

非理性信念量表的初步编制

杨清艳^{1*}, 李占江, 姜长青, 徐子燕

(首都医科大学附属北京安定医院精神卫生学院, 北京 100088)

【摘要】 目的: 编制符合中国文化特点并适用于情绪障碍者的非理性信念量表。方法: 采用逻辑分析法和因素分析法相结合的综合法初步编制了非理性信念量表, 并对其进行信度、效度的检验。被试共 260 名, 其中焦虑或抑郁障碍及二者共病者 230 名, 正常被试 30 名。结果: 探索性因素分析获得三个因子: 低挫折耐受、概括化评论、绝对化要求。条目与分量表的相关系数为 0.505-0.793, 条目与总量表得分的相关系数为 0.354-0.653。分量表与总量表间的相关为 0.728-0.877, 分量表间的相关系数为 0.414-0.525。总量表的标准 Cronbach 系数为 0.874, 分量表的标准 Cronbach 系数为 0.725-0.812。总量表的 Spearman-Brown 分半信度为 0.870, 分量表的标准 Spearman-Brown 分半信度分别为 0.626-0.870。总量表的重测相关系数是 0.848, 各分量表重测相关系数为 0.700-0.818。结论: 非理性信念量表信度、效度检验符合心理测量学要求, 可在临床工作中试用。

【关键词】 非理性信念; 信度; 效度; 量表

中图分类号: R395.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-3611(2007)06-0562-03

Irrational Beliefs Scale: Primary Development and Evaluation

YANG Qing-yan, LI Zhan-jiang, JIANG Chang-qing, XU Zi-yan

Beijing Anding Hospital, Capital Medical University, Beijing 100088, China

【Abstract】 Objective: To develop an irrational belief scale (IBS) applicable to patients with emotional disorders and fit for Chinese culture. Methods: Aggressive method was carried out to develop the scale, and its reliability and validity was assessed. The subjects were composed of 230 patients with anxiety or depressive disorders and 30 healthy persons. Results: Three factors emerged and were named to reflect the contents of their items: low frustration tolerance, global evaluation and absolutely demands. The correlation between items and subscale was 0.505-0.793, and the correlation between items and total scale was 0.354-0.653. The correlation between subscale and total scale was 0.728-0.877, and the correlation between subscales was 0.414-0.525. The total Cronbach was 0.874, the Cronbach of per dimension was 0.725-0.812. Corrected by the formula of Spearman-Brown, the split-half reliability of the whole scale was 0.870, and the split-half reliability of per subscale was 0.626-0.870. The test-retest reliability of the whole scale was 0.848, and the test-retest reliability of per subscale was 0.700-0.818. Conclusion: The reliability and validity of IBS have reached the acceptable level in psychometrics and can be tried to use in clinical work.

【Key words】 Irrational beliefs; Reliability; Validity; Scale

情绪障碍是精神科的常见病, 抑郁、焦虑等负性情绪与非理性信念关系密切已经被大量研究证实^[1-6]。因而, 对情绪障碍者的非理性信念进行评估与测量将对临床工作具有指导性意义。现有的用于评估非理性信念的量表存在以下问题: 非理性信念的结构不统一。取样多是正常人, 对精神障碍者的适用性不强。国内对此研究较少, 由于文化背景差异, 国外量表的某些内容不适合中国人的习惯^[7]。为此, 本研究预期编制适用于中国文化背景下的情绪障碍者的非理性信念测评工具, 进而指导心理治疗及咨询工作。

1 量表编制

1.1 测验构想

【基金项目】 首都医学发展科研基金资助(项目编号: 2005-3002)

* 现单位: 北京回龙观医院; 通讯作者: 李占江

本研究在国内外研究的基础之上, 构想非理性信念由四个因子构成, 分别为: 绝对化要求、糟糕至极、低挫折耐受、概括化评论。四个因子的定义分别是: 绝对化要求: 指个体对自我、他人及周围环境以应该、应当、必须为表达形式的要求, 将主观的愿望强加给自我、他人及周围环境, 具有完美主义的特点。糟糕至极: 指个体倾向于将不愉快的生活经历解释为一场灾难, 坏到了极点。低挫折耐受: 它反映的是个体认为某种情况是他们无法忍受的, 或认为自己没有能力处理挫折性事件。概括化评论: 是一种以偏概全的评论, 根据一点证据就武断地对自我、他人或周围环境做出评价, 得出结论。

