

# Análise Fatorial Confirmatória e Normatização da *Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS)*<sup>1</sup>

André Faro<sup>2</sup>  
Universidade Federal de Sergipe

**RESUMO** - Os principais objetivos deste estudo foram realizar a análise fatorial confirmatória da Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) e conduzir análises de curvas ROC para a normatização de seus pontos de corte, em uma amostra não-clínica. Os resultados exibiram evidências de validade estrutural da HADS e foram propostas mudanças para os parâmetros diagnósticos da ansiedade ( $\geq 7$  pontos) e depressão ( $\geq 6$  pontos). Ao final, destaca-se a necessidade de cautela na interpretação dos escores e decisão diagnóstica, principalmente na mensuração da depressão.

**Palavras-chave:** análise fatorial confirmatória, curva ROC, HADS, ansiedade, depressão

## Confirmatory Factor Analysis and Standardization of the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS)

**ABSTRACT** - The main objectives of this study were to perform a confirmatory factor analysis of the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) and to conduct ROC curves for standardization of cut-off points, in a nonclinical sample. The results showed evidences of the structural validity of HADS and changes were proposed to the diagnostic parameters of anxiety ( $\geq 7$  points) and depression ( $\geq 6$  points). Finally, we highlight that caution is needed for the interpretation of the scores and diagnostic decision, especially for the depression measure.

**Keywords:** confirmatory factor analysis, ROC curve, HADS, anxiety, depression

No Brasil, os transtornos de ansiedade atingem de 12% a 20% da população e os transtornos depressivos variam entre 11% e 18%. Combinados, a prevalência chega a 24% na população em geral (Andrade et al., 2012). A ansiedade e a depressão figuram entre as principais causas de incapacidade no mundo, estando associadas a elevados riscos de morte prematura, doenças cardíacas, diversos tipos de câncer e mortalidade por causas externas, sendo uma relevante questão de saúde pública (Andrade et al., 2013; Russ et al., 2012).

A *Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS)* foi desenvolvida por Zigmond e Snaith (1983) com o objetivo de identificar casos (possíveis ou prováveis) de transtornos de ansiedade e/ou depressão leves em populações não-clínicas. Embora os autores não tenham deixado claros os conceitos clínicos que orientaram a construção do instrumento, Bjelland, Dahl, Haug e Neckelmann (2002), em uma revisão da validade da HADS, encontraram que a escala se mostrou compatível tanto aos critérios diagnósticos do DSM-III, como do DSM-IV.

Desde sua adaptação para o Brasil (Botega, Bio, Zomignani, Garcia Júnior, & Pereira, 1995), não há, até então, análise confirmatória da estrutura da HADS neste país, o que já é encontrado em outros países (López et al., 2012; Martin, Thompson, & Barth, 2008; Roberge et al., 2013). Por se tratar de uma escala bastante utilizada em nível mundial (Bjelland

et al., 2002; López et al., 2012; Roberge et al., 2013) e que agrega características desejáveis para a condução de *surveys* no âmbito da saúde mental (por exemplo, pela parcimônia na quantidade de itens), julgou-se relevante a busca por evidências da estrutura latente e, também, a análise preditiva dos pontos de corte a partir de uma amostragem não-clínica.

Dado o exposto, os objetivos deste estudo foram: 1) Realizar a análise fatorial confirmatória da HADS; 2) Estabelecer a normatização dos pontos de corte diagnósticos da HADS; 3) Analisar sua validade concorrente com os inventários Beck de ansiedade (BAI) e depressão (BDI); e 4) Identificar a prevalência dos transtornos de ansiedade e de depressão leves em uma amostra não-clínica e representativa da população aracajuana.

## Método

### Participantes

A amostra final contou com 690 indivíduos, com maioria do sexo feminino (55,9%;  $n=386$ ), idade média de 34,7 anos [*Desvio-Padrão (DP)*]=12,55; mínimo = 18 e máximo = 65] e mediana de renda familiar em R\$ 2.640,80. Em geral, os participantes mantinham relacionamento conjugal (52,2%;  $n=360$ ), não possuíam doença crônica ou tomavam remédio controlado (85,5%;  $n=590$ ). A maior parte trabalhava (67,1%;  $n=463$ ) e, quanto à escolaridade, prevaleceu o ensino médio (42,3%;  $n=292$ ), seguido do superior (33,8%;  $n=233$ ), fundamental (12,0%;  $n=83$ ) e não-alfabetizados (11,9%;

