amenaza de enfermedad

Figura 1 - Versión final del cuestionario BIP-Q* de esta versión. Valencia, ESP, España, 2016-2018

Tabla 3 - Baremos para percepción amenaza de la enfermedad (BIP-Q*) en función del diagnóstico y sexo. Valencia, ESP, España, 2016-2018

Centil	Percepción de amenaza de enfermedad (BIP-Q*)						Centil
	DM1† (n†=113)		TB§ (n†=135)		Respiratorios (n†=241)		
	Niños (n†=62)	Niñas (n†=51)	Niñas (n†=81)	Meninas (n†=54)	Niños (n†=124)	Niñas (n†=117)	
90	37	33	26,80	25,50	29,50	34	90
80	29,40	28	18,32	21	25	29	80
70	24,20	25,40	18,32	18,32	23	26	70
60	21	24	17	17	20	23	60
50	18,32	18,32	13	14,50	16	20	50
40	18,32	18,32	11	12	13	17	40
30	18,32	18,32	8,60	9	10	14	30
20	18,32	18,32	7	6	7	12	20
10	13,60	13,20	4,20	3,50	5,50	8	10

*BIP-Q = cuestionario de percepción de amenaza de enfermedad; †DM1 = Diabetes Mellitus Tipo 1; †n = tamaño del grupo; †TB = Talla Baja

Discusión

La presencia de una EC en la adolescencia, ya sea endocrinológica o neumológica, puede ser percibida como una amenaza para la salud y supervivencia⁽¹¹⁾, lo que puede influir en el curso y resolución de su enfermedad^(6,8). Es por ello necesario contar con instrumentos para su medición⁽¹²⁻¹³⁾, siendo el BIP-Q el más utilizado^(2,17,20).

No obstante, hasta la fecha, no se han analizado sus propiedades psicométricas en adolescentes con EC, ni en el caso de España. Por ello, nuestro estudio pretende analizar las propiedades psicométricas del BIP-Q en una muestra de 510 adolescentes con EC.

Tras el análisis de las propiedades psicométricas, se redujo el número de ítems final a 5, obteniendo así la versión reducida presentada en este estudio que presenta adecuadas propiedades psicométricas. Aunque la escala en sí ya era reducida, fue necesario eliminar ítems debido a que, al analizar las propiedades psicométricas en nuestra muestra de estudio, los índices de ajuste no resultaron adecuados, es por ello que después de eliminar el ítem 3,4 y 7 la fiabilidad y validez del cuestionario mejoraron significativamente. En lo referente a la dimensionalidad de la escala^(1,17,20), si bien tanto el modelo unifactorial como el bifactorial parecen adecuados, en general el modelo unifactorial parece mejor. Se ha elegido la solución unifactorial porque al analizar resultados obtenidos en su conjunto tanto en los análisis de fiabilidad como en los análisis de validez (factorial exploratorio y confirmatorio), se ha observado que la fiabilidad mejora al eliminar los ítems que cargaban por debajo de ,40 pasando de ,56 con 8 ítems y ,76 con 5 ítems lo que se considera aceptable en el modelo unifactorial. Sin embargo, se obtiene puntuaciones por debajo de ,70 en el caso de la solución bifactorial tanto en la versión original como en la de 5 ítems propuesta en este estudio.

En cuanto a la validez criterial, tal y como sugiere literatura⁽¹⁻³⁾, la principal variable predictora de la sintomatología ansioso-depresiva es el nivel de percepción de amenaza de la enfermedad y seguidamente la edad.

En lo referente al análisis de la influencia de las variables sociodemográficas respecto a la percepción de amenaza de enfermedad, tal y como sugerían las investigaciones previas⁽¹⁰⁾, se encuentran diferencias en función del tipo de enfermedad, ya que los adolescentes con DM1 muestran mayores niveles de amenaza que los adolescentes con problemas respiratorios, así mismo, no se observan diferencias en función de la edad tal y como se indica en la literatura⁽³⁶⁾, pero sí en función del sexo, en línea con la literatura especializada⁽²⁴⁾. Por último,

con el objetivo de facilitar el diagnóstico se presenta unos baremos de interpretación que pueden ayudar al profesional sanitario a valorar de manera rápida y sencilla la percepción de amenaza de sus pacientes con EC.

