

老年抑郁量表在老年人群中的纵向等值性

何嘉悦¹, 钟雪¹, 袁术文², 姚树桥¹

(1.中南大学湘雅二医院医学心理中心,长沙410011;2.中南大学湘雅二医院,长沙410011)

【摘要】 目的:检验老年抑郁量表(Geriatric Depression Scale, GDS)在我国老年人群中跨时间的测量等值性。**方法:**以湖南省,山东省和北京市的267名社区老年人为调查对象,使用GDS-15先后两次调查同一批老年人的抑郁水平,两次调查间隔时间为6个月。并对调查数据进行验证性因素分析多组比较。**结果:**验证性因素分析多组比较结果显示GDS-15不同时间点的形态等值、弱等值、强等值、严格等值、因子方差等值、因子协方差等值以及潜均值等值模型均可被接受。**结论:**GDS-15的四因子结构具有跨时间的测量等值性。

【关键词】 老年抑郁量表; 测量等值; 时间差异

中图分类号: R395.1

DOI: 10.16128/j.cnki.1005-3611.2017.04.014

Longitudinal Invariance of the Geriatric Depression Scale in Chinese Elders

HE Jia-yue¹, ZHONG Xue¹, YUAN Shu-wen², YAO Shu-qiao¹

¹Medical Psychological Center, Second Xiangya Hospital, Central South University, Changsha 410011, China;

²Second Xiangya Hospital, Central South University, Changsha 410011, China

【Abstract】 Objective: To assess the Longitudinal invariance of the Geriatric Depression Scale(GDS) across time in Chinese elders. **Methods:** The sample consisted of 267 elderly who were selected from Hunan, Shandong and Beijing, the follow-up assessment was conducted 6 months after the time of the first assessment. Questionnaires of GDS-15 was administered to elders for measuring their depression levels and multi-group confirmatory factor analysis was used to structural validity. **Results:** The configural, metric, scalar, strict, factor variance, factor covariance and latent mean invariance of the GDS-15 across time were all acceptable. **Conclusion:** The 4-factor structure of GDS-15 emerged as invariant across time.

【Key words】 Geriatric Depression Scale; Measurement invariance; Longitudinal difference

随着老年人口的不断增加,人们对老年人身心健康的关注也日益提高^[1]。有研究显示,70%-80%的老年疾病与心理因素有关,其中老年抑郁的危害尤为严重^[2]。为了更好地了解老年人的抑郁程度,Brankt和Yesavage等人编制了老年人抑郁量表(Geriatric Depression Scale, GDS)^[3]。老年人抑郁量表有3个版本,分别为GDS-30, GDS-15, GDS-4,其中GDS-15被证明具有良好的信效度,并广泛地应用于各个国家^[4]。在我国,唐丹等人考察了简版老年抑郁量表(GDS-15)在中国老年人群中的信度和效度,认为GDS-15具有较好的信度和区分效度^[5]。Chau等人对GDS-15中文版的结构模型进行了研究,认为Onishi等人提出的四因子模型在我国样本中具有良好的拟合性^[6]。Onishi模型中的四个因子包括:①不愉快(unhappiness),②冷漠和焦虑(apathy and anxiety),③失去希望(loss of hope and morale),④记忆丧失和社会活动减少(memory loss and reduction of social activity)^[7]。

抑郁的治疗是一个漫长的过程,有关抑郁的临

床研究,也多采用纵向研究方法^[8]。然而,为了使量表在不同的时间点之间的比较是有效的并且具有可解释性,必须先证明该量表是否具有跨时间的测量等值性^[9]。也就是说在做纵向分析时,只有满足不同时间点测量等值性即纵向等值后才能进行变量跨时间效应的分析^[10]。跨时间的测量等值性是纵向比较的前提条件。但目前国内外对GDS-15的测量等值性研究较少,尤其缺乏跨时间等值性的研究。本研究对GDS-15中文版的跨时间的测量等值性进行研究。为老年抑郁的纵向研究提供依据。

