

## Propriedades psicométricas do questionário de percepção da ameaça da doença crônica em pediatria\*

Selene Valero-Moreno<sup>1</sup>

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

Laura Lacomba-Trejo<sup>1</sup>

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

Sara Casaña-Granell<sup>1</sup>

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

Vicente Javier Prado-Gascó<sup>1</sup>

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

Inmaculada Montoya-Castilla<sup>1</sup>

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

Marian Pérez-Marín<sup>1</sup>

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

**Objetivo:** o objetivo do estudo foi avaliar as propriedades psicométricas do Questionário de Percepção de Doenças Versão Breve em uma amostra de adolescentes com condições endócrinas ou pneumológicas crônicas. Analisar a dimensionalidade e reduzir a escala elaborando baremas por sexo e diagnóstico médico. **Método:** avaliamos 510 pacientes com idades entre 9 e 16 anos usando o Questionário de Percepção de Doenças Versão Breve e a Escala Hospitalar de Ansiedade e Depressão. Foram realizados testes de confiabilidade, validade do construto, validade de critério e comparação de médias segundo o diagnóstico e as variáveis sociodemográficas. As análises de confiabilidade e validade mostraram propriedades psicométricas adequadas para essa escala, obtendo melhores resultados para uma única dimensão após a exclusão de 3 itens. **Resultados:** observou-se que adolescentes com diabetes tipo 1 e meninas demonstraram maior percepção da ameaça da doença. A ansiedade/depressão associou-se positivamente à percepção da doença. **Conclusão:** este questionário é uma ferramenta útil e prática para avaliar o ajuste à doença em pacientes pediátricos.

**Descritores:** Psicometria; Endocrinologia; Pediatria; Pneumologia; Adaptação; Psicológica.

\* A publicação deste artigo na Série Temática "Recursos Humanos em Saúde e Enfermagem" se insere na atividade 2.2 do Termo de Referência 2 do Plano de Trabalho do Centro Colaborador da OPAS/OMS para o Desenvolvimento da Pesquisa em Enfermagem, Brasil. Apoio financeiro da 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 do fondo social europeo, Espanha.

<sup>1</sup> University of Valencia, Faculty of Psychology, Valencia, Comunidad Valenciana, Espanha.

### Como citar este artigo

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>.     URL

## Introdução

A avaliação da percepção da doença tem atraído grande interesse<sup>(1)</sup>, uma vez que pode afetar, entre outros, a qualidade de vida, o bem-estar ou a adesão ao tratamento por parte dos pacientes<sup>(1-6)</sup>. Nesse sentido, parece que aqueles que percebem sua doença como mais ameaçadora apresentam mais ansiedade, depressão e pior qualidade de vida<sup>(1-3)</sup>.

O processamento da resposta emocional e cognitiva à doença ajuda os pacientes a se regularem emocionalmente para melhor se adaptarem à sua condição, o que, por sua vez, pode alterar sua representação cognitiva ou emocional. Assim, o termo percepção da doença refere-se às representações mentais que se tem sobre a doença, em relação à identidade (nome e sintomas), causas, consequências, curso e controle da mesma<sup>(7-8)</sup>.

Tudo isso parece particularmente relevante no caso das doenças crônicas (DCs), pois trata-se um problema de saúde que permanece ao longo do tempo e que requer um manejo contínuo ao longo dos anos, mudanças nos estilos de vida e pode afetar a possível evolução futura da doença<sup>(9)</sup>.

No entanto, nem todas as DCs parecem causar os mesmos efeitos. Tais efeitos parecem ser mais graves no caso de doenças endócrinas, como Diabetes Mellitus tipo 1 (DM1), do que no caso de doenças respiratórias, como a asma<sup>(10)</sup>.

Apesar de sua importância, poucos estudos abordaram esse conceito na adolescência, período especialmente complicado, com menores taxas de adesão ao tratamento, maior quantidade de comportamentos de risco e mais problemas psicopatológicos<sup>(5,11)</sup>.