Pese a las aportaciones de la presente investigación, no está carente de limitaciones, en especial en lo que refiere referencia la muestra objeto de estudio, los procedimientos de muestreo no son probabilísticos ni representativos de todas las EC. Así mismo se observa una mayor proporción de pacientes con enfermedad respiratoria, lo que dificulta generalizar los resultados encontrados. Por último, aunque el uso de autoinformes es una herramienta habitual, puede introducir sesgos por la deseabilidad social.

Futuras investigaciones deberían utilizar muestreos probabilísticos, extender la muestra a otros contextos e incluso incluir otras enfermedades pediátricas al tiempo que combinen otras medidas objetivas o fisiológicas.

Pese a ello, el estudio reviste un especial interés atendiendo al vacío existente en el contexto pediátrico y a la muestra obtenida. El uso de este instrumento en pediatría, resulta novedoso, ya que este cuestionario en el contexto español ha sido utilizado únicamente en población adulta⁽¹⁵⁾ pero no en población adolescente. El hecho de que el cuestionario no sea específico para una enfermedad crónica como tal, sino que permita sustituir términos como por ejemplo enfermedad por asma o diabetes, tratamiento médico por inhaladores o insulina, a lo largo de su cumplimentación, facilita su uso. Por eso, consideramos que puede ser útil para cualquier EC pediátrica, además de ser de fácil administración y corrección. Por ello, el cuestionario BIP-Q resulta una herramienta útil y práctica, con la que evaluar el ajuste a la enfermedad.

Conclusión

Los resultados de este estudio muestran que la versión española y reducida del Cuestionario de Percepción de la Enfermedad (BIP-Q) es un instrumento fiable, válido y con propiedades psicométricas sólidas, que funciona bien en la evaluación de la percepción de amenaza de las enfermedades crónicas pediátricas.

Referencias

1. Broadbent E, Wilkes C, Koschwanez H, Weinman J, Norton S, Petrie KJ. A systematic review and meta-analysis of the Brief Illness Perception Questionnaire. *Psychol Health*. 2015 Aug 26;30(11):1361-85. doi: 10.1080/08870446.2015.1070851.
2. Chew BH, Vos RC, Heijmans M, Shariff-Ghazali S, Fernandez A, Rutten GEHM. Validity and reliability of a Malay version of the brief illness perception questionnaire