1 Apoio: Fundação de Apoio à Pesquisa e à Inovação Tecnológica do Estado de Sergipe (FAPITEC-SE).

2 Endereço para correspondência: Avenida Marechal Rondon, s/n, Jardim Rosa Elze, Cidade Universitária Professor José Aloisio de Campos, São Cristóvão, Departamento de Psicologia (DPS), São Cristóvão, Sergipe, Brasil. CEP: 49100-000. E-mail. andre.faro.ufs@gmail.com

## Resultados

$n=82$ ). Ressalta-se que este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos da Universidade Federal de Sergipe (CAAE - 0165.0.107.000-11).

Utilizou-se a técnica de amostragem por conglomerado, de acordo com a estratificação de cinco setores censitários em Aracaju (SE) (Norte, Sul, Centro, Leste e Oeste) e classificação dos bairros de cada setor por status socioeconômico predominante, cotejado a partir da renda média familiar, a saber: baixo (< R\$ 1.164,00), médio (> R\$ 1.164,00 e ≤ R\$ 4.076,00) e alto (> R\$ 4.076,00). Em cada setor foram sorteados três bairros (um por status), com coleta de dados proporcional (cerca de 45 moradores permanentes, um por residência). Controlou-se, também, a proporcionalidade por sexo e turno de coleta (manhã, tarde e noite).

### Instrumentos

A HADS é composta por 14 itens divididos em duas subescalas: HADS-Ansiedade (HADS-A), com sete questões para o diagnóstico do Transtorno de Ansiedade Leve (TAL) (itens ímpares) e HADS-Depressão (HADS-D), com outras sete para o Transtorno Depressivo Leve (TDL) (itens pares). A escala de resposta varia entre zero e três pontos (de ausente a muito frequente) com escore máximo de 21 pontos por subescala. Os pontos de corte obtidos na literatura foram de ≥9 pontos para cada transtorno, propostos a partir de critérios teóricos e empíricos derivados de amostras clínicas (ver Botega et al., 1995; Zigmond & Snaith, 1983).

Para as análises de validade concorrente e preditiva, utilizaram-se os inventários de Beck para ansiedade (BAI) e depressão (BDI), compostos, cada um, por 21 itens que visam à medida de sintomas comuns nesses transtornos. Os pontos de corte para diagnóstico positivo foram: ≥10 pontos no BAI e ≥11 no BDI (Cunha, 2001), correspondendo, pelo menos, ao grau leve. Neste estudo, os valores de alfa de Cronbach para o BAI e o BDI foram 0,900 e 0,894.

### Análises dos Dados

Nas Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC), o método de estimação utilizado foi o da Máxima Verossimilhança [*Maximum Likelihood (ML)*]. Para a avaliação do ajuste dos modelos foram selecionados quatro índices: 1) Razão do *Qui-Quadrado* (desejável ≤ 5,00), 2) *GFI* (desejável > 0,900), 3) *CFI* (desejável > 0,900) e 4) *RMSEA* [desejável ≤ 0,080; *I.C.* (≥ 0,000 – ≤ 0,080)] (Garson, 2012). Para a comparação de modelos, utilizaram-se dois índices: o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação de Bayes (BIC). A análise da confiabilidade foi calculada com o alfa de Cronbach [ $\alpha$ ] aceitável ≥ 0,600]. O cálculo da validade preditiva e estabelecimento de pontos de corte foram realizados com Curvas *ROC* e a análise de convergência com correlações de Pearson ( $r$ ) ( $p < 0,05$ ).