Embora existam diferentes modelos e instrumentos para o estudo da resposta adaptativa à doença<sup>(12-13)</sup>, o modelo vigente na literatura há anos é o Modelo de Autorregulação do Senso Comum<sup>(14)</sup>.

A partir desse modelo, foi elaborado o Questionário de Percepção da Doença (IPQ - *Illness Perception Questionnaire*)<sup>(10)</sup>, provavelmente o instrumento internacional mais utilizado para avaliar esse construto<sup>(1,15)</sup>. Inicialmente contendo 38 itens, posteriormente foi lançada uma versão revisada ampliada (IPQ-R), composta por 70 itens, incluindo as respostas cognitiva e emocional<sup>(16)</sup>. Nos últimos anos, com o objetivo de simplificar e facilitar sua implementação, foi desenvolvido o IPQ Versão Breve (BIP-Q), composto por 9 itens<sup>(10)</sup>, proporcionando uma avaliação simples e rápida desse construto<sup>(17)</sup>.

O BIP-Q vem sendo usado em 36 países e foi traduzido para 26 idiomas, tendo sido empregado para inúmeras doenças<sup>(2-3,18-19)</sup> em faixas etárias dos 8 aos 80

anos. A adaptação linguística do BIP-Q para o espanhol foi feita em adultos com diferentes DCs, incluindo doenças endócrinas e respiratórias<sup>(15)</sup>. Entretanto, apesar de seu uso generalizado, poucos estudos analisam suas propriedades psicométricas<sup>(2,20-22)</sup>, sendo ainda mais escassos no contexto espanhol<sup>(15)</sup>. Da mesma forma, não parece haver nenhum estudo que analise as propriedades psicométricas do BIP-Q em pacientes pediátricos com condições crônicas.

Em relação a esse instrumento, um aspecto que permanece hoje como fonte de debate refere-se à sua dimensionalidade: enquanto alguns estudos sugerem a utilização de cada item como subescala<sup>(17)</sup>, outros postulam a existência de duas dimensões (cognição e emoção)<sup>(18)</sup> ou três dimensões (incluindo a compreensão da doença às anteriores)<sup>(20)</sup>. Da mesma forma, não parece haver consenso sobre o efeito que o sexo, a idade ou o tipo de doença têm sobre a percepção de ameaça<sup>(10,23-24)</sup>. Outra limitação do instrumento diz respeito à ausência de baremas interpretativos para facilitar sua interpretação em função do tipo de doença ou condição crônica.

Portanto, o objetivo principal deste estudo é analisar as propriedades psicométricas do BIP-Q em uma amostra de adolescentes com doença crônica, estudando a dimensionalidade da escala e o efeito da idade, do sexo e do diagnóstico médico, e se foram fornecidos baremas interpretativos.

Tudo isso permitirá o desenvolvimento de programas de intervenção e prevenção que melhorem a qualidade de vida desses pacientes.

## Método

Participaram do estudo adolescentes (n=510) portadores de doenças crônicas com idades entre 9 e 16 anos (M=12,03, DP=2,05). Os dados foram coletados entre junho de 2016 e janeiro de 2018, após a obtenção do Termo de Consentimento Livre e Esclarecido junto aos responsáveis, em unidades de Endocrinologia ou Pneumologia pediátrica de centros hospitalares da Comunidade Valenciana. Esta pesquisa tem o endosso dos comitês de ética da Universidade de Valência e dos vários hospitais participantes, tendo sido obtida a aceitação de todos eles.