1.2 条目筛选

首先将英文原版的个人信念调查表 (Survey of Personal Beliefs, SPB)、信念量表 (The Belief Scale, BS) 翻译成中文, 并请两名英语专业人士进行修改。

基于理论构想,参考中国人信念量表(Chinese Belief Inventory, CBI), SPB和BS的项目,从本研究设想的四个维度初步选用、编写74个条目。请5位精神科或心理学的专家对项目的选择及描述进行推敲,对语义不清、描述不恰当的条目进行修改。删除其中明显不符合中国习惯、语意重复、未能严格反映认知内容的项目,最终保留70个条目。请10位专家小组成员根据各维度的含义,判断各维度所包含的条目能否反映其所在维度的含义。70%以上的专家认为能够反映所在维度含义的条目保留,最终保留54个条目组成初试量表。预测验:采用个别测验的方式对预试验样本的被试施测。将预试验获取的数据进行Spearman相关分析,删除部分条目。删除标准如下:与总分相关 <0.3 的条目。此次筛选共删除10个条目,剩余44条组成新量表。正式施测:测试采用个别测验与团体测验相结合的方式进行。首先,研究者使用统一指导语向被试介绍本研究的目的、意义、测验方法,并回答被试提出的相关问题。在征得被试及家属的同意后,将被试安置在光线充足、较为安静的场所进行测验。被试完成测验后,研究者当场收回量表。对正式施测样本的测验结果(44个条目)进行探索性因素分析,最终形成正式的非理性信念量表(Irrational Beliefs Scale, IBS)。无效答卷的判定:一般资料调查表中关于性别、年龄、文化程度填写不完全者。正文中存在漏选、多选、回答明显趋同的问卷。

2 取 样

患者组: 15岁 年龄 65岁; 符合DSM-IV分类诊断标准的抑郁发作、惊恐障碍、特定恐怖症、社交恐怖症、强迫障碍、创伤后应激障碍、广泛焦虑障碍之一或上述疾病间共病者; 既往无精神分裂症、脑器质性疾病、物质滥用、癫痫者; 取得患者同意。正常人组: 15岁 年龄 65岁; 无精神疾病及严重躯体疾病者; 取得本人同意。

2.1 预试样本

20例门诊或住院患者。其中男9例,女11例,抑郁发作11例,惊恐障碍4例,强迫障碍3例,广泛性焦虑障碍1例,抑郁发作与强迫障碍共病1例。年龄21~60岁,平均 33.3 ± 1.7 岁。大学以上6例,大专3例,高中及中专6例,初中5例。

2.2 正式样本

对195例门诊或住院患者施测,其中有效问卷180份,男84例,女96例,抑郁发作112例,惊恐障

碍10例,强迫障碍26例,广泛性焦虑障碍14例,特定恐怖症2例,创伤后应激障碍4例,社交恐怖症8例,抑郁发作与强迫障碍共病者1例,抑郁发作与惊恐障碍共病者3例。年龄16~62岁,平均 34.1 ± 1.8 。大学以上47例,大专41例,高中及中专66例,初中26例。预试验与正式施测无重复被试。

2.3 重测样本

在实证样本中抽取15例患者被试和15名正常人被试于7~14天再次施测。

2.4 实证效度样本

30例门诊或住院患者,30名正常人。其中病组男14例,女16例,抑郁发作20例,创伤后应激障碍1例,强迫障碍7例,广泛性焦虑障碍1例,社交恐怖障碍1例。年龄18~60岁,平均 31.9 ± 3.2 岁。大学以上3例,大专10例,高中及中专13例,初中4例。正常人组男18名,女12名,年龄15~41岁,平均 26.2 ± 8.6 岁。大学以上10名,大专2名,高中及中专17名,初中1名。实证样本与预试验、正式施测样本均无重复被试。

