

## 多维状态无聊量表在中国和加拿大大学生中的因素等值性研究

赵建芳<sup>1,2</sup>, 张守臣<sup>1</sup>, 刘勇<sup>2</sup>, 周扬<sup>1</sup>, 陈健芷<sup>1</sup>, 姜永志<sup>3</sup>, Andy H. Ng<sup>4</sup>, John D. Eastwood<sup>4</sup>

(1.哈尔滨师范大学教育科学学院, 哈尔滨 150025; 2.佳木斯大学学生心理健康  
教育与咨询中心, 佳木斯 154047; 3.内蒙古民族大学教育科学学院, 通辽 028005;  
4.Department of Psychology, York University, Toronto, M3J1P3, Canada)

**【摘要】 目的:**检验多维状态无聊量表(MSBS)在中国和加拿大大学生样本中的因素等值性,并比较量表各因子在两样本间的潜均数差异。**方法:**使用多维状态无聊量表调查360名中国大学生和360名加拿大大学生,并对调查数据进行多组验证性因素分析。**结果:**量表的完全等值性不成立,依据模型修正指数和释放参数等值限制时模型拟合的改变量,发现24个设定等值的因素负荷中的6个,29个截距中的10个,29个测量残差中的6个不等值;中国大学生样本在MSBS五因子上的潜均数均显著低于加拿大大学生样本。**结论:**多维状态无聊量表在中国大学生样本和加拿大大学生样本间具有部分测量等值性和完全结构等值性;MSBS显均数差异不能完全由潜均数差异解释。

**【关键词】** 多维状态无聊量表; 因素等值性; 潜均数比较

中图分类号: R395.1

DOI: 10.16128/j.cnki.1005-3611.2016.03.018

### Factorial Invariance of the Multidimensional State Boredom Scale in Chinese and Canadian Students

ZHAO Jian-fang<sup>1,2</sup>, ZHANG Shou-chen<sup>1</sup>, LIU Yong<sup>2</sup>, ZHOU Yang<sup>1</sup>,  
CHEN Jian-zhi<sup>1</sup>, JIANG Yong-zhi<sup>3</sup>, Andy H. Ng<sup>4</sup>, John D. Eastwood<sup>4</sup>

<sup>1</sup>College of Education Science, Harbin Normal University, Harbin 150025, China; <sup>2</sup>The Psychological Health Education and Consulting Center, Jiamusi University, Jiamusi 154047, China; <sup>3</sup>College of Education Science, Inner Mongolia University of Nationalities, Tongliao 028005; <sup>4</sup>Department of Psychology, York University, Toronto, M3J1P3, Canada

**【Abstract】 Objective:** To test the cross-cultural factorial invariance of the Multidimensional State Boredom Scale(MSBS) and compare its latent means between Chinese and Canadian university students. **Methods:** Both 360 Chinese and Canadian participants completed the psychological survey respectively, then Multi-group confirmatory factor analyses were conducted. **Results:** MSBS was not of full factorial invariance, further analysis showed that 6 of 24 factor loadings, 10 of 29 intercepts, 6 of 29 item errors were noninvariant. Chinese college students was significantly lower than Canadian college students in the manifest variable mean of 4 factors, while the latent variable mean comparison showed that there was significantly difference between the two groups in all factors. **Conclusion:** The Multidimensional State Boredom Scale holds partial measurement invariance and full structural invariance. Observed mean differences on the MSBS items cannot be fully explained by the latent mean differences.

**【Key words】** The multidimensional state boredom scale; Factorial invariance; Latent mean comparison

无聊是由于当前活动或环境与个体的内部标准不匹配而引发的消极情绪体验,包括焦躁不安、缺乏刺激、缺乏挑战、缺乏意义或目的等感受<sup>[1]</sup>,常常伴随着一系列消极影响,如:学业倦怠<sup>[2]</sup>,低生活满意度<sup>[3]</sup>,社会适应不良行为<sup>[4]</sup>等。对于无聊体验心理机制的持续研究将有助于改善其消极影响。