A informação foi coletada por meio de uma entrevista utilizando-se um instrumento composto por um registro *ad hoc* com variáveis sociodemográficas e dois instrumentos padronizados (BIP-Q - Questionário de Percepção da Doença Versão Breve e HADS - Escala Hospitalar de Ansiedade e Depressão), sempre pelo mesmo profissional. As variáveis analisadas e os instrumentos utilizados foram: Registro *ad hoc*: foram

coletadas informações sobre idade, sexo do paciente e tipo de doença crônica pediátrica; e as variáveis analisadas com os instrumentos utilizados foram: Percepção da ameaça da doença (BIP-Q) e avaliação clínica depressivo-ansiosa (HADS).

O *Brief-Illness Perception Questionnaire* ou Questionário de Percepção de Doenças Versão Breve (BIP-Q)<sup>(10)</sup> em sua versão traduzida para o espanhol<sup>(15)</sup>, é composto por 9 itens. Os primeiros 8 itens (consequências, duração, controle pessoal, controle do tratamento, identidade, preocupação, resposta emocional e compreensão da doença) são respondidos utilizando-se uma pontuação em escala tipo Likert, de 0 a 10, segundo o grau de concordância. O último item, causas, é de resposta aberta, avaliada citando as 3 respostas mais importantes sobre o que se acredita ter causado a doença. O escore geral é obtido invertendo-se os itens 3, 4 e 7 e adicionando-os ao escore dos itens 1, 2, 5, 6 e 8. Quanto maior o escore total, maior a percepção da doença como ameaça. Em estudos prévios não realizados em população adolescente, o BIP-Q apresentou propriedades psicométricas adequadas, com taxas de consistência interna adequadas variando de  $\alpha = 0,67-0,89$ , dependendo do estudo e do tipo de amostra<sup>(2,10,15,20-22)</sup>.

A Escala Hospitalar de Ansiedade e Depressão (HADS)<sup>(25)</sup>, versão adaptada ao castelhano<sup>(26)</sup>, é uma escala Likert composta por 14 itens agrupados em duas dimensões: ansiedade (HADS-A) e depressão (HADS-D). Ambas as subescalas são compostas por 7 itens intercalados ao longo do questionário (ansiedade sendo os itens ímpares e depressão, os pares). O formato da resposta varia de 0 a 3, sendo 0 o menor escore ou nenhuma presença de sintomatologia e 3, o escore máximo ou presença de sintomatologia. Escores mais altos indicam níveis mais elevados de sintomatologia ansioso-depressiva. Estudos prévios encontraram propriedades psicométricas adequadas em relação à sua confiabilidade ou consistência interna<sup>(26)</sup>:  $\alpha = 0,68-0,93$  ( $M\alpha = 0,83$ ) para a escala de ansiedade e entre 0,67 e 0,90 ( $M\alpha = 0,82$ ) para a escala de depressão<sup>(27-28)</sup>, com pontuações mais elevadas geralmente na escala de ansiedade. Nesta amostra, obteve-se  $\alpha = 0,63$  para ansiedade e  $\alpha = 0,56$  para depressão.

Para a análise dos dados: em primeiro lugar, foi analisada a confiabilidade da escala (alfa de Cronbach, Confiabilidade Composta (CC) e Índice de Variância Média Extraída (IVE)). Em seguida, foi analisada sua validade (Análise Fatorial Exploratória (AFE), Análise Fatorial Confirmatória, (AFC) e Validade Preditiva do Instrumento). A AFE foi realizada pelo processo recomendado<sup>(29)</sup>, utilizando-se o Método dos Mínimos

Quadrados Não Ponderados (ULS), a Análise Paralela e a Rotação Oblimin Direta. Por outro lado, as AFCs foram realizadas por estimativa robusta da Máxima Verossimilhança (ML), com o objetivo de corrigir a ausência de normalidade multivariada. A adequação das AFCs foi verificada usando a significância do qui-quadrado e a correção robusta de Satorra-Bentler ( $S-B \chi^2$ )<sup>(30-31)</sup>, a razão entre  $\chi^2$  e seus graus de liberdade ( $\chi^2/gl$ ), bem como de  $S-B \chi^2$  e seus graus de liberdade (ajuste adequado  $\leq 5$ )<sup>(32)</sup>, o Índice de Ajuste Comparativo (CFI), o Índice de Ajuste Incremental (IFI) (ajuste adequado  $\geq 0,90$ )<sup>(33)</sup> e a Raiz do Erro Quadrático Médio de Aproximação (RMSEA) (ajuste adequado  $\leq 0,08$ )<sup>(34)</sup>.