### Análise Fatorial Confirmatória

A AFC mostrou que todos os índices de ajuste foram satisfatórios, tanto na escala HADS completa (fatores HADS-A e HADS-D correlacionados), como por subescala. Na HADS completa, a razão do  $\chi^2$  ficou em 3,35 ( $\chi^2 = 254,591$ ; *g.l.* = 76;  $p < 0,001$ ), com *GFI* e *CFI* satisfatórios (0,947 e 0,900, respectivamente) e *RMSEA* na margem desejada (0,058; *I.C.* = 0,051 – 0,066). Com a correlação entre fatores alta ( $r = 0,761$ ), avaliou-se a presença de um fator de segunda ordem para a HADS. Os resultados foram: razão em 3,31 ( $\chi^2 = 255,112$ ; *g.l.* = 77;  $p < 0,001$ ), *GFI* de 0,947, *CFI* de 0,900, com *RMSEA* em 0,058 (*I.C.* 0,050 – 0,066), sendo, basicamente, os mesmos valores do modelo com dois fatores correlacionados. No caso da HADS-A, a razão foi de 2,27 ( $\chi^2 = 31,744$ ; *g.l.* = 14;  $p = 0,004$ ), com *GFI* de 0,986, *CFI* de 0,976 e *RMSEA* satisfatórios (0,043; *I.C.* = 0,023 – 0,063). Para a HADS-D, os índices obtidos foram: razão do  $\chi^2$  em 1,88 ( $\chi^2 = 26,394$ ; *g.l.* = 14;  $p = 0,023$ ); *GFI* igual a 0,989 e *CFI* em 0,981, além do *RMSEA* dentro do esperado (0,036; *I.C.* = 0,013 – 0,057).

Os valores de AIC e BIC dos modelos – dois fatores e fator de segunda ordem – para a HADS-A foram, respectivamente, iguais a: 312,591 e 444,155; 311,112 e 438,139. Na HADS-D, na mesma sequência, foram iguais a: 59,744 e 123,258; 54,394 e 117,908. Na Tabela 1 constam os pesos de regressão padronizados (cargas fatoriais) obtidos na análise.

### Normatização e Validade Convergente

Com as Curvas ROC (Tabela 2), viu-se que o ponto de corte proposto na literatura (≥ 9) revelou para a HADS-A sensibilidade mediana (54,1%) e especificidade elevada [valor de 1-especificidade (falsos positivos) = 11,0%], e para a HADS-D baixa sensibilidade (21,7%) e alta especificidade (6,4%). Seguindo critérios estatísticos, os pontos de corte ótimos indicados pelo programa foram de ≥7 pontos para a HADS-A (sensibilidade = 74,4%; especificidade = 23,0%) e de ≥5 pontos para a HADS-D (sensibilidade = 68,8%; especificidade = 27,1%). Os valores das Áreas Abaixo da Curva (Area Under the Curve; AUC) ficaram acima de 75%, o que indica capacidade discriminativa satisfatória, ainda que limítrofe na HADS-D.

Observou-se, então, que os valores propostos pelo programa apontaram para maior sensibilidade em ambas as escalas, o que se entende como desejável para instrumentos de rastreamento. No entanto, a mesma análise incrementou a quantidade de falsos positivos, em especial na HADS-D, que se aproximou de 30%. Assim, como nova proposta de corte, crê-se que para a HADS-A ≥7 pontos parece ser uma decisão aceitável, visto a proporção de falsos positivos em torno de 20%. No caso da HADS-D, seguindo-se da Tabela 2, acredita-se que um valor intermediário (≥6) entre o resultado da análise (≥5) e o corte encontrado na literatura (≥9) permite maior acurácia diagnóstica (redução para cerca de 20% de falsos positivos), ainda que a congruência

Tabela 1. Pesos de Regressão Padronizados (Cargas Fatoriais) e Confiabilidade da Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS)

Como você tem se sentido na última semana?	HADS <sup>1,2</sup>	HADS-A <sup>2</sup>	HADS-D <sup>2</sup>
1. Eu me sinto tenso e contraído.	0,480	0,496	-
3. Eu sinto uma espécie de medo, como se alguma coisa ruim fosse acontecer.	0,597	0,597	-
5. Estou com a cabeça cheia de preocupações.	0,595	0,606	-
7. Consigo ficar sentado à vontade e me sentir relaxado.	0,462*	0,408	-
9. Eu tenho uma sensação ruim de medo, como um frio na barriga ou um aperto no estômago.	0,524	0,504	-
11. Eu me sinto inquieto, como se eu não pudesse ficar parado em lugar nenhum.	0,489	0,537	-
13. De repente, tenho a sensação de entrar em pânico.	0,610*	0,605	-
2. Eu ainda sinto gosto pelas mesmas coisas de antes.	0,427	-	0,425
4. Dou risada e me divirto quando vejo coisas engraçadas.	0,608*	-	0,642
6. Eu me sinto alegre.	0,545	-	0,519
8. Eu estou lento para pensar e fazer as coisas.	0,378	-	0,320
10. Eu perdi o interesse em cuidar da minha aparência.	0,534	-	0,515
12. Fico esperando animado as coisas boas que estão por vir.	0,623	-	0,664
14. Consigo sentir prazer quando assisto a um bom programa de televisão, de rádio ou quando leio alguma coisa.	0,448	-	0,444
Alfa de Cronbach	0,813	0,702	0,695

Notas. <sup>1</sup>A coluna HADS se refere ao modelo com fatores correlacionados. <sup>2</sup>As cargas fatoriais apresentadas se referem aos modelos avaliados separadamente (HADS, HADS-A e HADS-D). \* Valores diferentes no modelo com fator de 2ª ordem, itens: 7 = 0,481, 13 = 0,597 e 4 = 0,602. Demais itens com valores iguais ao modelo HADS com fatores correlacionados.