1 对象和方法

1.1 对象

本研究调查了北京,广东和湖南三地社区老年人的抑郁水平,共1553名老年人参加。为研究GDS-15量表在我国老年人样本中的因子结构和纵向等值性,从三地样本抽取若干名老年人进行重测。有研究者认为因子分析样本量至少是变量数的十倍以上^[11]。本研究的变量数为15,因此样本量要求在150人以上。采用简单随机抽样的方法从三地样本中抽取280名老年人进行重测,其中有效问卷267份,达到了样本量的要求。所有老年人年龄在

【基金项目】 国家科技基础性工作专项重点项目资助(2015FY111600)

通讯作者:袁术文,shuwenyuanxy@163.com

均在60岁到99岁之间,平均年龄 72.57 ± 7.31 岁。其中男性113(42%)人,平均年龄 71.32 ± 5.68 岁;女性154(58%)人,平均年龄 72.93 ± 7.88 岁。前后两次施测时间平均间隔6个月。

1.2 工具

本研究使用GDS-15版本,共15个条目,四个因子。其中不愉快因子包含5个条目(条目1, 5, 7, 11, 15);冷漠和焦虑因子包含5个条目(条目2, 3, 4, 6, 8),失去希望因子包含3个条目(条目12, 13, 14);记忆丧失和社会活动减少因子包含2个条目(条目9, 10)。被试以“是”或“否”作答,每回答一个“是”计1分,“否”计0分。

1.3 数据处理和分析方法

数据采用SPSS20.0和Mplus6.0进行处理,对各个条目得分进行Kolmogorov-Smirnov正态性检验。结果显示各条目均得到显著的偏度和峰度值($P < 0.001$),因此本研究选用对非正态分布数据估计无偏的稳健最大似然估计方法进行数据分析^[12]。一般认为,当 $RMSEA \leq 0.08$, $SRMR \leq 0.08$, $TLI \geq 0.90$ 以及 $CFI \geq 0.90$ 时,模型达到了理想的拟合水平。卡方检验受样本量影响明显,随样本量的增加更加倾向于拒绝原假设,卡方差异检验也具有同样的特点,所以本研究采用模型拟合指数CFI和TLI的差异(ΔCFI 、 ΔTLI)以及贝叶斯信息准则(BIC)数值来评估测量的等值性^[13, 14]。当 $\Delta CFI < 0.01$ 、 $\Delta TLI < 0.01$ 以及BIC值减小时,即认为等值模型可接受^[15]。

2 结 果

2.1 描述性统计

GDS-15各条目描述性统计分析结果见表1,在GDS-15总分上,时间1的得分为 5.29 ± 4.49 ,时间2的得分为 3.88 ± 2.88 ,时间2得分显著低于时间1($t = -4.36$, $P < 0.001$)。在不愉快因子上,时间1的得分为 1.69 ± 1.71 ,时间2的得分为 1.41 ± 1.20 ,时间2得分显著低于时间1($t = -4.31$, $P < 0.001$)。在冷漠和焦虑因子上,时间1的得分为 1.74 ± 1.84 ,时间2的得分为 1.11 ± 1.23 ,时间2得分显著低于时间1($t = -4.74$, $P < 0.001$)。在失去希望因子上,时间1的得分为 0.91 ± 1.15 ,时间2的得分为 0.57 ± 0.83 ,时间2得分显著低于时间1($t = -3.97$, $P < 0.001$)。在记忆丧失和社会活动减少因子上,时间1的得分为 0.93 ± 0.65 ,时间2的得分为 1.04 ± 0.69 ,时间2得分显著高于时间1($t = 2.01$, $P < 0.05$)。本研究中GDS-15总量表的Cronbach's α 系数为0.894,不愉快因子的 α 系数为0.773,