3 结 果

3.1 效度分析

3.1.1 探索性因素分析 对正式施测样本的数据进行探索性因素分析。首先,基于理论构想,规定因子数为4,运用主成分提取法,采用最大正交旋转,根据删除标准对条目进行逐条删减。结果各因子的条目归属偏乱,无法对各因子命名。根据碎石图显示,本研究尝试抽取3个因子,并逐条删减条目,删除条目标准为: 共同度小于0.2; 因子载荷量绝对值小于0.3; 载荷量在两个维度以上同时大于0.3。探索性因素分析结果显示:抽取三个因素比较理想。经筛选最终保留22个条目。抽取三个因素后可解释的总方差为43.471%。根据各因子的条目内容,三个因子分别命名为为低挫折耐受(low frustration tolerance, LFT)、概括化评论(global evaluation, GE)、绝对化要求(absolutely demandingness, AD)。见表1。

表1 IBS探索性因素分析结果(因素和载荷)

LFT的条目及载荷		GE的条目及载荷		AD的条目及载荷	
L1	0.706	G1	0.724	A1	0.724
L2	0.689	G2	0.696	A2	0.711
L3	0.659	G3	0.654	A3	0.675
L4	0.653	G4	0.641	A4	0.653
L5	0.570	G5	0.621	A5	0.436
L6	0.568	G6	0.517	A6	0.359
L7	0.501	G7	0.451		
L8	0.461				
L9	0.448				

3.1.2 内部相关分析 绝大多数条目与其它条目间的相关系数在 0.019 ~0.497 之间。仅条目 G1 与 G2 间的相关系数为 0.627, 而条目 G6 与 A1 之间的相关系数为-0.037, 为负值。条目与各分量表及总量表得分的相关系数, 低挫折耐受分量表(LFT) 各条目分与分量表得分的相关系数为 0.505 ~0.720, 各条目分与总量表得分的相关系数为 0.427 ~0.622。概括化评论分量表(GE)各条目与分量表得分的相关系数为 0.524 ~0.793, 各条目分与总量表得分的相关系数为 0.401 ~0.653。绝对化要求分量表(AD) 各条目与分量表得分的相关系数为 0.573 ~0.705, 各条目分与总量表得分的相关系数为 0.354 ~0.553。且所有相关均达到统计学 0.01 水平。各分量表与总量表间的相关为 0.728 ~0.877, 分量表间的相关系数为 0.414 ~0.525。上述所有相关均达到 0.01 水平。见表 2。

表 2 分量表与总量表及分量表间得分的相关系数

	LFT	GE	AD	IBS
LFT	1			
GE	0.525 ^b	1		
AD	0.479 ^a	0.414 ^a	1	
IBS	0.877 ^b	0.794 ^a	0.728 ^b	1

注:a 为 Spearman 相关,b 为 Pearson 相关。

3.1.3 实证效度分析 将实证样本中患者组与正常人组的一般资料进行统计分析, 结果两组间均无统计学差异。最后对两组被试的非理性信念进行 t 检验, 结果见表 3。

表 3 患者组与正常人组得分的比较 ($\bar{x} \pm s$)

	患者组	正常人组	t 值
LFT	31.87 ± 5.87	25.50 ± 4.90	4.56**
GE	18.50 ± 5.50	12.40 ± 3.72	5.03**
AD	20.67 ± 3.63	18.07 ± 4.99	2.31*
IBS	71.03 ± 12.75	55.97 ± 9.58	5.17**

注:*P<0.05,**P<0.01

表 4 Cronbach α 系数及分半信度

	Cronbach α 系数		分半信度
	校正前	标准化	(Spearman-Brown)
低挫折耐受(LFT)	0.814	0.812	0.786
概括化评论(GE)	0.780	0.783	0.737
绝对化要求(AD)	0.721	0.725	0.626
总量表(IBS)	0.874	0.874	0.870

