

Aspectos psicométricos do Inventário Beck de Depressão-II e do Beck Atenção Primária em usuários do Facebook

Psychometric aspects of the Beck Depression Inventory-II and the Beck Depression Inventory for Primary Care in Facebook users

Luis Anunciação¹

<https://orcid.org/0000-0001-5303-5782>

Maricy Caregnato¹

<https://orcid.org/0000-0002-5751-9394>

Flávio Soares Correa da Silva¹

<http://orcid.org/0000-0003-3190-4873>

RESUMO

Objetivo: Avaliar a depressão com instrumentos psicométricos válidos, confiáveis e breves é uma necessidade frequente de clínicos e outros profissionais de saúde mental. Este estudo apresenta evidências psicométricas do Inventário Beck de Depressão-II (BDI-II) e de sua versão desenvolvida especialmente para profissionais em Atenção Primária (BDI-PC). **Métodos:** A amostra foi eleita de maneira não probabilística dos usuários do Facebook. O grupo foi composto por 692 participantes brasileiros, sendo 71,7% mulheres com idade média de 27,9 anos (DP = 11,6) e 28,3% homens com idade média de 30,1 anos (DP = 11,4). No geral, a idade média dos participantes foi de 28,5 anos (DP = 11,5). O modelo de Resposta Gradual de Samejima da Teoria de Resposta ao Item (TRI) foi implementado. **Resultados:** Os resultados evidenciaram que o BDI-II (CFI = 0,99, RMSEA = 0,04) e o BDI-PC (CFI = 1,00, RMSEA = 0,01) são suficientemente unidimensionais e com indicadores adequados de fidedignidade, com coeficiente alfa de Cronbach de 0,96 para o BDI-II e de 0,92 para o BDI-PC. **Conclusões:** Este trabalho apresenta uma importante contribuição à área de avaliação psicológica/neuropsicológica e oferece à comunidade de pesquisadores e clínicos evidências originais que proporcionam o uso do BDI-PC.

Palavras-chave:

Depressão, avaliação, Inventário Beck de Depressão, psicometria, Teoria de Resposta ao Item.

ABSTRACT

Objective: The evaluation of depression with valid, reliable, and brief psychometric instruments is a common need for clinicians and other mental health professionals. The present study presents the psychometric evidence of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II) and its version developed especially for primary care professionals (BDI-PC). **Methods:** The sample was chosen non-probabilistically from Facebook users. The group consisted of 692 Brazilian participants, of whom 71.7% were women with a mean age of 27.9 years (SD = 11.6) and 28.3% were men with a mean age of 30.1 years (SD = 11.4). In general, the mean age of participants

1 Universidade Federal do Rio de Janeiro, Universidade do Estado de Mato Grosso, Universidade de Sao Paulo

Recebido em
19/Fev/2019
Aprovado em
4/Maio/2019

Endereço para correspondência: Luis Anunciação
Avenida Pasteur, 250, Urca
22290-902 – Rio de Janeiro, RJ, Brasil
E-mail: luisfca@gmail.com

DOI: 10.1590/0047-2085000000231



Keywords:

Depression, assessment, Beck Depression Inventory, psychometrics, Item Response Theory.

was 28.5 years (SD = 11.5). The Samejima Gradual Response model of the Item Response Theory (IRT) was modeled. **Results:** The results present that BDI-II (CFI = 0.99, RMSEA = 0.04) and BDI-PC (CFI = 1.00, RMSEA = 0.01) are sufficiently unidimensional, and both have adequate reliability, with Cronbach's alpha coefficient of 0.96 for BDI-II and 0.92 for BDI-PC. **Conclusions:** This work presents an important contribution to the psychological/neuropsychological evaluation area, and offers to the community of researchers and clinicians original evidence that provides the use of BDI-PC.

INTRODUÇÃO

A depressão é uma das condições clínicas mais frequentes na prática médica e psicológica, além de possuir um perfil em que se espera elevada frequência, recorrência e cronicidade¹. Sabe-se hoje que essa condição ocorre com maior prevalência em mulheres² e que acomete pessoas com todas as idades, como crianças, adolescentes, adultos e idosos, tanto em áreas urbanas quanto rurais³. Seu perfil sintomático combina aspectos mais marcadamente psicológicos (sentimento de solidão e desesperança) e outros mais marcadamente físicos (mudança de apetite, perda de peso)^{4,5}. Evidências apontam que a identificação precoce da depressão possibilita que múltiplas intervenções sejam iniciadas, reduzindo tanto a manifestação dos sintomas, quanto suas consequências pessoais, sociais e laborais. Tratamentos psicológicos, especialmente a terapia cognitivo-comportamental, e tratamentos farmacológicos são igualmente efetivos na melhoria da assistência e cuidado dos pacientes que sofrem dessas condições^{6,7}.

No entanto, para que o tratamento seja iniciado, é necessário que uma avaliação detalhada tenha sido, anteriormente, feita. Similar a outros transtornos mentais, o diagnóstico da depressão é clínico e realizado por exclusão de outras condições, e deve ponderar os resultados obtidos pela anamnese e outras técnicas, como observação e exames psicológicos. Dessa maneira, instrumentos psicométricos padronizados permitem acessar os sintomas típicos da depressão e, por isso, são tanto úteis na detecção do quadro quanto no monitoramento do nível em que ele se encontra⁸. Não existe um instrumento "padrão-ouro" no diagnóstico de depressão⁹, no entanto medidas ideais são aquelas que conseguem unir tanto a brevidade em sua aplicação quanto a validade e a utilidade dos resultados¹⁰. Atualmente, o Inventário de Depressão de Beck – Segunda Edição (BDI-II) é um dos instrumentos mais utilizados para avaliação da intensidade e gravidade da depressão, além de ter parecer favorável pelo Conselho Federal de Psicologia (CFP) para tal finalidade¹¹⁻¹³.