冷漠和焦虑因子的 α 系数为0.810,失去希望因子的 α 系数为0.792,记忆丧失和社会活动减少因子的 α 系数为0.813。

表1 GDS-15各条目描述性统计分析结果

	时间1				时间2			
	平均数	标准差	偏度	峰度	平均数	标准差	偏度	峰度
条目1	0.33	0.47	0.72	-1.49	0.25	0.43	1.61	-0.66
条目2	0.41	0.49	0.36	-1.87	0.39	0.48	0.46	-1.81
条目3	0.38	0.48	0.50	-1.75	0.32	0.57	0.78	-1.39
条目4	0.37	0.48	0.51	-1.74	0.31	0.46	0.80	-1.36
条目5	0.41	0.49	0.37	-1.86	0.32	0.47	0.77	-1.41
条目6	0.41	0.49	0.35	-1.88	0.41	0.49	0.37	-1.87
条目7	0.37	0.48	0.52	-1.73	0.33	0.47	0.71	-1.51
条目8	0.38	0.48	0.51	-1.74	0.33	0.46	0.81	-1.37
条目9	0.40	0.49	0.40	-1.84	0.34	0.47	0.69	-1.53
条目10	0.58	0.49	-0.31	-1.91	0.59	0.49	-0.39	-1.86
条目11	0.38	0.48	0.51	-1.94	0.38	0.49	0.47	-1.79
条目12	0.34	0.47	0.67	-1.55	0.28	0.45	0.98	-1.05
条目13	0.42	0.49	0.32	-1.90	0.35	0.48	0.61	-1.64
条目14	0.34	0.47	0.65	-1.58	0.27	0.45	1.02	-0.96
条目15	0.44	0.50	0.25	-1.94	0.41	0.49	0.37	-1.87

2.2 标准化因子载荷

各条目标准化因子载荷见表2。时间1和时间2各个条目的因子载荷都在0.427到0.872之间,说明GDS-15的四因子模型在不同时间点上具有稳定性。

表2 GDS-15各条目标准化因子载荷

	时间1				时间2			
	因子1	因子2	因子3	因子4	因子1	因子2	因子3	因子4
条目1	0.872				0.869			
条目5	0.562				0.441			
条目7	0.806				0.803			
条目11	0.427				0.468			
条目15	0.510				0.591			
条目2		0.437				0.482		
条目3		0.849				0.869		
条目4		0.815				0.859		
条目6		0.462				0.510		
条目8		0.820				0.839		
条目12			0.869				0.819	
条目13			0.575				0.583	
条目14			0.849				0.859	
条目9				0.677				0.613
条目10				0.812				0.834

2.3 测量等值性检验

2.3.1 形态等值性检验 运用多组验证性因素分析检验量表是否具有跨时间的结构等值性,即检验潜变量的构成形态或模式是否相同。同时也为下一步检验设定基线模型。在形态等值性检验中,允许各种参数自由估计,得到如下拟合指标,TLI=0.919,CFI=0.930,SRMR=0.048, BIC=22592.817, RMSEA(90% CI)=0.052(0.048, 0.055)。各拟合指数(见表3)

均达到了测量学的要求,形态等值成立,并将形态等值模型作为下一步分析的基线模型。

2.3.2 弱等值检验 在基线模型1的基础上,设定因子负荷等值即同一指标在不同测量点的负荷等同。弱等值检验的拟合结果(见表3)显示 ΔCFI 和 ΔTLI 分别等于0.002和0.000,均小于0.01,且BIC相比形态等值模型减少了57.356,支持指标因子负荷跨时间等值的假设。

2.3.3 强等值检验 在上一步的基础上,设定每个指标两次的测量截距等值,也就是检验不同时间点症状严重程度的差异^[10]。各拟合指数(见表3)提示模型拟合尚可。此时的 ΔCFI 和 ΔTLI 分别等于0.000和0.003,均小于0.01,且BIC相比弱等值模型减少了65.293,这些结果说明了指标截距等值成立,即强等值成立。

2.3.4 严格等值检验 在第三步的基础上,设定误差方差等值。各拟合指数(见表3)提示模型拟合尚可, ΔCFI 和 ΔTLI 分别等于0.001和0.002,均小于

0.01,且BIC相比强等值模型减少了61.359。这些结果支持指标误差方差等值的假设,严格等值等值成立。到此,四步完成了测量等值检验,下面三步为结构等值检验

2.3.5 因子方差等值检验 检验潜变量的方差是否跨时间等值,潜变量的方差跨时间等值意味着真分数有相同宽度的量纲^[16]。此时的 ΔCFI 和 ΔTLI 分别等于0.001和0.001,均小于0.01,且BIC相对严格等值模型减少了18.435(见表3)。这些结果说明因子方差等值成立,即两次测量的真分数分布形态无显著差异。