Tabela 2. Sensibilidade e Especificidade da HADS-A e HADS-D em relação às Escalas BAI e BDI

CPC <sup>2</sup>	HADS-A x BAI <sup>1</sup>		HADS-D x BDI <sup>1</sup>	
	F(%)Sena	F(%)I-Espb	F(%)Sena	F(%)I-Espb
≥1	100,0	94,0	97,9	83,8
≥2	98,8	84,4	92,1	66,4
≥3	96,5	71,6	87,1	56,2
≥4	92,4	57,9	80,0	42,2
≥5	83,7	46,3	68,8	27,1
≥6	77,3	33,6	55,4	19,3
≥7	74,4	23,0	40,8	12,4
≥8	64,0	15,8	29,2	8,4
≥9	54,1	11,0	21,7	6,4
≥10	43,0	6,6	15,0	3,8
≥11	29,7	3,7	12,1	1,8
≥12	24,4	1,7	6,7	1,1
≥13	14,0	1,4	5,0	0,7
≥14	9,9	0,8	1,7	0,4
≥15	7,6	0,4	0,8	0,2
≥17	0,6	0,2	0,4	0,0
AUC (IC) <sup>3,4</sup>	0,81 (0,77-0,85)		0,76 (0,72-0,79)	

Notas. <sup>1</sup> Diagnóstico positivo nos Inventários Beck de Ansiedade (BAI) e de Depressão (BDI) em, pelo menos, grau leve; <sup>2</sup> CPC = Critério para Ponto de Corte; <sup>3</sup> AUC = Área Abaixo da Curva (*Area Under the Curve*) e IC = Intervalo de Confiança da AUC; <sup>4</sup> AUCs em p<0,001; a Frequência percentual de Sensibilidade; b Frequência percentual de 1 - Especificidade.

(sensibilidade) fique apenas mediana (55,4%). Com essa explicação, a assunção de tais pontos de corte balizou as análises apresentadas a seguir.

Na análise da validade convergente, considerando-se a pontuação bruta das escalas, todas as correlações foram estatisticamente significativas (p < 0,001), com os seguintes

valores de r: BAI x HADS-A = 0,607 e BDI x HADS-D = 0,515.

### Distribuição Populacional

Na HADS-A, a média de pontuação foi de 6,6 (D.P. = 3,66) e, com ≥7 pontos como corte, o diagnóstico positivo ocorreu em 44,5% dos casos (n = 307). Com a HADS-A, os indivíduos “com” TAL pontuaram, em média, 9,9 (D.P. 2,60) e os “sem” TAL 3,8 (D.P. = 1,59). Na HADS-D a pontuação média ficou em 5,3 (D.P. = 3,31) e, com o corte em ≥6 pontos, o diagnóstico para TDL ficou em 41,6% (n = 287). Entre os que exibiram TDL, a média foi de 8,4 pontos (D.P. = 2,41), e os “sem” TDL 3,0 (D.P. = 1,53). Os diagnósticos combinados de TAL e TDL foram 29,0% (n = 200) e de algum transtorno, 28,1% (n = 194).

No BAI, a média de pontos foi de 8,0 (D.P. = 8,52), com diagnóstico positivo em 24,9% (n = 172) e médias para “com” e “sem” diagnóstico de transtorno de ansiedade em 20,0 (D.P. = 8,64) e 4,1 (D.P. = 2,99), respectivamente. No BDI, a média de pontos foi de 8,2 (D.P. = 8,23), com diagnóstico positivo em 34,8% (n = 240) e médias para “com” e “sem” transtorno depressivo em 16,8 (D.P. = 7,89) e 3,54 (D.P. = 3,01), respectivamente.