Contudo, uma vez que o BDI-II é composto por 21 itens, sua extensão pode limitar ou até mesmo impedir o seu uso, já que o tempo necessário para realizá-lo pode, potencialmente, distorcer ou invalidar as respostas, o que é frequentemente visto em estudos psicométricos^{14,15}. Nesse sentido, a versão

do BDI-II desenvolvida especialmente para profissionais de atenção primária (em inglês *Primary Care* – BDI-PC) se apresenta como uma opção interessante, já que tem apenas sete itens do BDI-II que são focados em cognições depressivas.

No entanto, apesar do extenso volume de pesquisas internacionais sobre o BDI-PC,¹⁶⁻¹⁸ ainda faltam estudos brasileiros que investiguem as propriedades psicométricas do BDI-PC¹⁹. Posto isso, o presente estudo tem o objetivo de investigar, com uma amostra não probabilística de participantes de redes sociais, as propriedades psicométricas do BDI-PC, bem como confirmar que tanto o BDI-II quanto o BDI-PC são suficientemente unidimensionais.

MÉTODOS

Essa pesquisa faz parte de um projeto maior que visa ao desenvolvimento e ao ajuste de interfaces computacionais para coletar informações sobre possíveis alterações psicológicas em usuários de redes sociais. O projeto tem parecer nº 2.019.886 e foi julgado pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos do Instituto de Psicologia da USP (CEPH-IPUSP).

Participantes

A amostra foi composta por 692 participantes, usuários da rede social Facebook e acessados de maneira não probabilística. Dos participantes, 71,7% são mulheres com idade média de 27,9 anos (DP = 11,6) e 28,3% são homens com idade média de 30,1 anos (DP = 11,4). No geral, a idade média dos participantes foi de 28,5 anos (DP = 11,5).

Instrumentos

O Inventário Beck de Depressão (BDI-II) é uma das melhores medidas de autorrelato de depressão e é amplamente usado na pesquisa e na prática clínica^{11-13,20}. Atualmente, ele se encontra em sua segunda edição, que foi desenvolvida visando superar questionamentos de sua validade de conteúdo, a partir dos critérios diagnósticos do Manual de Diagnóstico e Estatística dos Transtornos Mentais – Quarta Edição (DSM-IV). O BDI-II é composto de 21 itens que avaliam a severidade da sintomatologia depressiva em uma escala tipo *Likert* de 0 a 3. O BDI-II apresenta estudos de validação em diferentes

países, como Estados Unidos²¹, Espanha²⁰, Portugal²² e Brasil (Cunha, 2001).

Em relação a aspectos de fidedignidade, em estudo inicial, o coeficiente alfa de Cronbach para escala total foi de 0,93 para pacientes e de 0,92 para estudantes universitários. A correlação entre os resultados de duas aplicações realizadas nos mesmos participantes, com uma semana de distância, foi de 0,93¹⁶.

Em relação à estrutura dimensional e à normas de correção, apesar do estudo original ter dividido as dimensões em uma mais voltada a aspectos cognitivos e outra mais voltada a aspectos somáticos/afetivos, visto que ambas estiveram fortemente correlacionadas, a correção foi baseada na soma de todos os itens. Há outros estudos na literatura que também evidenciam ajustes adequados à estrutura unidimensional do BDI-II^{23,24}.

Em relação aos pontos de corte, consideram-se valores entre 0 e 13 como “depressão mínima” ou “ausência de depressão”, valores entre 14 e 19 como “depressão leve”, valores entre 20 e 28 como “depressão moderada” e valores acima de 28 como “depressão severa”^{11,25}.

O Inventário Beck de Depressão versão desenvolvida especialmente para profissionais de atenção primária (BDI-PC) é uma escala de triagem, curta, com apenas sete itens do BDI-II, que são focados em cognições depressivas e independentes da dimensão física. Os itens são: tristeza, pessimismo, fracasso passado, autoestima, autocrítica, pensamentos ou desejos suicidas e perda de interesse. Diferentemente do BDI, o BDI-PC produz apenas o resultado dicotômico de “sem depressão” ou “com depressão” para usuários que pontuam acima de 4. O estudo original traz evidências de que esse ponto de corte apresenta sensibilidade de 97% e especificidade de 99% para pacientes clínicos¹⁷⁻¹⁹.

Procedimentos

Diferentes procedimentos foram realizados durante o presente trabalho. Inicialmente, um aplicativo – chamado Viva-mente – foi desenvolvido visando aplicar o BDI-II/BDI-PC e coletar informações sobre aspectos de publicação, curtidas, comentários, quantidade de amigos e dados de acesso de cada usuário que participasse da coleta de dados. Após o aplicativo ter sido desenvolvido, ele foi exaustivamente testado para que sua consistência fosse assegurada. Foi preciso submetê-lo à revisão do Facebook, pois a coleta dos dados dos itens relacionados à quantidade de curtidas e publicações não é autorizada por padrão, sendo necessária a aprovação específica para esses itens.

Em seguida, a divulgação para alcançar os voluntários da pesquisa foi realizada primeiramente por meio de divulgações via *e-mail*, por postagem e compartilhamento pela linha do tempo no Facebook, via LinkedIn e Twitter. O texto convidando a participar finalizava com o *link* para a pesquisa.

Posteriormente, foi criado um vídeo no YouTube intitulado “A depressão pode levar ao suicídio!” e divulgado na linha

do tempo do Facebook. Para o período final de coleta, uma página no Facebook foi criada sob a categoria de comunidade, tendo sido promovida pelo Facebook pelo período de 10 dias. Na sequência, o próprio *app* Viva-mente foi também promovido em uma campanha do Facebook.