Em seguida, analisou-se a relação entre o BIP-Q e o HADS por meio de regressões lineares hierárquicas múltiplas, analisando-se as diferenças de médias de acordo com o diagnóstico (ANOVA de um fator), sexo e duas faixas etárias (pré-adolescentes 9-12 anos e adolescentes 12-16 anos) (teste t). Para a idade, eles foram recodificados em dois grupos. Por fim, os baremas foram calculados com base nos escores do percentil, segundo o diagnóstico e o sexo. As análises estatísticas foram realizadas utilizando-se os softwares SPSSv24, FACTOR<sup>(35)</sup> e EQSv6.3.

## Resultados

Participaram do estudo adolescentes ( $n=510$ ) com doenças crônicas e idades entre 9 e 16 anos ( $M=12,03$ ,  $DP=2,05$ ), sendo 42,4% ( $n=216$ ) pré-adolescentes (9-12 anos) e 55,6% ( $n=294$ ) adolescentes (12-16 anos). Dentre eles, 54,5% eram meninos ( $n=278$ ). A amostra foi distribuída da seguinte forma: 51,1% ( $n=262$ ) com problemas respiratórios crônicos (PRC), 22,4% ( $n=113$ ) com DM1 e 26,5% ( $n=135$ ) com baixa estatura (BE).

Ao analisar a consistência interna da escala BIP-Q, verificou-se que a confiabilidade inicial da estrutura original para a solução unifatorial e bifatorial apresentou índices inadequados ( $\alpha \leq 0,70$ ). Na versão final do questionário após a eliminação de três itens, os dados finalmente mostraram que a confiabilidade da solução unifatorial melhorou, atendendo aos índices aceitáveis ( $\alpha = 0,76$ ) mas não para a solução bifatorial (Tabela 1). Da mesma forma, ao se calcular a confiabilidade composta (CC), apenas os índices na solução unifatorial foram aceitáveis. Por fim, ao analisar o índice de variância média extraída (IVE), os escores foram adequados nos dois modelos, uma vez que os escores foram superiores a 0,40. Portanto, considerou-se que a solução unifatorial foi a que apresentou os melhores índices de consistência interna.

Tabela 1 – Análise de itens, confiabilidade e IVE\* do questionário para cada uma das soluções. Valência, ESP, Espanha, 2016-2018

| Solução ou modelo  | M <sup>†</sup> | DP <sup>‡</sup> | r <sub>ix</sub> <sup>§</sup> | α-x <sup>  </sup> | A <sup>¶</sup> | K <sup>**</sup> |       |
|--|----------------|-----------------|------------------------------|-------------------|----------------|-----------------|-------|
| Ameaça de doença α <sup>††</sup> = 0,56; α <sup>††</sup> (sem os itens 3,4 e 7) = 0,76; ;CC <sup>††</sup> =0,82; CI <sup>§§</sup> =(0,72-0,79); IVE <sup>*</sup> =0,57 |                |                 |                              |                   |                |                 |       |
| Unifatorial  | 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 <sup>††</sup> = 0,38; α <sup>††</sup> (sem os itens 3 e 4) = 0,62; ;CC <sup>††</sup> =0,69; CI <sup>§§</sup> =(0,56-0,67); IVE <sup>*</sup> =0,59         |                |                 |                              |                   |                |                 |       |
| Bifatorial   | 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 |
| Afetiva: α <sup>††</sup> = 0,68; α = 0,68 ;CC <sup>††</sup> =0,84; CI <sup>§§</sup> =(0,62-0,73); IVE <sup>*</sup> =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 variância média extraída (adequado  $\geq 0,40$ ); <sup>†</sup>M = Média; <sup>‡</sup>DP = Desvio padrão; <sup>§</sup>r<sub>ix</sub> = Correlação item-total; <sup>||</sup>α-x = Alfa de Cronbach sem o item; <sup>¶</sup>A = Assimetria; <sup>\*\*</sup>K = Curtose; <sup>††</sup>α = Alfa de Cronbach (adequado  $\geq 0,70$ ); <sup>††</sup>CC = Confiabilidade composta (adequado  $\geq 0,70$ )