### Discussão

Este estudo reuniu evidências da validade estrutural da escala HADS em uma amostra brasileira não-clínica, no modelo de dois fatores correlacionados e com um fator de segunda ordem, bem como nas subescalas (HADS-A e HADS-D), corroborando achados compatíveis com pesquisas em outros países (Bjelland et al., 2002; Roberge et al., 2013).

Quanto à estrutura fatorial, autores têm sugerido a existência de um fator de segunda ordem que se ajustaria

mais adequadamente que a separação das escalas HADS-A e HADS-D (Cosco, Doyle, Ward, & McGee, 2012; Norton, Cosco, Doyle, Done, & Sacker, 2013). Nesta pesquisa, o ajuste do fator de segunda ordem foi basicamente igual ao modelo correlato, com mínima diferença nos índices AIC e BIC, apontando para a ratificação de ambas as soluções. López et al. (2012) também encontraram um fator de segunda ordem e o denominaram como “distresse psicológico” (também aqui adotado), com ponto de corte em 16 pontos para detecção do distresse, o qual refletiria o nível de má adaptação do indivíduo a adversidades.

Tal como visto na literatura (Bjelland et al., 2002; López et al., 2012) e aqui corroborado, entende-se que a estrutura fatorial da HADS acumula achados que indicam a possibilidade da obtenção de um escore único para a avaliação de um estado geral de adaptação, além dos próprios diagnósticos de TAL e TDL, sem que os modelos anulem-se. Por outro lado, crê-se que são necessários mais estudos que averiguem a consistência teórica e validade concorrente desse fator de segunda ordem com escalas próprias para medida do distresse psicológico, pois os dados permanecem inconclusivos.

A prevalência de algum transtorno de humor na amostra total ficou em 28,1%, pouco abaixo do encontrado na Alemanha (33,1%), em uma amostra similar a deste estudo (Hinz & Brähler, 2011). Na presente pesquisa, 29,0% dos indivíduos tiveram ambos os diagnósticos (TAL e TDL). Na HADS-A, 44,5% tiveram diagnóstico positivo, e na HADS-D, 41,6%. No trabalho de Hinz e Brähler (2011), o TAL foi de 23,2% e o TDL de 23,5%. Junto a pacientes infartados, Martin et al. (2008) detectaram: ansiedade em 30,0% na Inglaterra, 38,0% em Hong Kong e 35,0% na Alemanha; depressão em 15,0% na Inglaterra, 50,0% em Hong Kong e 28,0% na Alemanha.

Embora não se tenha uma razão específica a respeito das diferenças entre índices, supõe-se, pelo menos, um possível motivo: a composição amostral, já que neste estudo e no de Hinz e Brähler (2011) a amostragem foi da população em geral, e na pesquisa de Martin et al. (2008) foram selecionadas pessoas que sofreram infarto. Portanto, o critério amostral pode ajudar a entender essas discrepâncias, porém, vale ressaltar que não o faz de modo pleno, visto que, particularmente na HADS-D, houve uma diferença de 18,1% frente aos resultados de Hinz e Brähler na Alemanha e de 8,4% de Martin et al. em Hong-Kong. Com efeito, pode ser que outras variáveis não cotejadas nessas pesquisas tenham impacto na produção dessas discrepâncias. Dessa maneira, espera-se que futuras investigações em outros países, e mesmo no Brasil, possam contribuir com a explicação dos motivos da alta disparidade entre índices.

A análise da validade convergente sugere a aplicabilidade da HADS para a detecção de transtornos de ansiedade e depressão leves. No entanto, as Curvas ROC apontam para a necessidade de cautela na interpretação de escores e diagnósticos, principalmente da HADS-D, que se mostrou mais problemática. Sobre isso, ressalva-se que ainda que não exista um critério único para a decisão pelo ponto de corte (Burgueño, Garcia-Bastos, & González-Buitrago, 1995), a opção por um critério estatístico não satisfaz inteiramente a adequação da escolha, pois neste trabalho

não se privilegiaram critérios clínicos e teóricos para sua determinação. Eis uma limitação desta pesquisa e que, portanto, demanda mais estudos.

Recomenda-se que novas investigações avancem no escrutínio da validade de critério da HADS, explorando possibilidades de normatização e mesmo de caracterização dos diagnósticos, pois as elevadas prevalências então obtidas para TAL e TDL incitam a pensar que podem se tratar, pelo menos em parte, de quadros subclínicos diagnosticados como o grau leve dos transtornos. Para tanto, embora seja relativamente esperado que instrumentos de rastreamento privilegiem a sensibilidade, em detrimento à especificidade, o controle de falsos positivos é crucial. Isso tende a minimizar problemas como a prática do “superdiagnóstico”, possivelmente tão deletério quanto a subnotificação.