Dessa forma, o período de coleta de dados envolveu os últimos sete meses de 2017.

Análise estatística de dados

Inicialmente, etapas exploratórias gráficas e tabulares foram realizadas para certificar a consistência e a confiabilidade dos dados, que não apresentaram casos ausentes ou erros de codificação. *Outliers* não foram identificados. Em seguida, estatísticas descritivas de posição (média e mediana) e dispersão (desvio-padrão e intervalo interquartil) foram utilizadas para resumir as respostas dadas aos itens do BDI-II e do BDI-PC. A média e o desvio-padrão são estatísticas tipicamente apresentadas nos resultados obtidos por escalas psicológicas e, por isso, foram mantidas. No entanto, como as respostas de escalas psicológicas frequentemente não são normalmente distribuídas, recomenda-se também ter acesso a medidas mais robustas/resistentes, como a mediana e o intervalo interquartil²⁶.

O modelo politômico de Samejima (*Samejima's Graded Response Model* – GRM) foi utilizado para testar a hipótese de unidimensionalidade de ambas as escalas. Esse modelo tem sido considerado um dos principais para a análise de itens cujas respostas são ordenadas gradualmente e baseadas em escalas *Likert*^{27,28}. Para verificação da adequação do modelo aos dados, utilizou-se como *Goodness of Fit* os ajustes obtidos pela estatística M2 ($p \geq 0,05$) e pela Raiz Quadrada Média dos Quadrados dos Erros de Aproximação (RMSEA) ou a Raiz Padronizada da Média Quadrática Residual (SRMSR) (valor $\leq 0,08$). Esses indicadores têm se mostrado importantes na verificação dos modelos da Teoria de Resposta ao Item (TRI)²⁹. Complementarmente, os resultados $\geq 0,9$ do Índice de Ajustamento Comparativo (CFI) e do Índice de Tucker-Lewis (TLI) também foram utilizados como critérios de evidência²⁸.

Os escores dimensionais foram calculados pelo estimador bayesiano EAP (Estimador *Expected a Posteriori*), que computa a média da distribuição *a posteriori* e utiliza o erro-padrão como desvio-padrão *a posteriori*. Os escores brutos foram calculados somando a resposta dos itens. As cargas fatoriais foram obtidas do modelo Samejima previamente computado a partir do estimador de mínimos quadrados ponderados (WLS), adequado a dados categóricos e que conta com uma matriz de correlação policórica.

A consistência interna foi computada pelo coeficiente alfa de Cronbach e a correlação de Pearson foi utilizada para verificar a associação entre o valor do escore dimensional e o valor bruto de cada uma das escalas.

Estipulou-se nível de significância de 5% para rejeição da hipótese nula nas etapas frequentistas. Toda a análise de dados foi realizada no R 3.5.1³⁰ com os pacotes *tidyverse*³¹ e *mirt*²⁸.

Consentimento ético

Os procedimentos adotados nesta pesquisa obedecem aos Critérios da Ética em Pesquisa com Seres Humanos conforme a Resolução nº 466/2012 do Conselho Nacional de Saúde. Foi elaborado um Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) contendo os termos relativos à pesquisa, tais como sua natureza, envolvimento, riscos, garantia de indenização, confidencialidade, benefícios, despesas e acompanhamento. Todos os participantes tiveram acesso ao Currículo Lattes dos pesquisadores, bem como a informações de contato via *e-mail* e telefone para caso quisessem obter mais informações.

RESULTADOS

Resultados descritivos, como média, mediana, desvio-padrão, intervalo interquartil e proporção de respostas em cada uma das categorias de cada um dos 21 itens do BDI-II estão dispostos na tabela 1. A média teve amplitude entre 0,92 e

1,63 e o desvio-padrão teve amplitude entre 0,94 e 1,29. As medianas e os intervalos interquartis são mais resistentes a pontos extremos, além de apresentarem informações úteis em variáveis que não são normalmente distribuídas, como é o caso agora. Lembra-se de que as categorias apresentam uma graduação da apresentação dos diferentes sintomas. Por exemplo, em relação ao comportamento de “Chorar”, a categoria 0 indica “Não choro mais do que chorava antes”, a categoria 1 indica “Choro mais agora do que costumava chorar”, a categoria 2 indica “Choro por qualquer coisinha” e a categoria 3 indica “Sinto vontade de chorar, mas não consigo”. Esses resultados permitem uma visualização rápida dos padrões de resposta obtidos no inventário.

Os dados do BDI-II e BDI-PC foram modelados com o GRM unidimensional de Samejima e a tabela 2 apresenta os indicadores de ajuste (*GoF*). Valores de M2 não significativos ($p > 0,05$) em associação a valores de RMSEA e SRMSR $\leq 0,08$ indicam um ajuste adequado. O CFI e o TLI, quando iguais ou superiores a 0,90, também apresentam evidências favoráveis da adequação do modelo aos dados. A figura 1 apresenta o diagrama estrutural do BDI-II e do BDI-PC.