Antes de realizar a AFE e a AFC, determinamos a adequação dos dados por meio do teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e do teste de esfericidade de Bartlett. O teste de KMO (KMO=0,75) e o teste de esfericidade de Bartlett ( $\chi^2 = 393,6$ ,  $gl = 28$ ;  $p \leq 0,001$ ) retornaram valores adequados, tendo sido, portanto, realizadas a AFE e a AFC. Em seguida, e como sugere a literatura<sup>(29-30)</sup>, a amostra foi dividida em dois, controlando idade, sexo e diagnóstico: o grupo A (n=255) foi utilizado para a AFE e o grupo B (n=255), para a AFC.

A AFE foi calculada usando FACTOR com os 8 itens da versão original. A análise paralela sugeriu duas estruturas, uma consistindo de uma única dimensão e a outra consistindo de duas dimensões. Após a aplicação da AFE definida em duas dimensões, sugeriu-se a eliminação do item 7 (*coerência*), uma vez que sua carga fatorial era menor que 40 (especificamente, seu valor foi 0,35). Após essa eliminação, a solução fatorial apresentou boas taxas de ajuste (RMSEA=0,05; CFI=0,99), sendo a variância explicada pelo primeiro fator de 23,66% e pelo segundo fator de 11,46%. Para a dimensão unifatorial, os dados sugeriram a eliminação dos itens 3, 4 e 7, uma vez que suas cargas fatoriais estavam abaixo de 40 (Item 3 = 0,06; Item 4 = 0,02 e item 7 = 0,24) (RMSEA=0,12, CFI=0,85), sendo a variação total explicada de 21,33%.

Em seguida, foram realizadas diferentes AFC. Os indicadores de qualidade do ajuste para ambas as soluções

(unifatorial e bifatorial) foram inadequados, sendo necessário reespecificar o modelo, eliminando os itens 3, 4 e 7 (Tabela 2). Após essas reespecificações, ambos os modelos apresentaram ajuste adequado, embora as taxas de ajuste tenham sido ligeiramente melhores no caso da solução unifatorial. Por fim, obteve-se a versão reduzida do questionário de 5 itens, com escore final de 50 pontos e na qual o escore mais alto está relacionado a uma maior percepção de ameaça da doença (Figura 1).

Portanto, como sugere a literatura<sup>(10,23-24)</sup>, procedeu-se à análise do efeito da idade e da percepção da ameaça de doença (BIP-Q) sobre a ansiedade e a depressão, utilizando duas regressões hierárquicas lineares de duas etapas, utilizando-se como variáveis preditivas: idade (etapa 1) e percepção de ameaça da doença (etapa 2) e como critério de variáveis, ansiedade e depressão, mensuradas pela HADS. Na primeira etapa, a idade explicou 3% ( $\Delta R^2 = 0,03$ ,  $p \leq 0,01$ ) da ansiedade e 2% ( $\Delta R^2 = 0,02$ ,  $p \leq 0,05$ ) da depressão. A inclusão da percepção de ameaça da doença provocou um aumento de 3% ( $\Delta R^2 = 0,03$ ,  $p \leq 0,001$ ) da variância explicada para ansiedade e de 4% ( $\Delta R^2 = 0,04$ ,  $p \leq 0,001$ ) para a depressão. Ambas as variáveis previram positivamente 6% de ansiedade e depressão ( $R^2_{\text{corr}} = 0,06$ ), sendo a percepção da doença um pouco mais explicativa (ansiedade:  $\beta = 0,18$ ,  $p \leq 0,001$ ; depressão:  $\beta = 0,20$ ,  $p \leq 0,001$ ) do que a idade (ansiedade:  $\beta = 0,16$ ,  $p = 0,02$ ; depressão:  $\beta = 0,15$ ,  $p \leq 0,001$ ).