近年来,无聊受到人们越来越多的关注,研究者相继开发了一些无聊的自陈式评估工具。一方面,

用于评估长期的无聊倾向,即特质无聊,如无聊倾向量表(Boredom Proneness Scale, BPS)和无聊易感性量表(Boredom Susceptibility Scale, BS)。另一方面,用于评估短暂的无聊体验,即状态无聊,如工作无聊量表(Job Boredom Scale, JBS)、休闲无聊量表(Leisure Boredom Scale, LBS)和关系无聊量表(Relational Boredom Scale, RBS)等用于评估特定情境下的状态无聊,但是这些特定的状态无聊测量工具适用领域狭窄,缺乏实用性<sup>[5,6]</sup>。为了更好地理解无聊这种心理现象,阐明特质无聊与状态无聊之间的关系,评估一般情境下的状态无聊具有重要意义。因此, Fahlman 等基于以往关于无聊体验的研究,开发了

**【基金项目】** 不同社会群体负性情绪的成因及对策研究(13BSH052);  
教育部人文社会科学研究青年基金项目(15XJC840003)

通讯作者: 张守臣, Email: zsc9669@yahoo.com.cn; 刘勇, Email: liuyongliuyong72@126.com

多维状态无聊量表(the Multidimensional State Boredom Scale, MSBS),在加拿大大学生中的初步验证表明状态无聊是一个多维的概念,包括脱离、高唤醒、低唤醒、注意缺乏和时间知觉五个维度,具有良好的心理测量学特性<sup>[7]</sup>。

研究表明,文化在广泛的心理基本过程中发挥着深刻的影响<sup>[8]</sup>。比较不同文化背景下的人们的无聊体验对于阐明无聊体验的心理机制具有重要意义。然而,无聊的文化研究仍旧是零星的,现存的结果也并不一致。Sundberg等的研究发现中国香港和黎巴嫩的大学生与美国和澳大利亚的大学生相比,表现更高的无聊倾向<sup>[9]</sup>。而Wang等的研究发现中国被试与西方的被试相比不容易感到无聊<sup>[10]</sup>。但是上述的研究中,学者使用不同的量表测量特质无聊,因此这些看似矛盾的结果是不能直接进行比较的。与这种观点相一致, Mercer-Lynn等的研究结果表明,BPS与BS在某种程度上测量了不同的概念,与不同的结果相关联<sup>[11]</sup>。即使在量表一致的情况下,进行跨文化比较之前也要确保量表的项目不受文化背景的影响,即建立量表的因素等值性。量表的因素等值性包括测量等值性和结构等值性两部分,测量等值性是指因子数目、因子负荷、项目截距和项目残差等具备跨组相似性,意味着观测变量和潜在特质的关系跨组等值;结构等值性是指因素方差—协方差矩阵中各参数具备跨组相似性,意味着潜在变量之间的关系程度和分散程度跨组等值。只有满足了量表的因素等值性这一前提条件,跨文化群体差异比较结果的解释才具有意义<sup>[12]</sup>。本研究旨在检验MSBS在中国和加拿大大学生样本间的因素等值性。

## 1 方 法

### 1.1 被试

中国样本来自黑龙江地区三所大学的675名学生(402名女生);加拿大样本由Andy H. Ng博士和John D. Eastwood教授提供,共计测量了572名学生(376名女生)。为了降低系统误差,通过年龄匹配后得到中加大学生各360人。在中国样本中,男生137人,女生223人,年龄在17至28岁之间,平均年龄为 $20.26 \pm 1.87$ 岁;加拿大样本中男生128人,女生232人,年龄在17至28岁之间,平均年龄为 $20.03 \pm 1.98$ 岁。

### 1.2 工具

多维状态无聊量表(the Multidimensional State Boredom Scale, MSBS)英文版<sup>[7]</sup>由Fahlman和Eastwood等编制,包含29个条目,具体分为5个维度:脱

离(disengagement)10个条目、高唤醒(high arousal)5个条目、低唤醒(low arousal)5个条目、注意缺乏(inattention)4个条目、时间知觉(time perception)5个条目。在之前的研究中,本小组已对该量表在国内大学生群体中的进行了应用<sup>[4]</sup>。该量表每个条目采用7级评分:1(完全不同意)到7(完全同意),用于评估过去几天或当前阶段的无聊体验,总分越高,代表当前状态越无聊。