Tabela 1. Resultados descritivos entre os itens do BDI-II

Conteúdo ¹	Média (mediana)	DP (intervalo interquartil)	Proporção de respostas nas categorias			
			0	1	2	3
Fadiga	1,63 (2)	1,09 (2)	0,18	0,29	0,23	0,29
Sono	1,53 (1)	0,98 (1)	0,16	0,36	0,28	0,20
Energia	1,52 (1)	0,98 (1)	0,16	0,35	0,30	0,20
Critica	1,48 (1)	1,08 (1)	0,23	0,29	0,25	0,23
Concentração	1,47 (2)	0,97 (1)	0,21	0,25	0,40	0,14
Indecisão	1,47 (1)	1,19 (3)	0,28	0,25	0,16	0,30
Apetite	1,45 (1)	1,11 (2)	0,25	0,29	0,21	0,24
Choro	1,43 (1)	1,24 (3)	0,35	0,15	0,20	0,30
Estima	1,4 (2)	1,22 (3)	0,37	0,12	0,26	0,26
Desvalor	1,35 (1)	1,16 (2)	0,35	0,17	0,27	0,21
Fracasso	1,35 (1)	1,19 (2)	0,36	0,16	0,24	0,24
Irritabilidade	1,29 (1)	1,09 (2)	0,31	0,29	0,22	0,19
Interesse	1,27 (1)	1,03 (2)	0,27	0,34	0,23	0,16
Punição	1,26 (1)	1,29 (3)	0,44	0,15	0,12	0,29
Prazer	1,25 (1)	0,94 (1)	0,25	0,37	0,28	0,11
Pessimismo	1,2 (1)	1,1 (2)	0,34	0,30	0,17	0,18
Culpa	1,15 (1)	1 (2)	0,29	0,41	0,15	0,15
Agitação	1,1 (1)	1,12 (2)	0,39	0,31	0,11	0,19
Tristeza	0,97 (1)	0,96 (1)	0,36	0,41	0,12	0,11
Suicida	0,94 (1)	1,05 (2)	0,45	0,29	0,13	0,13
Sexo	0,92 (1)	1,04 (2)	0,46	0,28	0,14	0,12

n = 692

¹ Devido aos direitos autorais, apenas o conteúdo principal do item é apresentado.

O conjunto gráfico (Figura 2) apresenta a distribuição e a correlação dos resultados considerando os valores calculados pelo modelo GRM de Samejima (traço latente -- θ) e o resultado tradicional (pontos) do BDI-II e do BDI-PC. A correlação entre os resultados latentes do BDI-II e BDI-PC foi

de 0,957 [IC 95% (0,95, 0,96), $p < 0,01$] e da pontuação entre ambos foi de 0,958 [IC 95% (0,95, 0,96), $p < 0,01$]. Frisa-se que o formato da distribuição dos pontos do BDI-II e BDI-PC são diferentes, uma vez que o valor máximo e mínimo de cada uma das escalas é relacionado à quantidade de itens,

Tabela 2. Indicadores de ajuste do BDI-II e BDI-PC (unidimensional)

	M ²	df	p	RMSEA	SRMSR	TLI	CFI
BDI-II	333.359	147	<0,001	0,043	0,036	0,988	0,989
BDI-PC	15.2803	14	0,35927	0,012	0,032	1,124	1,000

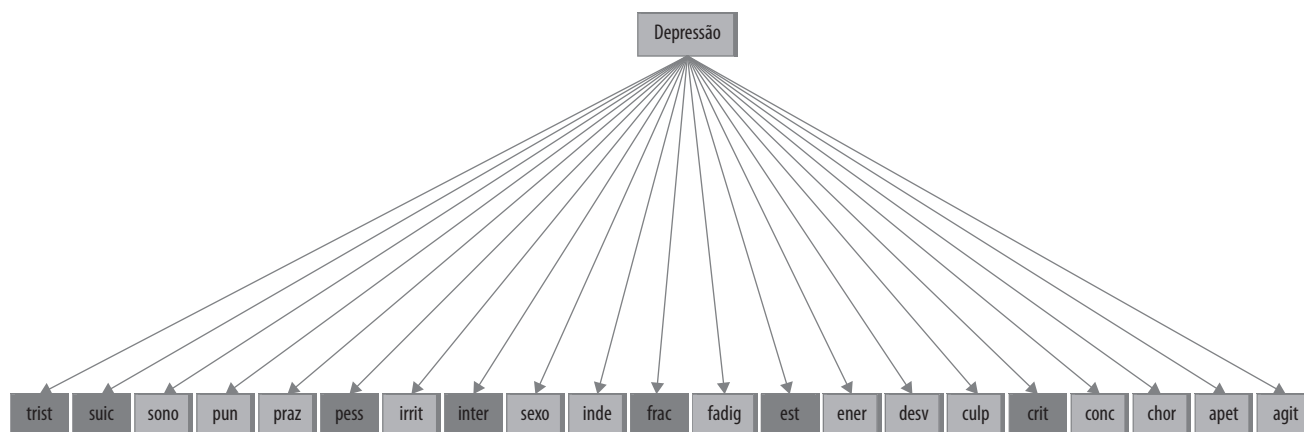


Figura 1. Estrutura unidimensional. Os 7 itens em cinza-escuro referem-se aos do BDI-PC.