- for patients with type 2 diabetes mellitus. *BMC Med Res Methodol*. 2017 Aug 3;17(1):118. doi: 10.1186/s12874-017-0394-5.
3. Nowicka-Sauer K, Banaszkiwicz D, Staskiewicz I, Kopczynski P, Hajduk A, Czuszyńska Z, et al. Illness perception in Polish patients with chronic diseases: Psychometric properties of the Brief Illness Perception Questionnaire. *J Health Psychol*. 2016 Aug;21(8):1739–49. doi: 10.1177/1359105314565826.
4. Hagger MS, Orbell S. A meta-analytic review of the common-sense model of illness representations. *Psychol Health*. 2003 Apr;18(2):141–84. doi:10.1080/088704403100081321
5. Woith WM, Rappleyea ML. Emotional representation of tuberculosis with stigma, treatment delay, and medication adherence in Russia. *J Health Psychol*. 2016 May;21(5):770–80. doi: 10.1177/1359105314538349.
6. Parfeni M, Nistor I, Covic A. A systematic review regarding the association of illness perception and survival among end-stage renal disease patients. *Nephrol Dial Transplant*. 2013 Oct;28(10):2407–14. doi: 10.1093/ndt/gft194.
7. Lau RR, Bernard TM, Hartman KA. Further explorations of common-sense representations of common illnesses. *Health Psychol*. 1989;8(2):195–219. doi: http://dx.doi.org/10.1037/0278-6133.8.2.195
8. Petrie KJ, Weinman J. Patients' perceptions of their illness: The dynamo of volition in health care. *Curr Dir Psychol Sci*. 2012 Jan 31;21(1):60–5. doi: 10.1177/0963721411429456
9. Bodenheimer T, Lorig K, Holman H, Grumbach K. Patient self-management of chronic disease in primary care. *JAMA*. 2002 Nov;288(19):2469–75. doi:10.1001/jama.288.19.2469
10. Broadbent E, Petrie KJ, Main J, Weinman J. The Brief Illness Perception Questionnaire. *J Psychosom Res*. 2006 Jun;60(6):631–7. doi:10.1016/j.jpsychores.2005.10.020
11. Calderon C, Carrete L, Vera J. Validation of a scale of health beliefs about type 1 diabetes for the Mexican context: HBM-T1DM. *Salud Publica Mex*. 2018 Apr;60(2):175–83. doi:10.21149/8838
12. Lloyd KR, Jacob KS, Patel V, St. Louis L, Bhugra D, Mann AH. The development of the Short Explanatory Model Interview (SEMI) and its use among primary-care attenders with common mental disorders. *Psychol Med*. [Internet]. 1998 Sep [cited Oct 24, 2018];28(5):1231–7. Available from: <https://www.cambridge.org/core/services/aop-cambridge-core/content/view/S0033291798007065>
13. Rüdell K, Bhui K, Priebe S. Concept, development and application of a new mixed method assessment of cultural variations in illness perceptions: Barts explanatory model inventory. *J Health Psychol*. 2009 Mar;14(2):336–47. doi: 10.1177/1359105308100218.
14. Leventhal H, Phillips LA, Burns E. The Common-Sense Model of Self-Regulation (CSM): a dynamic framework for understanding illness self-management. *J Behav Med*. 2016 Dec;39(6):935–46. doi: 10.1007/s10865-016-9782-2
15. Pacheco-Huergo V, Viladrich C, Pujol-Ribera E, Cabezas-Peña C, Núñez M, Roura-Olmeda P, et al. Percepción en enfermedades crónicas: validación lingüística del Illness Perception Questionnaire Revised y del Brief Illness Perception Questionnaire para la población española. *Aten Primaria*. 2012 May;44(5):280–7. doi: 10.1016/j.aprim.2010.11.022
16. Moss-Morris R, Weinman J, Petrie K, Horne R, Cameron L, Buick D. The revised Illness Perception Questionnaire (IPQ-R). *Psychol Health*. 2010 Oct;17(1):1–16. doi: 10.1080/08870440290001494
17. Karatas T, Şükrü Ö, Kutlutürkan S. Factor structure and psychometric properties of the brief illness perception questionnaire in Turkish cancer patients. *Asia-Pacific J Oncol Nurs*. 2017;4(1):77-3. doi: 10.4103/2347-5625.199080.
18. Broadbent E, Wilkes C, Koschwanez H, Weinman J, Norton S, Petrie KJ. A systematic review and meta-analysis of the Brief Illness Perception Questionnaire. *Psychol Health*. 2015 Aug 26;30(11):1361–85. doi:10.1080/08870446.2015.1070851
19. Zhang L, Fu T, Yin R, Zhang Q, Shen B. Prevalence of depression and anxiety in systemic lupus erythematosus: A systematic review and meta-analysis. *BMC Psychiatry*. 2017 Feb 14;17(1):70. doi: 10.1186/s12888-017-1234-1.
20. Zhang N, Fielding R, Soong I, Chan KKK, Lee C, Ng A, et al. Psychometric assessment of the Chinese version of the brief illness perception questionnaire in breast cancer survivors. *PLoS One*. 2017 Mar 20;12(3):1–10. doi:10.1371/journal.pone.0174093
21. Bazzazian S, Besharat MA. Reliability and validity of a Farsi version of the brief illness perception questionnaire. *Procedia - Soc Behav Sci*. 2010;5(2):962–5. doi:10.1016/j.sbspro.2010.07.217
22. Leysen M, Nijs J, Meeus M, van Wilgen PC, Struyf F, Vermandel A, et al. Clinimetric properties of illness perception questionnaire revised (IPQ-R) and brief illness perception questionnaire (Brief IPQ) in patients with musculoskeletal disorders: A systematic review. *Man Ther*. 2015 Feb;20(1):10–7. doi:10.1016/j.math.2014.05.001
23. Pesut D, Raskovic S, Tomic-Spiric V, Bulajic M, Bogic M, Bursuc B, et al. Gender differences revealed by the Brief Illness Perception Questionnaire in allergic rhinitis. *Clin Respir J*. 2014 Jul; 8(3):364–8. doi: 10.1111/crj.12082.
24. Adrián-Arrieta L, Casas-Fernández de Tejerina JM. Self-perception of disease in patients with chronic