2.3.6 因子协方差等值检验 检验四个因子之间的关系(相关关系),强度跨时间一致,此模型拟合数据理想, ΔCFI 和 ΔTLI 均小于0.01,且BIC相比因子方差等值模型减少了28.682(见表3)。这些结果说明因子协方差等值成立,即四个因子之间的相关系数在两次测量之间保持稳定。

表3 验证性因素分析多组比较嵌套模型拟合指数

Model	S-B χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA(90%CI)	SRMR	ΔCFI	ΔTLI	BIC
Model 1	1209.718	376	0.919	0.930	0.052(0.048, 0.055)	0.048	—	—	22592.817
Model 2	1236.664	387	0.919	0.928	0.051(0.048, 0.055)	0.051	-0.002	0.000	22535.461
Model 3	1249.080	398	0.922	0.928	0.051(0.048, 0.054)	0.051	0.000	0.003	22470.168
Model 4	1274.142	414	0.924	0.927	0.050(0.047, 0.053)	0.051	0.001	0.002	22408.819
Model 5	1289.906	418	0.923	0.926	0.050(0.047, 0.053)	0.057	-0.001	-0.001	22390.384
Model 6	1289.645	424	0.925	0.927	0.050(0.046, 0.053)	0.059	0.002	0.002	22361.702
Model 7	1314.549	428	0.924	0.925	0.050(0.047, 0.053)	0.060	-0.001	-0.001	22351.847

注:Model 1=形态等值模型;Model 2=弱等值模型;Model 3=强等值模型;Model 4=严格等值模型;Model 5=因子方差等值模型;Model 6=因子协方差等值模型;Model 7=潜均值等值模型

2.3.7 潜均值等值检验 检验潜变量的均值是否跨时间等值,得到 ΔCFI 和 ΔTLI 均小于0.01,且BIC相对Model 6减少了9.855(见表3)。结果提示,因子潜均值等值成立。至此,所有层次的不等值检验都已完成,根据上述各部结果可得GDS-15四因子模型基本上满足各水平等值的结论。

3 讨 论

本研究证明了GDS-15的四因子模型在我国的老年人样本中具有良好的拟合性,进一步证明了GDS-15的四因子结构模型在我国老年人样本中的稳定性。

本研究首次对GDS-15中文版在老年人样本中进行了跨时间的等值性研究。多组验证性因素分析结果显示,GDS-15的形态等值、弱等值、强等值、严格等值、因子方差等值、因子协方差等值以及潜均值

等值均被支持。形态等值是检验其他等值性的前提条件,通常作为检验的基线模型,进一步等值性的检验都是在形态等值性的基础上通过限制相应参数而生产的嵌套模型,只有前一水平的等值性得到确立,才能继续更高一级的等值性检验^[17]。本研究中GDS-15达到了形态等值要求,因此可以进行下一步的等值性检验。弱等值模型的成立表明GDS-15的观测指标和潜在特质之间在不同的时间点上有着相同的意义,也就是说每一个观测变量在不同时间点上具有相同的单位,即潜在变量每变化一个单位,观测变量在不同时间点都会产生同样程度的变化,这样GDS-15的潜变量和观测项目的含义在不同时间点上等同^[18]。强等值性的确立表明GDS-15观测变量的截距在不同的时间点是具有不变性,也就是说GDS-15各条目在不同时间点上具有相同的参照点。严格等值在强等值的基础上进行,它的确立表

明测量的误差方差跨时间等值成立,意味着 GDS-15 的观测分数变异的跨时间差异完全反映了潜变量变异的跨时间差异。因子方差-协方差等值成立表明潜变量的方差以及协方差满足跨时间的等值,表明 GDS-15 的潜在结构之间的关系在不同时间点一致。一般将弱等值、严格等值和强等值合称作测量等值,而因子方差-协方差等值和潜均值等值为结构等值,两部分合起来也称作完全等值^[19]。本研究表明 GDS-15 既满足测量等值,也满足结构等值,达到了完全等值,说明该量表在我国老年人样本中的跨时间等值完全成立,由此可以得出 GDS-15 量表在不同的时间点上有着相同的参照点,其观测指标和潜在特质在不同的时间点上有着相同的意义。GDS-15 的四因子结构具有跨时间的测量等值性。