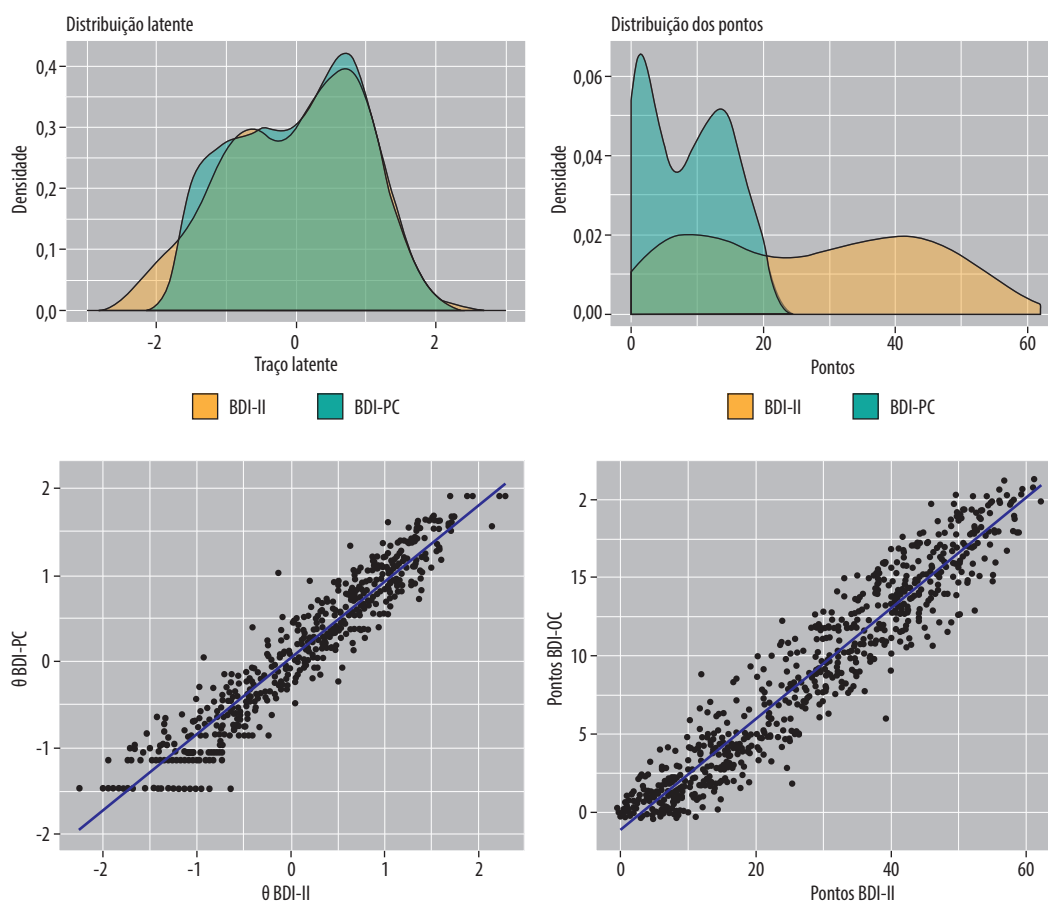


Figura 2. Distribuição e correlação entre resultados obtidos pelo BDI-II e BDI-PC.

enquanto a distribuição do traço latente apresenta média 0 e desvio-padrão 1.

A tabela 3 apresenta a análise de cada um dos itens do BDI-II. Os resultados foram ordenados de maneira decrescente em função da discriminação (inclinação) do item (parâmetro "a"), e a interpretação do parâmetro de localização/dificuldade ("b") do modelo GRM de Samejima é a seguinte: uma pessoa com traço latente de -0,442 tem 50% de chance de marcar a categoria "0" em vez da categoria "1", "2" ou "3"; uma pessoa com traço latente de 0,115 tem 50% de chance de marcar "0" ou "1" em vez de "2" e "3" e uma pessoa com traço latente de 0,936 tem 50% de chance de marcar a categoria "3" em vez das demais. As cargas fatoriais (λ) e as comunalidades (h^2) estão apresentadas para melhor descrição dos resultados. Ressalva-se que as cargas fatoriais são análogas à discriminação.

Para o BDI-II, a categoria "0" é mais facilmente ultrapassada no item sobre Sono (*Não percebi nenhuma mudança no meu sono*, traço latente = -1,589) e mais dificilmente ultrapassada no item sobre Desejo suicida (*Não tenho nenhum pensamento de me matar*, traço latente = -0,115). De maneira análoga, o item em que a categoria "3" é mais facilmente alcançada é o item sobre Fadiga (*Eu me sinto muito cansado(a) ou fadigado(a)*

Tabela 3. Propriedades psicométricas dos itens BDI-II

Conteúdo	a	b1	b2	b3	λ	h^2
Desvalorização	3,172	-0,442	0,115	0,936	0,881	0,776
Tristeza	3,156	-0,397	0,931	1,385	0,88	0,775
Suicida	3,041	-0,115	0,831	1,307	0,873	0,761
Interesse por pessoas	2,776	-0,762	0,42	1,189	0,853	0,727
Pessimismo	2,667	-0,497	0,495	1,098	0,843	0,711
Fracasso	2,491	-0,426	0,122	0,898	0,826	0,682
Autoestima	2,484	-0,406	0,023	0,837	0,825	0,68
Fadiga	2,483	-1,19	-0,051	0,72	0,825	0,68
Perda de prazer	2,408	-0,899	0,411	1,494	0,817	0,667
Culpa	2,163	-0,753	0,683	1,313	0,786	0,617
Falta de energia	2,163	-1,356	0,048	1,111	0,786	0,618
Choro	2,049	-0,469	0,132	0,777	0,769	0,592
Autocrítica	1,973	-1,064	0,075	1,005	0,757	0,573
Indecisão	1,965	-0,795	0,178	0,758	0,756	0,571
Concentração	1,95	-1,132	-0,103	1,456	0,753	0,568
Irritabilidade	1,937	-0,727	0,327	1,197	0,751	0,564
Apetite	1,812	-0,958	0,18	0,997	0,729	0,531
Punição	1,781	-0,202	0,362	0,796	0,723	0,523
Sono	1,589	-1,578	0,065	1,256	0,682	0,466
Agitação	1,362	-0,491	0,785	1,377	0,625	0,39
Sexo	0,933	-0,24	1,246	2,396	0,481	0,231
Soma dos quadrados das cargas fatoriais			12,704			
Variância explicada:			0,605			
Coefficiente alfa de Cronbach:			0,96			

para fazer a maioria das coisas que costumava fazer, traço latente = 0,72) e o item em que essa categoria é mais dificilmente endossada é o item sobre Perda de interesse por sexo (*Perdi completamente o interesse por sexo*, traço latente = 2,396).