Em seguida, as diferenças na percepção da doença foram analisadas segundo as variáveis sociodemográficas. Foram encontradas diferenças significativas entre todos os grupos de diagnóstico ( $F=26,09$ ,  $p \leq 0,001$ ), com tamanhos de efeito entre moderados e grandes, mostrando maior percepção de ameaça por diabéticos ( $M=24,39$ ,  $DP=9,54$ ) em comparação àqueles com BE ( $M=13,97$ ,  $DP=9,80$ ,  $d=1,08$ ) e doenças respiratórias ( $M=18,69$ ,  $DP=9,74$ ,  $d=0,59$ ), e uma maior percepção de ameaça respiratória em relação aos pacientes com BE ( $d=0,49$ ). Da mesma

forma, não foram encontradas diferenças com base em pré-adolescentes e adolescentes, mas com base no sexo ( $t_{449}=-2,18$ ,  $p=,03$ ). As meninas apresentaram maior percepção da ameaça da doença ( $M=19,52$ ,  $DP=9,94$ ) do que os meninos ( $M=17,41$ ,  $DP=10,44$ ) observando-se um pequeno tamanho do efeito ( $d=0,21$ ).

Por fim, para facilitar a interpretação dos escores, os principais percentis foram calculados de acordo com o diagnóstico e o sexo, ignorando as faixas etárias, dada a ausência de diferenças entre os grupos (Tabela 3).

Tabela 2 - Indicadores de ajuste da AFC\* para as soluções bifatoriais e unifatorial do BIP-Q†. Valência, ESP, Espanha, 2016-2018

| Modelo                                 | $\chi^2$ | S-B- $\chi^2$ <sup>§</sup> | g <sup>  </sup> | p <sup>  </sup> | S-B $\chi^2/g$ <sup>  *</sup> | CFI <sup>††</sup> | IFI <sup>††</sup> | RMSEA <sup>§§</sup> |
|--|----------|----------------------------|-----------------|-----------------|-------------------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| 8 itens (1 fator)                      | 120,34   | 83,46                      | 20              | $\leq 0,001$    | 4,17                          | 0,77              | 0,78              | 0,11(0,09-0,14)     |
| 8 itens (2 fatores)                    | 218,78   | 136,06                     | 12              | $\leq 0,001$    | 11,33                         | 0,53              | 0,55              | 0,20 (0,17-0,23)    |
| 5 itens (1 fator sem os itens 7,4,3)   | 12,94    | 8,12                       | 5               | 0,15            | 1,62                          | 0,99              | 0,99              | 0,05 (0,01-0,11)    |
| 5 itens (2 fatores sem os itens 7,4,3) | 12,85    | 8,58                       | 4               | 0,07            | 2,15                          | 0,98              | 0,98              | 0,07 (0,01-0,13)    |

\*AFC = Análise fatorial confirmatória; †BIP-Q = Questionário de percepção de ameaça da doença; † $\chi^2$  = Qui-quadrado; §S-B- $\chi^2$  = Correção robusta de Satorra-Bentler qui-quadrado; ||g = Graus de liberdade; ||p = Nível de significância; \*\*S-B  $\chi^2/g$  = Razão entre S-B  $\chi^2$  e g, ajuste (adequado  $\leq 5$ ); ††CFI = Índice de ajuste comparativo (adequado  $\geq 0,90$ ); ††IFI = Índice de ajuste incremental (ajuste adequado  $\geq 0,90$ ); §§RMSEA = Raiz do erro quadrático médio de aproximação (ajuste adequado:  $\leq 0,08$ )

**BIP-Q**

Nas perguntas a seguir, circule o número que melhor representa sua opinião.