### 1.3 统计分析

采用SPSS22.0进行数据录入、差异分析和信度分析。

采用AMOS17.0进行多群组验证性因素分析<sup>[13]</sup>,以检验MSBS的跨组等值性。具体的操作步骤<sup>[12-16]</sup>如下:①建立单组基线模型。以研究者提出的5因子结构模型为基准,对各样本组分别进行验证性因素分析,建立符合标准的单组基线模型。②检验形态等值模型。模型中所有参数均为自由估计。形态等值性用于检验因子数目和因子路径模式是否跨组等同,它的确立能够证明同一量表在不同组间具有相同的因素结构,作为其他水平等值性检验的基线模型。③检验弱等值模型。增列相应观测变量的因子负荷跨组等值限制。它的确立表明每一个观测变量在不同组之间具有相同的单位。④检验强等值模型。增列相应观测变量的截距跨组等值限制。强等值性的确立意味着测量在不同组之间具有相同的参照点。⑤检验严格等值模型。增列相应观测变量的残差跨组等值限制。确立严格等值性表明观测分数变异的跨组差异完全反映了潜变量变异的跨组差异。⑥检验因素方差—协方差等值模型。增列相应因子的方差及因子间的协方差等值限制。该模型的确立表明量纲的宽度和潜变量之间的关系跨组等值。⑦检验潜均数等值模型。设定中国样本组的潜均值固定为0,加拿大样本组的潜均值为自由估计,并通过显著性检验结果确定潜均值差异是否显著。

量表测量等值性的检验具有层次关系,前一步的模型通过限制某些参数嵌套于随后的模型。只有前一水平的等值性(或部分等值性)得到确立,才能继续更高一级的等值性检验。当某一水平的等值性不成立时,可以设定不等值的参数跨组自由估计,建立部分等值性,如部分弱等值性、部分强等值性和部分严格等值性等<sup>[12]</sup>。

## 2 结 果

### 2.1 信度分析

中国样本的检验结果:总量表的一致性信度系数为0.94,各分量表中,脱离0.84,高唤醒0.86,低唤醒0.84,注意缺乏0.79,时间知觉0.86。

加拿大样本的检验结果:总量表的一致性信度系数为0.94,各分量表中,脱离0.85,高唤醒0.86,低唤醒0.85,注意缺乏0.78,时间知觉0.89。

## 2.2 显均数差异比较

中国样本与加拿大样本在多维状态无聊量表五个因子上的显均数差异比较结果见表1。

表1 中加大学生在多维状态无聊量表(MSBS)各维度上的得分差异(M±SD)

|      | 中国样本(N=360) | 加拿大样本(N=360) | t值       |
|------|-------------|--------------|----------|
| 脱离   | 35.37±11.28 | 39.60±11.01  | -5.10*** |
| 高唤醒  | 14.71±6.52  | 17.86±6.66   | -6.42*** |
| 低唤醒  | 13.93±6.40  | 15.96±6.76   | -4.16*** |
| 注意缺乏 | 15.76±5.39  | 17.40±5.05   | -4.22*** |
| 时间知觉 | 14.13±6.26  | 15.08±6.87   | -1.95    |

注:\*\*\* $P<0.001$

## 2.3 等值性检验

对各条目的正态性检验结果显示,Kolmogorov-Smirnov与Shapiro-Wilk的 $P$ 值均小于0.001,表明无聊体验在大学生群体中呈现非正态分布,因此采用

稳健最大似然估计法(robust maximum likelihood estimator, MLR)对构建的等值模型进行估计。

2.3.1 构建单组基线模型 中国样本的初始模型 $\chi^2/df=2.537<5$ ,但RMSEA=0.065>0.06,IFI、CFI及TLI均小于0.90,模型拟合不理想,需要对模型进一步修正。中国样本的单组基线模型修正指数(Modification Indices, MI)显示中国样本中存在两个较大的标准残差,其中第24题与28题的标准残差为54.169,第25题与29题的标准残差为52.616,将此两个测量残差相关在中国样本组中自由估计,最终,RMSEA<0.06,IFI、CFI及TLI均达到0.90以上,模型拟合良好,满足等值性检验的标准。