A tabela 4 reúne também as mesmas informações anteriormente descritas para os itens do BDI-PC. O item mais discriminativo é sobre Desejo suicida (a = 3,706), o item em que a primeira categoria é mais facilmente superada é o item sobre Autocrítica (*Não me critico nem me culpo mais do que o habitual*, traço latente = 1,062) e o item com a última categoria mais difícil de ser marcada é o item sobre Tristeza (*Estou tão triste ou tão infeliz que não consigo suportar*, traço latente = 1,336).

Tanto no BDI-II quanto no BDI-PC, a consistência interna foi acessada pelo coeficiente alfa de Cronbach, que gerou resultados adequados, respectivamente, 0,96 e 0,92. Uma das possíveis explicações do maior valor ao BDI-II é sua quantidade de itens. Sabe-se que testes com mais itens tendem a apresentar maior resultado no coeficiente alfa de Cronbach.

A Curva de Informação Total do Teste é construída a partir de todos os itens do BDI-II e BDI-PC. Nota-se que os maiores níveis da informação (aproximadamente 30) são captados pelo BDI-II em indivíduos com traço latente = 0,8 e para o BDI-PC, os maiores níveis alcançados (aproximadamente 18) referem-se aos indivíduos com traço latente = 0,9 (Figura 3).

O BDI-PC reteve, aproximadamente, 55,5% da informação do BDI-II e o formato da distribuição de ambos foi similar, indicando que um nível de precisão similar é alcançado por ambas as versões.

Existem recomendações da literatura para considerar valores iguais ou acima de 13 no BDI-II e acima de 4 para o BDI-PC como indicativos de algum nível de depressão subclínica. Nessa investigação, é possível verificar que 13 pontos no BDI-II correspondem, na média, ao traço latente = -0,671 e que o valor 4 no BDI-PC tem -0,458 como média do traço latente. Finalmente, há acurácia de 92,2% [IC 95% (0,90, 0,94), $p < 0,01$] entre os dois modelos, apontando para concordância na classificação de pessoas que atingiram ou superaram ambos os pontos de corte brutos na categoria subclínica.

Tabela 4. Propriedades psicométricas dos itens BDI-PC

	a	b1	b2	b3	λ	h^2
Suicida	3,706	-0,085	0,806	1,254	0,909	0,826
Tristeza	3,645	-0,367	0,899	1,336	0,906	0,821
Pessimismo	3,046	-0,455	0,497	1,067	0,873	0,762
Fracasso	2,725	-0,394	0,135	0,882	0,848	0,719
Autoestima	2,567	-0,382	0,03	0,833	0,833	0,695
Interesse por pessoas	2,424	-0,766	0,437	1,248	0,818	0,67
Autocrítica	1,878	-1,062	0,083	1,023	0,741	0,549
Soma dos quadrados das cargas fatoriais			5,042			
Variância explicada:			0,72			
Coefficiente alfa de Cronbach			0,92			

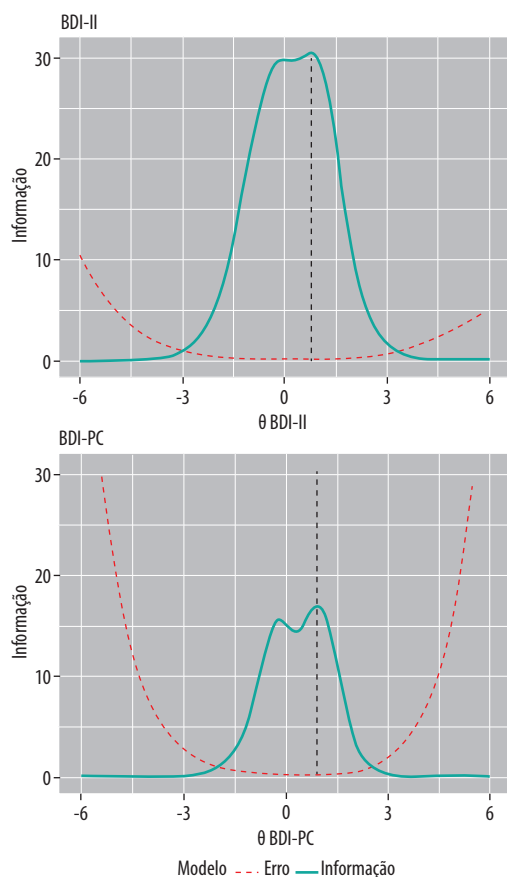


Figura 3. Curva de informação do BDI-II e do BDI-PC.

DISCUSSÃO

Esta pesquisa teve como objetivo apresentar estudos de validade do BDI-II e BDI-PC com dados obtidos em ambiente *on-line*. De forma ampla, acredita-se que este seja o primeiro estudo brasileiro a investigar aspectos psicométricos do BDI-PC. A partir de um ambiente de trabalho da TRI, foi possível confirmar um modelo unidimensional do BDI-II e do BDI-PC, verificar os parâmetros de cada um dos itens e a curva de informação de ambas as escalas e, finalmente, a taxa de concordância entre ambas as escalas.

A TRI engloba um conjunto de modelos que representam o relacionamento entre traços latentes de indivíduos e as propriedades dos itens de um instrumento de medida, tal como o BDI-II. Pela TRI, a probabilidade de resposta a um item é modelada como função da característica latente do indivíduo e os possíveis parâmetros que compõem o item. Quanto maior a característica do indivíduo, maior é sua probabilidade de endossar o item (ou uma de suas categorias)^{32,33}.

Nesse sentido, as análises obtidas pelo modelo de Samejima permitiram verificar que o BDI-II e o BDI-PC são suficientemente unidimensionais, sendo possível concluir que ambos os inventários podem ser utilizados para acessar e se referir a uma dimensão geral da depressão. O resultado aqui alcançado também foi obtido em outras investigações^{23,24} e

é muito importante, uma vez que oferece mais evidências para a correção de ambas as escalas apontar para uma única dimensão. Nesse sentido, modelos unidimensionais costumam gerar resultados em que a compreensão e interpretações são mais fáceis do que modelos mais complexos^{34,35}.