Enfim, sugere-se que futuros estudos utilizem outro instrumento diagnóstico como padrão-ouro (referência para TAL e TDL), visto que com o BDI a AUC foi limítrofe (76%) e a sensibilidade mediana, e mesmo na HADS-A, que teve uma AUC mais alta em relação ao BAI, a quantidade de falsos positivos foi elevada. Espera-se, portanto, que os valores de sensibilidade e especificidade ora detectados contribuam com essa continuidade, uma vez que possibilitam questionar, comparar e averiguar as decisões pelos pontos de corte diagnósticos.

## Referências

- Andrade, L. H., Andreoni, L., Silveira, C. M., Silva, A. C., Nishimura, R., James, A. C., ... Viana, M. C. (2012). Mental disorders in megacities: Findings from the São Paulo Megacity Mental Health Survey, Brazil. *PLoS ONE*, *7*(2), e31879.
- Andrade, L. H., Baptista, M. C., Alonso, J., Petukhova, M., Bruffaerts, R., Kessler, R. C., ... Viana, M. C. (2013). Days out-of-role due to common physical and mental health problems: Results from the Sao Paulo Megacity Mental Health Survey, Brazil. *Clinics*, *68*, 1392-1399.
- Bjelland, I., Dahl, A. A., Haug, T. T., & Neckelmann, D. (2002). The validity of the Hospital Anxiety and Depression Scale: An update literature review. *Journal of Psychosomatic Research*, *52*, 69-77.
- Botega, N. J., Bio, M. R., Zomignani, M. A., Garcia Júnior, C., & Pereira, W. A. (1995). Transtornos do humor em enfermaria de clínica média e validação de escala de medida (HAD) de ansiedade e depressão. *Revista de Saúde Pública*, *29*, 355-363.
- Burgueño, M. J., Garcia-Bastos, J. L., & González-Buitrago, J. M. (1995). Las curvas ROC en la evaluación de las pruebas diagnósticas. *Medicina Clínica (Barcelona)*, *104*, 661-670.
- Cosco, T. D., Doyle, F., Ward, M., & McGee, H. (2012). Latent structure of the Hospital Anxiety and Depression Scale: A 10-year systematic review. *Journal of Psychosomatic Research*, *72*, 180-184.
- Cunha, J. A. (2001). *Manual da versão em português das Escalas Beck*. São Paulo, SP: Casa do Psicólogo.
- Garson, D. G. (2012). *Structural equation modeling*. Asheboro, NC: Statistical Association Publishing.
- Hinz, A., & Brähler, E. (2011). Normative values for the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) in the general German population. *Journal of Psychosomatic Research*, *71*, 74-78.



- López, P. M., Ferrandis, E. D., Vailo, Y. A., Garrido, M. J. G., Murgui, M. J., Pérez, S. M., & Guerra, E. I. (2012). Structural validity and distress screening potential of the Hospital Anxiety and Depression Scale in cancer. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 12*, 435-447.
- Martin, C. R., Thompson, D. R., & Barth, J. (2008). Factor structure of the Hospital Anxiety and Depression Scale in coronary heart disease patients in three countries. *Journal of Evaluation in Clinical Practice, 14*, 281-287.
- Norton, S., Cosco, T., Doyle, F., Done, J., & Sacker, A. (2013). The Hospital Anxiety and Depression Scale: A meta-confirmatory factor analysis. *Journal of Psychosomatic Research, 74*, 74-81.
- Roberge, P., Doré, I., Meneau, M., Chartrand, E., Ciampi, A., Duhoux, A., & Fournier, L. (2013). A psychometric evaluation of the French Canadian version of the Hospital Anxiety and Depression Scale in a large primary care population. *Journal of Affective Disorders, 147*, 171-179.
- Russ, T. C., Stamakis, E., Hamer, M., Starr, J. M., Kivimäki, M., & Batty, G. D. (2012). Association between psychological distress and mortality: Individual participant pooled analysis of 10 prospective cohort studies. *British Medical Journal, 345*, e4933.
- Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 67*, 361-370.

Recebido em 07.08.2013

Primeira decisão editorial em 10.03.2014

Versão final em 24.03.2014

Aceito em 02.12.2014 ■