加拿大样本初始模型 $\chi^2/df=2.227<5$ ,RMSEA=0.058<0.060,IFI、CFI及TLI均大于0.90,模型拟合较优,满足标准。结果见表2。

2.3.2 形态等值性检验 鉴于等值性检验的不同组基线模型允许在误差相关方面存在细小差异<sup>[17]</sup>,所以对经过修正的中国样本模型与未修正的加拿大样本模型进行形态等值性检验,结果显示,IFI、CFI及TLI均大于0.90,表明形态等值模型1拟合良好,可以作为基线模型进行弱等值性分析。

表2 中国样本和加拿大样本单组验证性因素分析

|              | Model | $\chi^2(df)$     | $\chi^2/df$ | RMSEA | 90% CI       | IFI   | CFI   | TLI   |
|--------------|-------|------------------|-------------|-------|--------------|-------|-------|-------|
| 中国样本(N=360)  | 初始模型  | 931.034*** (367) | 2.537       | 0.065 | 0.060, 0.071 | 0.885 | 0.884 | 0.872 |
|              | 修正模型  | 745.226*** (347) | 2.148       | 0.057 | 0.051, 0.062 | 0.919 | 0.918 | 0.905 |
| 加拿大样本(N=360) | 初始模型  | 817.351*** (367) | 2.227       | 0.058 | 0.053, 0.064 | 0.913 | 0.912 | 0.903 |

2.3.3 弱等值性检验 弱等值模型2与形态等值模型1相比, $\Delta CFI=0.002<0.01$ ,但是 $\Delta\chi^2=44.131$ ( $P=0.007<0.01$ )未满足等值性要求,需要进行部分弱等值性检验。依次将每个观测变量的因子负荷自由估计,并分别与弱等值模型比较,若模型比较结果显示显著的 $\Delta\chi^2$ ,则该观测变量的因子负荷跨组不等值。采用Byrne提出的方法<sup>[12]</sup>,依次检验29个项目,结果显示第7、15、19、20、22和23题跨组不等值,将这些项目对应的因子负荷等值限制按 $\Delta\chi^2$ 由大到小依次自由估计后,建立了部分弱等值性模型3。

2.3.4 强等值性检验 强等值性模型4拟合一般,且与模型3相比, $\Delta\chi^2$ 与 $\Delta CFI$ 均未达到标准,依次检验29个条目,结果显示其中有10个条目的截距跨组不等值,将这些项目对应的截距等值限制按 $\Delta\chi^2$ 由大到小依次自由估计后,模型拟合得到了改善,且与模型3相比, $\Delta\chi^2=36.584$ ( $P=0.075>0.05$ ), $\Delta CFI=0.002<0.01$ ,故接受部分强等值性模型5。

2.3.5 严格等值性检验 严格等值模型6与模型5比较 $\Delta\chi^2=80.403$ ( $P<0.001$ ), $\Delta CFI=0.005<0.01$ 。依次检验29个条目,结果显示6个项目的残差跨组不等值,将这些项目的残差等值限制按 $\Delta\chi^2$ 由大到小依次自由估计后,得到了部分严格等值性模型7。

2.3.6 因素方差—协方差等值性检验 因素方差—协方差等值性模型8与模型7相比, $\Delta\chi^2=18.842$ ( $P=0.221>0.05$ ), $\Delta CFI<0.001$ 均满足等值性标准,故接受该水平上的模型等值性假设。

## 2.4 潜均数差异比较

强等值检验中的截距等值是跨组差异比较的前提,因本研究中数据不支持完全的强等值模型,故在部分强等值模型的基础上建立了方差—协方差等值模型<sup>[19]</sup>,证明量表的结构是跨组等值的。基于方差—协方差等值模型,以中国样本组为参照组,比较中国与加拿大样本组的潜均数差异,结果显示MSBS的5因子均值的跨组差异均显著,其中脱离的均值