A correlação positiva, forte e significativa entre os escores dimensionais e os escores brutos também são importantes, uma vez que lançam evidências favoráveis à correção de ambos os inventários pelo somatório das respostas de cada um dos itens. A literatura sobre psicometria já vem acumulando informações sobre a elevada correlação entre escores brutos e dimensionais, sinalizando que tanto a Teoria Clássica dos Testes quando a TRI devem ser entendidas como análises complementares e não excludentes^{36,37}.

De forma bastante promissora e com grande capacidade de impactar positivamente a avaliação psicológica de quadros de depressão, os resultados psicométricos do BDI-PC foram excelentes em relação aos critérios de ajuste mais típicos. O achado de que o item que acessa "ideação suicida" é um dos mais discriminativos à avaliação da depressão é similar ao resultado de outros autores que investigam tanto aspectos psicométricos do BDI-PC, bem como a estabilidade desse sintoma em quadros depressivos^{12,38,39}.

Apesar de contribuições à área, esta pesquisa apresenta limitações importantes. Inicialmente, a amostra não foi obtida por um procedimento aleatório. Isso gera uma capacidade bastante reduzida de análise inferencial e, justamente por esse motivo, este trabalho evitou esse tipo de generalização. Posteriormente, a amostra foi composta predominantemente por jovens, e isso também reduz o alcance que os resultados apresentam. No entanto, acredita-se que as análises realizadas no ambiente da TRI possam, pelo menos parcialmente, contornar problemas amostrais, tal como aponta a literatura²⁷.

No geral, este estudo traz uma importante contribuição à área da avaliação psicológica. Uma vez que a depressão é uma das condições clínicas mais frequentes na prática médica e psicológica, os resultados aqui alcançados permitem maior segurança à utilização tanto do BDI-II quanto do BDI-PC. Novas pesquisas já estão em andamento visando ampliar o escopo deste trabalho em participantes selecionados por técnicas aleatórias e com delineamento longitudinal, bem como para investigar diferenças sociais e demográficas relacionadas ao processo de resposta.

CONCLUSÃO

Os resultados permitiram concluir favoravelmente à estrutura unidimensional do BDI-II e do BDI-PC. Os indicadores de ajuste sobre aspectos de validade e de precisão foram satisfeitos, o que permite que ambos os instrumentos sejam utilizados. É importante destacar que o BDI-PC é praticamente

inédito no contexto da pesquisa brasileira sobre o tema. É importante atentar para o fato de que a amostra utilizada foi obtida por técnicas não probabilísticas, o que limita o alcance do trabalho. Outras pesquisas precisam ser feitas visando averiguar a estabilidade dos resultados em outras amostras e testar hipóteses de efeitos sociais e demográficos.

CONTRIBUIÇÕES INDIVIDUAIS

Luis Anúnciação – Realizou as análises estatísticas e psicométricas, interpretação dos dados, redação, revisão e aprovação da versão final a ser publicada.

Maricy Caregnato – Contribuiu com a concepção e delineamento do estudo, coleta de dados, redação, revisão e aprovação da versão final a ser publicada.

Flávio Soares Correa da Silva – Contribuiu com a concepção e delineamento do estudo e a revisão e aprovação da versão final a ser publicada.

CONFLITOS DE INTERESSE

Nenhum autor tem conflitos de interesse.