**O quanto sua doença afeta sua vida?**  
(Não afeta absolutamente nada) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Afeta gravemente a minha vida)

**Quanto tempo você acha que sua doença vai durar?**  
(Muito pouco tempo) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Para sempre)

**Até que ponto você sente sintomas devido à sua doença?**  
(Absolutamente nenhum sintoma) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Muitos sintomas graves)

**Até que ponto você está preocupado com sua doença?**  
(Absolutamente nada preocupado) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Extremamente preocupado)

**Até que ponto sua doença o afeta emocionalmente? (Quer dizer, isso faz com que se sinta com raiva, assustado, enojado ou deprimido?)**  
(Não afeta absolutamente nada emocionalmente) 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 (Afeta extremamente emocionalmente)

\*BIP-Q = Questionário de percepção de ameaça da doença

Figura 1 – Versão final do questionário BIP-Q\* desta versão. Valência, ESP, Espanha, 2016-2018

Tabela 3 - Baremas para percepção da ameaça da doença (BIP-Q\*) em função do diagnóstico e do sexo. Valência, ESP, Espanha, 2016-2018

| Percentil | Percepção de ameaça da doença (BIP-Q*) |                              |                              |                              |   |                               | Percentil |
|-----------|--|------------------------------|------------------------------|------------------------------|---|-------------------------------|-----------|
|           | DM1† (n <sup>‡</sup> =113)             |                              | BE§ (n <sup>‡</sup> =135)    |                              | Doenças Respiratórias (n <sup>‡</sup> =241) |                               |           |
|           | Meninos (n <sup>‡</sup> =62)           | Meninas (n <sup>‡</sup> =51) | Meninos (n <sup>‡</sup> =81) | Meninas (n <sup>‡</sup> =54) | Meninos (n <sup>‡</sup> =124)               | Meninas (n <sup>‡</sup> =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 = Questionário de percepção de ameaça da doença; †DM1 = Diabetes Mellitus Tipo 1; ‡n = Tamanho do grupo; §BE = Baixa Estatura

## Discussão

A presença de DC na adolescência, seja ela endocrinológica ou pneumológica, pode ser percebida como uma ameaça à saúde e à sobrevivência<sup>(11)</sup>, podendo influenciar o curso e a resolução de sua doença<sup>(6,8)</sup>. Portanto, é necessário ter instrumentos para sua mensuração<sup>(12-13)</sup>, sendo o BIP-Q o mais utilizado<sup>(2,17,20)</sup>.

No entanto, até o momento, suas propriedades psicométricas não foram analisadas em adolescentes com DC, nem no contexto da Espanha. Portanto, nosso estudo tem como objetivo analisar as propriedades psicométricas do BIP-Q em uma amostra de 510 adolescentes com DC.

Após a análise das propriedades psicométricas, o número de itens finais foi reduzido para 5, obtendo-se assim a versão reduzida apresentada neste estudo, que possui propriedades psicométricas adequadas. Embora a própria escala já tivesse sido reduzida, foi necessário remover itens, pois, ao analisar as propriedades psicométricas na amostra estudada, os índices de ajuste não se mostraram adequados. Após a remoção dos itens 3, 4 e 7, a confiabilidade e a validade do questionário melhoraram significativamente. Em se tratando da dimensionalidade da escala<sup>(1,17,20)</sup>, embora ambos os modelos unifatorial e bifatorial pareçam adequados, de modo geral, o modelo unifatorial parece melhor. A solução unifatorial foi escolhida porque ao analisar os resultados obtidos como um todo, tanto nas análises de confiabilidade quanto nas análises de validade (fator exploratório e confirmatório), observou-se que a confiabilidade melhora ao eliminar itens com carga abaixo de 0,40, passando para 0,56 com 8 itens e 0,76 com 5 itens, o que é considerado aceitável no modelo unifatorial. No entanto, escores abaixo de 0,70 são obtidos para a solução bifatorial nas versões original e de 5 itens propostas neste estudo.