3.2 信度分析

3.2.1 Cronbach 系数及分半信度 对正式施测样本所得数据进行内部一致性检验。分别求出总量表与分量表的标准 Cronbach 系数及 Spearman-Brown 分半信度, 见表 4。

3.2.2 重测相关结果 重测样本被试在测验后 7-14 天接受第二次测验。总量表的重测相关为 0.848,

分量表的重测相关为 0.700 ~0.818。

4 讨 论

非理性信念的结构一般分为四类, 绝对化要求、糟糕至极、低挫折耐受和概括化评论^[7]。本研究探索性因素分析的结果与研究开始时构想的四个维度有出入。构想中的低挫折耐受与糟糕至极两个维度趋于合二为一, 由于二者不同程度地反映了受试者过低评价自己, 否定自身遭遇负性事件时的承受能力和处理能力, 二者密不可分似乎又在情理之中, 而且, 此结果与国内报道的结构数一致^[8]。仔细分析可发现, CBI 中的 D 量表反映的内容与本研究中的绝对化要求因子殊途同归, 而 F 量表所反映的内容与本研究中的低挫折耐受因子几乎完全一致, 出入较大的是 CBI 中的 C 量表反映的是一个人不愿对自己的行为负责, 依赖他人, 自身行为受他人的看法所左右, 不敢标新立异, 而本研究中的概括化评论因子反映的是一种以偏概全的评论, 根据一点证据就武断地对自我或他人做出评价, 得出结论。关于此不同, 是正常人与精神障碍者认知的本质差异造成的, 还是由于研究中的抽样偏差所致, 目前尚无法评判, 有待进一步深入研究予以证实。但是, 从本研究得出的因素结构看, 三个结构较好地反映了非理性信念的主要结构。

本研究以项目与各分量表得分的相关系数作为区分度指标。结果显示本量表各分量表的区分度较好。对病人及正常人两组被试的测验结果比较显示, 两组被试的 IBS 总分及各分量表得分均呈显著性差异。焦虑或抑郁障碍的患者与正常人相比, 往往持有更强烈的非理性信念。在一定程度上也支持了该量表具有较理想的区分效度。

理想量表的信度系数一般要求在 0.7 以上, 达到这一水平, 说明量表各条目所测内容具有同源性, 而低于 0.6 表示内部一致性较差^[9]。本研究所编制的 IBS 总量表的条目间相关系数, Cronbach 系数为 0.874, 分量表 Cronbach 系数 0.725 ~0.812, 均大于 0.7, 说明本量表具有较好的内部一致性信度。一般来说, 重测相关系数大于 0.75 表示极好, 在 0.6 ~0.75 表示较好^[9]。本研究总量表的重测相关为 0.848, 分量表的重测相关为 0.700 ~0.818, 说明 IBS 具有较好的稳定性。

信仰是影响非理性信念的重要因素之一, 本研究并未涉及信仰问题。尽管在我国有信仰者只占全体人数的 28.1%^[10], 在量表使用过程中需要谨慎对待宗教信仰者的结果解释。

between PANAS trait positive affect and NEO extraversion. *Motivation and Emotion*, 2000, 24(1): 51- 62

5 Becona E, Vasquez FL, Fuentes MJ, et al. Anxiety, affect, depression and cigarette consumption. *Personality and Individual Differences*, 1999, 26(1): 113- 119

6 严标宾, 黄曼娜, 丘碧群, 等. 青少年网络行为与主观幸福感的关系研究. *中国临床心理学杂志*, 2006, 14(1): 68- 69

7 Krohne HW, Eglöf B, Kohlmann C-W, et al. Untersuchungen mit einer deutschen Version der "Positive and Negative Affect Schedule" (PANAS) [Investigations with a German version of the PANAS]. *Diagnostica*, 1996, 42(1): 139- 156

8 Sandin B, Chorot P, Lostao L, Joiner TE, et al. Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validacion factorial y convergencia transcultural [The PANAS scales of positive and negative affect: Factor analytic validation and cross-cultural convergence]. *Psicothema*, 1999, 11(1): 37- 51