差异为 0.388 (SE=0.078,  $t=5.004$ ,  $P<0.001$ ); 高唤醒为 0.509 (SE=0.162,  $t=3.142$ ,  $P=0.002<0.01$ ); 低唤醒为 0.439 (SE=0.104,  $t=4.202$ ,  $P<0.001$ ); 注意缺乏为 0.299 (SE=0.081,  $t=3.675$ ,  $P<0.001$ ); 时间知觉为 0.257 (SE=0.089,  $t=2.884$ ,  $P=0.004<0.01$ )。

表3 多维状态无聊量表在中国和加拿大大学生样本中跨文化等值性分析嵌套模型比较结果

| Model              | $\chi^2 (df)$     | $\chi^2/df$ | RMSEA | 90% CI       | IFI   | CFI   | TLI   | $\Delta\chi^2$ | $P$    | $\Delta CFI$ |
|--------------------|-------------------|-------------|-------|--------------|-------|-------|-------|----------------|--------|--------------|
| 形态等值(Model1)       | 1572.022*** (720) | 2.183       | 0.041 | 0.038, 0.043 | 0.916 | 0.915 | 0.904 |                |        |              |
| 弱等值(Model2)        | 1616.153*** (744) | 2.172       | 0.040 | 0.038, 0.043 | 0.913 | 0.913 | 0.905 | 44.131(2vs1)   | 0.007  | 0.002        |
| 部分弱等值(Model3)      | 1581.930*** (738) | 2.144       | 0.040 | 0.037, 0.043 | 0.916 | 0.916 | 0.907 | 9.908(3vs1)    | 0.935  | 0.001        |
| 强等值(Model4)        | 1724.176*** (767) | 2.248       | 0.042 | 0.039, 0.044 | 0.905 | 0.904 | 0.899 | 142.246(4vs3)  | <0.001 | 0.012        |
| 部分强等值(Model5)      | 1618.514*** (755) | 2.144       | 0.040 | 0.037, 0.043 | 0.914 | 0.914 | 0.907 | 36.584(5vs3)   | 0.075  | 0.002        |
| 严格等值(Model6)       | 1698.917*** (784) | 2.167       | 0.040 | 0.038, 0.043 | 0.909 | 0.909 | 0.905 | 80.403(6vs5)   | <0.001 | 0.005        |
| 部分严格等值(Model7)     | 1647.686*** (778) | 2.118       | 0.039 | 0.037, 0.042 | 0.913 | 0.913 | 0.909 | 29.172(7vs5)   | 0.175  | 0.001        |
| 因素方差—协方差等值(Model8) | 1666.528*** (793) | 2.102       | 0.039 | 0.037, 0.042 | 0.913 | 0.913 | 0.911 | 18.842(8vs7)   | 0.221  | 0.000        |
| 潜均数比较(Model9)      | 1637.245*** (788) | 2.078       | 0.039 | 0.036, 0.041 | 0.915 | 0.915 | 0.913 |                |        |              |