- diseases. *Semergen*. 2018 Jul-Aug;44(5):335-41. doi:10.1016/j.semerg.2017.10.001
25. Zigmond AS, Snaith RP. The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatr Scand*. [Internet]. 1983 Jun [cited Oct 24, 2019];67(6):361-70. Available from: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x>
26. Ibáñez E, Caro I. La escala hospitalaria de ansiedad y depresión: su utilidad práctica en psicología de la salud. *Boletín Psicol* [Internet]. 1992 [cited Oct 24, 2018];(36):43-9. Available from: https://books.google.es/books?id=DM7qngEACAAJChan_Y-F_Leung_DYP,Fong_DYT
27. Leung CM, Lee AM. Psychometric evaluation of the Hospital Anxiety and Depression Scale in a large community sample of adolescents in Hong Kong. *Qual Life Res*. 2010 Aug;19(6):865-73. doi:10.1007/s11136-010-9645-1
28. Martin CR, Lewin RJP, Thompson DR. A confirmatory factor analysis of the Hospital Anxiety and Depression Scale in coronary care patients following acute myocardial infarction. *Psychiatry Res*. 2003;120(1):85-94. doi:10.1016/S0165-1781(03)00162-8
29. Lloret-Segura, S, Ferreres-Traver, A, Hernández-Baeza, A, Tomás-Marco, I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales Psicol*. [Internet]. 2014 [cited Oct 10, 2018];30(3):1151-69. Available from: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=16731690031>
30. Satorra A, Bentler P. Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In: von Eye A, Clogg CC, editors. *Latent variable analysis: applications to developmental research*. Thousand Oaks: SAGE Publications; 1994.
31. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull*. 1990; 107: 238-46. doi:10.1037/0033-2909.107.2.238
32. Brynne B. *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. 2n ed. Routledge, editor. New York; 2009.
33. MacCallum RC, Austin JT. Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annu Rev Psychol*. 2000; 51:201-26. doi:10.1146/annurev.psych.51.1.201.
34. Browne MW, Cudeck R. Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociol Methods Res*. 1992 Nov 1;21(2): 230-58. doi:10.1177/0049124192021002005
35. Lorenzo-Seva U, Ferrando PJ. FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behav Res Methods*. 2006 Feb;38(1):88-91. doi: 10.3758/BF03192753
36. McLafferty L, Craig A, Levine A, Jones N, Becker A, Szigethy E. Thematic analysis of physical illness perceptions in depressed adolescents with inflammatory bowel disease (IBD). *Inflamm Bowel Dis*. [Internet]. 2011 Jan [cited Oct 22, 2018];17(suppl_1):S54-S54. Available from: <http://dx.doi.org/10.1093/ibd/17.supplement1.S54a>

Recibido: 15.10.2018

Aceptado: 30.09.2019

Autor correspondiente:

Marián Pérez-Marín

E-mail: marian.perez@uv.es

 <https://orcid.org/0000-0003-3532-8818>

Copyright © 2020 Revista Latino-Americana de Enfermagem

Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY.

Esta licencia permite a otros distribuir, mezclar, ajustar y construir a partir de su obra, incluso con fines comerciales, siempre que le sea reconocida la autoría de la creación original. Esta es la licencia más servicial de las ofrecidas. Recomendada para una máxima difusión y utilización de los materiales sujetos a la licencia.