9 黄丽, 杨廷忠, 季忠民. 正性负性情绪量表的中国人适用性研究. *中国心理卫生杂志*, 2003, 17(1): 54- 56

10 张卫东, 刁静, Schick CJ. 正、负性情绪的跨文化心理测量: PANAS的维度结构检验. *心理科学*, 2004, 27(1): 77- 79

11 Watson D, Clark LA, Tellegen A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1988, 54(6): 1063- 1070

12 Watson D, Clark LA. Measurement and mismeasurement of

mood: Recurrent and emergent issues. *Journal of Personality Assessment*, 1997, 68(2): 267- 296

13 Green DP, Goldman SL, Salovey P. Measurement error masks bipolarity in affect ratings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1993, 64(6): 1029- 1041

14 Barrett LF, Russell JA. Independence and bipolarity in the structure of current affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, 74(4): 967- 984

15 Bagozzi RP, Wong N, Yi Y. The role of culture and gender in the relationship between positive and negative affect. *Cognition and Emotion*, 1999, 13(6): 641- 672

16 Schimmack U, Radhakrishnan P, Oishi S, et al. Culture, Personality, and Subjective well-being: Integrating Process Models of Life satisfaction. *Journal of Psychology and social Psychology*, 2002, 82(4): 582- 593

17 Watson D, Clark LA. *Manual for the Positive and Negative Affect Schedule- Expanded Form*. The University of Iowa, 1994

18 Diener E, Emmons RA. The independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1985, 47(4): 1105- 1117

19 Schimmack U. Pleasure, displeasure, and mixed feelings: Are semantic opposites mutually exclusive? *Cognition and Emotion*, 2001, 15(1): 81- 97

(收稿日期:2007- 05- 15)

(上接第 561 页)

5 李颖, 王栋, 苏晓辉, 等. 2005 年全国碘缺乏病监测 8~10 岁儿童智力结果分析. *中国地方病学杂志*, 2006, 25(4): 430- 433

6 周谦主编. *心理科学方法*. 北京: 中国科学技术出版社, 1994. 318

7 Anastasi A. *Psychological Testing*. Macmillan Publishing Co. New York, 1988

8 Raven JC, Court JH. In *Manual for Raven's progressive Matrices and vocabulary scales*. London: H.K.Lewis and Co. Ltd, 1989

9 高岩, 钱明, 王栋. 中国儿童智力发展的 10 年比较研究- 联合型瑞文测验新建常模的分析. *中国临床心理学杂志*, 1998, 6(3): 185- 186

(收稿日期:2007- 05- 19)

(上接第 564 页)

参 考 文 献

1 Muran EM, Motta RW. Cognitive distortions and irrational beliefs in post-traumatic stress, anxiety, and depressive disorders. *Journal of Clinical Psychology*, 1993, 49(2):166- 176

2 Solomon A, Arnow BA, Gotlib IH, Wind B. Individualized Measurement of irrational beliefs in remitted depressive. *Journal of Clinical Psychology*, 2003, 59(4): 439- 455

3 McLennan JP. Irrational beliefs in relation to self-esteem and depression. *Journal of Clinical Psychology*, 1987, 43(1): 89- 91

4 Hart KE, Hittner JB. Irrational beliefs, perceived availability of social support, and anxiety. *Journal of Clinical Psychology*, 1991, 47(4): 582- 587

5 Watson CG, Vassar P, Plemel D, Herder J, et al. The contri-

butions of self-defeating philosophies, perceived helplessness, and repression to anxiety among perceived helplessness, and repression to anxiety among psychiatric patients. *Journal of Clinical Psychology*, 1989, 45(4):513- 20

6 Hart KE, Hittner JB. Irrational beliefs, perceived availability of social support, and anxiety. *Journal of Clinical Psychology*, 1991, 47(4):

7 杨清艳, 徐子燕, 李占江. 非理性信念及其评估方法的研究现状. *中国临床心理学杂志*, 2006, 14(1): 40- 42

8 付建斌. 信念量表的初步编制. *中国心理卫生杂志*, 1996, 10(3): 103- 105

9 马文军. 问卷的信度和效度以及如何用 SAS 软件分析. *中国卫生统计*, 2000, 17(6): 346- 345

10 李幼穗, 李维, 吕勇. 信仰现状的心理学研究. *心理科学*, 2002, 25(6): 660- 663

(收稿日期:2007- 03- 05)