本研究还比较了前后两次测量上 GDS-15 及其因子得分上的差异。结果表明,第一次测量的抑郁总分显著高于第二次测量;就不愉快因子、冷漠和焦虑、失去希望因子而言,第一次测量的抑郁分要显著高于第二次测量;而在记忆丧失和社会活动减少因子上,第一次测量的抑郁分要显著低于第二次测量。由于本研究已验证 GDS-15 在不同时间点的测量等值性完全成立,满足了这个前提,现在就可以对老年人抑郁程度上表现出的时间差异做出合理的解释,即 GDS-15 观测值所体现的时间差异反映的是不同时间点的抑郁程度存在的真实差异,而不是由 GDS-15 本身测量的不等值造成的。

参 考 文 献

- 1 钟雪, 吴大兴, 夏结, 等. Connor-Davidson 弹性量表在我国社区老年人中的信效度检验. 中国临床心理学杂志, 2016, 24(2): 264-266
- 2 张碧琼, 王丽. 心理干预在老年慢性疾病病人中的应用探讨. 全科护理, 2009, 7(4): 879-880
- 3 Cheng ST, Chan ACM. Comparative performance of long and short forms if the geriatric depression scale in mildly demented Chinese. International of Journal of Geriatric Psychiatry, 2005, 20(12): 1131-1137
- 4 Herrmann N, Mittmann N, Silver IL, et al. A validation study of the geriatric depression scale short form. Internet Journal of Geriatr Psychiatry, 1996, 11: 457-460
- 5 唐丹. 简版老年抑郁量表 GDS-15 在中国老年人中的使用. 中国临床心理学杂志, 2013, 21(3): 402-405
- 6 Chau J, Martin CR, Thompson DR, et al. Factor structure of the Chinese version of the Geriatric Depression Scale. Psychology, Health & Medicine, 2006, 11(1): 48-59
- 7 Onishi J, Umegaki H, Suzuki Y, et al. The relationship between functional disability and depressive mood in Japanese older adult inpatients. Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology, 2004, 17(2): 93-98
- 8 Rutten S, Vriend C, Berendse HW, et al. The bidirectional longitudinal relationship between insomnia, depression and anxiety in patients with early-stage, medication-naïve Parkinson's disease. Parkinsonism Related Disorder, 2017
- 9 刘婉婷, 蚁金瑶, 朱熊兆, 等. 压力知觉量表在不同性别大学生中的测量等值性. 中国临床心理学杂志, 2015, 23(5): 944-946
- 10 Vandenberg RJ, Lance CE. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestion, practices, and recommendations for organizational research. Organizational Research Methods, 2000, 3(1): 4-70
- 11 MacCallum RC, Widaman KF, Preacher KJ, et al. Sample size in factor analysis: The role of model error. Multivariate Behavioral Research, 2001, 36(4): 611-637
- 12 Satorra A, Bentler PM. A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. Psychometrika, 2001, 66(4): 507-514
- 13 Cheung GW, Rensvold RB. Testing factorial invariance across groups: Are reconceptualization and proposed new model. Journal of Management, 1999, 25: 1-27
- 14 Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. Structural Equation Modeling, 2002, 9: 233-255
- 15 Mengcheng Wang, Elhai JD, Shuqiao Yao, et al. Longitudinal invariance of posttraumatic stress disorder symptoms in adolescent earthquake survivors. Journal of Anxiety Disorders, 2012, 26(2): 263-270
- 16 Vandenberg RJ, Self RM. Assessing newcomers' changing commitments to the organization during the first 6 months of work. Journal of Applied Psychology, 1993, 78: 557-568
- 17 吴文峰, 卢永彪, 姚树桥, 等. 儿童抑郁量表在中意儿童中的测量等值性研究. 中国临床心理学杂志, 2010, 18(6): 707-710
- 18 Horn JL, McArdle JJ. A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. Experimental Aging Research, 1992, 18(3-4): 117-144
- 19 Byrne BM. A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models. New York: Springer-Verlag, 1989

(收稿日期:2017-05-17)