Quanto à validade de critério, como sugere a literatura<sup>(1-3)</sup>, a principal variável preditiva da sintomatologia depressivo-ansiosa é o nível de percepção da ameaça da doença e, em seguida, a idade.

No que se refere à análise da influência das variáveis sociodemográficas sobre a percepção de ameaça da doença, conforme sugerido em pesquisa anterior<sup>(10)</sup>, são encontradas diferenças dependendo do tipo de doença, sendo que os adolescentes com DM1 apresentam níveis mais elevados de ameaça do que os adolescentes com problemas respiratórios. Notou-se também não haver diferenças segundo a idade, como indicado na literatura<sup>(36)</sup>, mas sim de acordo com o sexo, corroborando dados da literatura especializada<sup>(24)</sup>. Por fim, com o objetivo de facilitar o diagnóstico, são apresentados baremas de interpretação que podem

ajudar o profissional de saúde a avaliar rapidamente e facilmente a percepção da ameaça de seus pacientes com DC.

Apesar das contribuições da presente investigação, existem limitações, sobretudo no tocante à amostra estudada, uma vez que os procedimentos de amostragem não são probabilísticos ou representativos de todas as DCs. Por outro lado, observa-se também maior proporção de pacientes com doença respiratória, dificultando a generalização dos resultados encontrados. Finalmente, embora o uso de autorrelatos seja uma ferramenta comum, ele pode introduzir vieses devido à conveniência social.

Sugere-se que futuras pesquisas utilizem amostragem probabilística, estendam a amostra para outros contextos, e até mesmo incluam outras doenças pediátricas, combinando outras mensurações objetivas ou fisiológicas.

Apesar disso, o estudo é de particular interesse, dada a lacuna existente no contexto pediátrico e na amostra obtida. O uso deste instrumento na pediatria é inédito, uma vez que este questionário no contexto espanhol vem sendo utilizado apenas na população adulta<sup>(15)</sup>, e não em populações adolescentes. O fato de o questionário não ser específico para uma doença crônica propriamente dita, mas permitir substituir termos como asma ou diabetes, tratamento médico com inaladores ou insulina, ao longo de sua realização, facilita o seu uso. Portanto, consideramos que possa ser útil para qualquer DC pediátrica, além de ser de fácil administração e correção. Portanto, o questionário BIP-Q é uma ferramenta útil e prática para se avaliar o ajuste à doença.

## Conclusão

Os resultados deste estudo mostram que a Versão Breve Espanhola do Questionário de Percepção da Doença (BIP-Q) é um instrumento confiável, válido e com propriedades psicométricas sólidas, que funciona adequadamente na avaliação da percepção da ameaça de doenças pediátricas crônicas.

## Referências

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, Banaszekiewicz 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. *Latents 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>

Recebido: 15.10.2018

Aceito: 30.09.2019

Autor correspondente:

Marián Pérez-Marín

E-mail: [marian.perez@uv.es](mailto:marian.perez@uv.es)

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

**Copyright © 2020 Revista Latino-Americana de Enfermagem**

Este é um artigo de acesso aberto distribuído sob os termos da Licença Creative Commons CC BY.

Esta licença permite que outros distribuam, remixem, adaptem e criem a partir do seu trabalho, mesmo para fins comerciais, desde que lhe atribuam o devido crédito pela criação original. É a licença mais flexível de todas as licenças disponíveis. É recomendada para maximizar a disseminação e uso dos materiais licenciados.