表4 MSBS跨中国和加拿大大学生样本因子负荷、截距、残差等值和不等值结果

| MSBS 分量表<br>及对应题目 | 弱等值性检验 |       |                | 强等值性检验 |       |                | 严格等值性检验 |       |                |
|-------------------|--------|-------|----------------|--------|-------|----------------|---------|-------|----------------|
|                   | 中国     | 加拿大   | $\Delta\chi^2$ | 中国     | 加拿大   | $\Delta\chi^2$ | 中国      | 加拿大   | $\Delta\chi^2$ |
| 脱离                |        |       |                |        |       |                |         |       |                |
| 2                 | 1.000  | 1.000 |                | 3.067  | 3.067 |                | 1.769   | 1.769 |                |
| 7                 | 1.321  | 1.040 | 4.419*         | 3.262  | 3.799 | 27.455***      | 1.603   | 1.603 |                |
| 9                 | 1.011  | 1.011 |                | 3.696  | 3.471 | 5.357*         | 2.413   | 1.756 | 8.748**        |
| 10                | 1.253  | 1.253 |                | 3.764  | 3.764 |                | 1.697   | 1.697 |                |
| 13                | 1.274  | 1.274 |                | 3.767  | 3.767 |                | 1.839   | 1.839 |                |
| 17                | 1.187  | 1.187 |                | 3.398  | 3.398 |                | 2.210   | 2.210 |                |
| 19                | 0.670  | 1.035 | 9.539**        | 4.920  | 4.489 | 15.626***      | 2.549   | 1.612 | 16.408***      |
| 22                | 1.380  | 0.957 | 8.790**        | 4.040  | 4.040 |                | 2.242   | 2.242 |                |
| 24                | 1.213  | 1.213 |                | 4.097  | 4.097 |                | 2.208   | 1.470 | 11.260**       |
| 28                | 1.301  | 1.301 |                | 3.588  | 3.588 |                | 1.759   | 1.339 | 4.954*         |
| 高唤醒               |        |       |                |        |       |                |         |       |                |
| 5                 | 1.000  | 1.000 |                | 3.000  | 3.346 | 7.124**        | 0.963   | 0.963 |                |
| 12                | 0.985  | 0.985 |                | 3.125  | 3.477 | 6.506*         | 1.155   | 1.155 |                |
| 14                | 1.018  | 1.018 |                | 3.265  | 3.265 |                | 0.837   | 0.837 |                |
| 21                | 0.803  | 0.803 |                | 3.560  | 3.560 |                | 1.839   | 1.839 |                |
| 27                | 0.912  | 0.912 |                | 2.838  | 2.838 |                | 1.169   | 1.169 |                |
| 低唤醒               |        |       |                |        |       |                |         |       |                |
| 4                 | 1.000  | 1.000 |                | 3.270  | 3.270 |                | 1.580   | 1.580 |                |
| 8                 | 1.084  | 1.084 |                | 3.146  | 3.146 |                | 0.985   | 0.985 |                |
| 15                | 0.929  | 1.110 | 4.221*         | 2.932  | 2.638 | 13.715***      | 1.381   | 1.056 | 4.211*         |
| 25                | 0.862  | 0.862 |                | 2.880  | 2.880 |                | 1.539   | 1.539 |                |
| 29                | 0.929  | 0.929 |                | 2.763  | 2.994 | 5.285*         | 1.568   | 1.568 |                |
| 注意缺乏              |        |       |                |        |       |                |         |       |                |
| 3                 | 1.000  | 1.000 |                | 4.856  | 4.856 |                | 1.664   | 1.664 |                |
| 16                | 1.542  | 1.542 |                | 3.996  | 3.996 |                | 1.330   | 1.330 |                |
| 20                | 1.292  | 1.482 | 4.621*         | 3.795  | 3.657 | 4.125*         | 1.282   | 1.282 |                |
| 23                | 1.553  | 1.294 | 5.676*         | 3.958  | 4.190 | 5.326*         | 1.438   | 1.438 |                |
| 时间知觉              |        |       |                |        |       |                |         |       |                |
| 1                 | 1.000  | 1.000 |                | 2.835  | 2.835 |                | 1.143   | 1.143 |                |
| 6                 | 1.031  | 1.031 |                | 3.087  | 2.851 | 5.452*         | 1.924   | 1.506 | 4.559*         |
| 11                | 1.149  | 1.149 |                | 2.949  | 2.949 |                | 0.736   | 0.736 |                |
| 18                | 1.180  | 1.180 |                | 2.685  | 2.685 |                | 0.495   | 0.495 |                |
| 26                | 1.088  | 1.088 |                | 3.025  | 3.025 |                | 1.311   | 1.311 |                |

### 3 讨 论

研究结果显示量表仅在中国和加拿大样本间建立了部分弱等值性和部分强等值性,且弱检验的结果显示有1/5左右的项目负荷跨组不等值,强检验的结果显示有多于1/3的项目截距跨组不等值,表明多维状态无聊量表的显均值可能不能完全由潜均值解释。