REFERÊNCIAS

- Molu NG, Ozkan B, İçel S. Quality of life for chronic psychiatric illnesses and home care. *Pakistan J Med Sci.* 1969;32(2):511-5.
- Albert P. Why is depression more prevalent in women? *J Psychiatry Neurosci.* 2015;40(4):219-21.
- Breslau J, Marshall GN, Pincus HA, Brown RA. Are mental disorders more common in urban than rural areas of the United States? *J Psychiatr Res.* 2014;56:50-5.
- American Psychiatric Association. *DSM-5 – Diagnostic and statistical manual of mental disorders.* 5th ed. Arlington: American Psychiatric Publishing, Inc.; 2013.
- Gonçalves AMC, Teixeira MTB, Gama JRA, Lopes CS, Silva GA, Gamarra CJ, et al. Prevalência de depressão e fatores associados em mulheres atendidas pela Estratégia de Saúde da Família. *J Bras Psiquiatr.* 2018;67(2):101-9.
- Leichsenring F, Steinert C, Hoyer J. Psychotherapy Versus Pharmacotherapy of Depression: What's the Evidence? *Z Psychosom Med Psychother.* 2016;62(2):190-5.
- Barth J, Munder T, Gerger H, Nüesch E, Trelle S, Znoj H, et al. Comparative Efficacy of Seven Psychotherapeutic Interventions for Patients with Depression: A Network Meta-Analysis. *PLoS Med.* 2013;10(5):e1001454.
- Ranallo PA, Adam TJ, Nelson KJ, Krueger RF, LaVenture M, Chute CG. Psychological assessment instruments: a coverage analysis using SNOMED CT, LOINC and QS terminology. *AMIA Annu Symp Proc.* 2013.
- Suls JM, Davidson KW, Kaplan RM. *Handbook of health psychology and behavioral medicine.* New York: Guilford; 2010.
- American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), and the National Council on Measurement in Education (NCME). *Standards for educational and psychological testing.* Washington, DC: Amer Educational Research Assn; 2014.
- Gomes-Oliveira MH, Gorenstein C, Lotufo Neto F, Andrade LH, Wang YP. Validation of the Brazilian Portuguese Version of the Beck Depression Inventory-II in a community sample. *Rev Bras Psiquiatr.* 2012;34(4):389-94.
- Olino TM, Yu L, Klein DN, Rohde P, Seeley JR, Pilkonis PA, et al. Measuring depression using item response theory: an examination of three measures of depressive symptomatology. *Int J Methods Psychiatr Res.* 2012;21(1):76-85.
- Castro SMJ, Trentini C, Riboldi J. Teoria da resposta ao item aplicada ao Inventário de Depressão Beck. *Rev Bras Epidemiol.* 2010;13(3):487-501.
- Anúnciação L, da Silva SR, de Almeida Santos F, Landeira-Fernandez J. Redução da Escala Tendência Empreendedora Geral (TEG-FIT) a partir do Coeficiente de Validade de Conteúdo (CVC) e Teoria da Resposta ao Item (TRI). *Rev Eletrônica Ciência Adm.* 2018;17(2):192-207.
- Echevarría-Guanilo ME, Gonçalves N, Romanoski PJ. Propriedades psicométricas de instrumentos de medidas: bases conceituais e métodos de avaliação – parte I. *Texto Context Enferm.* 2018;26(4).
- Smarr KL. Measures of depression and depressive symptoms: The Beck Depression Inventory (BDI), Center for Epidemiological Studies-Depression Scale (CES-D), Geriatric Depression Scale (GDS), Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS), and Primary Care Evaluation of Mental Disorders-Mood Module (PRIME-MD). *Arthritis Rheum.* 2003;49(S5):S134-46.
- Steer RA, Cavalieri TA, Leonard DM, Beck AT. Use of the beck depression inventory for primary care to screen for major depression disorders. *Gen Hosp Psychiatry.* 1999;21(2):106-11.
- Beck AT, Guth D, Steer RA, Ball R. Screening for major depression disorders in medical inpatients with the Beck Depression Inventory for Primary Care. *Behav Res Ther.* 1997;35(8):785-91.
- Barroso SM. Instrumentos de avaliação em saúde mental. *J Bras Psiquiatr.* 2016;65(3):304-5.
- Wang YP, Gorenstein C. Psychometric properties of the Beck Depression Inventory-II: a comprehensive review. *Rev Bras Psiquiatr.* 2013;35(4):416-31.
- Beck A, Steer R, Brown G. *BDI-II, Beck depression inventory: manual.* San Antonio, TX: Psychological Corporation; 1996.
- Campos RC, Gonçalves B. The Portuguese Version of the Beck Depression Inventory-II (BDI-II). *Eur J Psychol Assess.* 2011;27(4):258-64.
- Kaat AJ, Newcomb ME, Ryan DT, Mustanski B. Expanding a common metric for depression reporting: linking two scales to PROMIS® depression. *Qual Life Res.* 2017;26(5):1119-28.
- Choi SW, Schalet B, Cook KF, Cella D. Establishing a common metric for depressive symptoms: Linking the BDI-II, CES-D, and PHQ-9 to PROMIS Depression. *Psychol Assess.* 2014;26(2):513-27.
- Cunha JA. *Manual da versão em português das Escalas de Beck.* São Paulo: Casa do Psicólogo; 2001.
- Wilcox R. *Understanding and applying basic statistical methods using R.* Hoboken, New Jersey, New Jersey: John Wiley & Sons; 2017.
- Edelen MO, Reeve BB. Applying item response theory (IRT) modeling to questionnaire development, evaluation, and refinement. *Qual Life Res.* 2007;16 Suppl 1:5-18.
- Chalmers RP. *mirt: A Multidimensional Item Response Theory Package for the R Environment.* *J Stat Softw.* 2012;48(6).
- Anúnciação L, Squires J, Clifford J, Landeira-Fernandez J. Confirmatory analysis and normative tables for the Brazilian Ages and Stages Questionnaires: Social-Emotional. *Child Care Health Dev.* 2019.
- R core team. *R: A language and environment for statistical computing.* R Found Stat Comput Vienna, Austria. 2017.
- Wickham H. *tidyverse: Easily Install and Load "Tidyverse" Packages.* [Internet]. R package version 1.0.0. 2016. Disponível em: <https://cran.r-project.org/package=tidyverse>. Acesso em: 3 mar. 2019.
- Baker FB. *The Basics of Item Response Theory.* ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation. 2001. Disponível em: <http://eric.ed.gov/ERICWebPortal/recordDetail?accno=ED458219>. Acesso em: 3 mar. 2019.
- Hambleton RK, Swaminathan H, Rogers HJ. *Fundamentals of item response theory.* *Contemp Sociol.* 1991;21(2):289.
- McElroy E, Casey P, Adamson G, Filippopoulos P, Shevlin M. A comprehensive analysis of the factor structure of the Beck Depression Inventory-II in a sample of outpatients with adjustment disorder and depressive episode. *Ir J Psychol Med.* 2018;35(01):53-61.
- Brouwer D, Meijer RR, Zevalkink J. On the factor structure of the Beck Depression Inventory-II: G is the key. *Psychol Assess.* 2013;25(1):136-45.
- Fan X. Item response theory and classical test theory: An empirical comparison of their item/person statistics. *Educ Psychol Meas.* 1998;58(3).

37. Jabrayilov R, Emons WHM, Sijtsma K. Comparison of Classical Test Theory and Item Response Theory in Individual Change Assessment. *Appl Psychol Meas*. 2016.
38. Krause JS, Reed KS, McArdle JJ. Factor Structure and Predictive Validity of Somatic and Nonsomatic Symptoms From the Patient Health Questionnaire-9: A Longitudinal Study After Spinal Cord Injury. *Arch Phys Med Rehabil*. 2010;91(8):1218-24.
39. Santos MSP, Silva TPS, Pires CMC, Ramos PGX, Sougey EB. Identificação de aspectos associados à tentativa de suicídio por envenenamento. *J Bras Psiquiatr*. 2017;66(4):197-202.