在不等值的因素负荷中,19题与22题的组间差异极其显著;在不等值的项目截距中,7题、15题和19题的组间差异极其显著;可能存在如下原因:第一,某些条目经翻译后,可能不能准确表达一些词的含义。如:7题“对我来说,所有的事情都是重复的和乏味的。”“乏味”一词由“routine”翻译而来,而“routine”在英文中更倾向于表达“平淡的、墨守成规的”的意思,体验要弱于“乏味”,所以不难理解,在相同的潜在状态无聊水平上,加拿大大学生较中国大学生更同意这个条目。第二,不同文化背景下的个体对项目的理解存在差异。如:22题“我正在浪费时间,如果把这些时间花在别的事情上会更好。”表达的脱离的无聊体验在中国文化背景下会更强烈些。Sundberg等人的研究表明传统的亚洲文化中的人们相较于西方文化的人们或许有更少的机会参加有趣的和富有挑战性的活动,因此会在更大程度上体验到无聊<sup>[9]</sup>,也充分支持了这一观点。在部分严格等值性水平上发现几乎全部的不等值项目残差均是中国样本高于加拿大样本,可能是因为在中国是采用班级集体施测的方法收集数据,而在加拿大是广泛招募被试,数据较为分散,故施测的误差低于中国样本。此外,在部分测量等值性的基础上建立了方差—协方差等值模型,表明MSBS的五因素结构在中国大学生和加拿大大学生群体中是成立的。

多维状态无聊量表的潜均数差异比较结果显示,中国大学生样本在5因子的潜均数上均显著低于加拿大大学生样本。而对两组样本的显均数差异比较结果显示中国样本仅在脱离、高唤醒、低唤醒和注意缺乏维度上的得分显著低于加拿大样本,在时间知觉维度上,两组之间未出现显著差异。

在时间知觉维度上,第6题的项目截距中国样本高于加拿大样本,潜均数差异比较结果显示中国样本分数显著低于加拿大样本,而由于该条目使得中国样本得分高于加拿大样本,所以最终导致显均数的比较结果不存在显著差异。至于均存在不等值项目的四个维度的潜均数差异与显均数差异一致的结果,可能存在如下两个原因:第一,同一维度的不

等值条目对显均值的影响是相反的。在脱离维度上,中国样本第7题的项目截距显著低于加拿大样本,而19题的项目截距显著高于加拿大样本,两个项目共同作用于显均数上,最终导致显均数比较与潜均数比较结果一致也是可以理解的。类似的还有低唤醒维度的15题与29题;注意缺乏维度的20题与23题。第二,同一维度的不等值条目对显均值的作用是相同的,且与潜均值差异结果一致。在高唤醒维度上,中国样本的潜均数显著低于加拿大样本,且中国样本该维度的两个条目5题和12题的项目截距均低于加拿大样本,表明在特定的情境下欧洲人更容易体验到高唤醒的负性情绪,所以在这两个条目上的得分也就更高。与这种观点一致,Andy等的研究表明,在中国的文化背景下,无聊体验可能很少伴随着高唤醒的消极情绪(如:焦虑的、情绪化的)<sup>[20]</sup>。故中国样本在显均数上也低于加拿大样本。

以上潜均数差异与显均数差异的比较充分证明了进行跨文化组间差异比较前建立量表因素等值性的必要性和重要意义,直接进行显均值的比较可能会得出错误的结论。需要注意的是,研究中MSBS因子的潜均值差异并非建立在完全因素等值性基础上,故对于跨文化差异比较结果的有效性有待进一步深入研究。

### 参 考 文 献

- 1 Eastwood JD, Cavaliere C, Fahlman SA, et al. A desire for desires: Boredom and its relation to alexithymia. *Personality and Individual Differences*, 2007, 42(6): 1035-1045
- 2 Jarvis S, Seifert T. Work avoidance as a manifestation of hostility, helplessness, and boredom. *Alberta Journal of Educational Research*, 2002, 48(2): 174-187
- 3 Farmer R, Sundberg ND. Boredom proneness: The development and correlates of a new scale. *Journal of Personality Assessment*, 1986, 50(1): 4-17
- 4 刘勇,陈健芷,姜梦,等. 多维状态无聊量表中文版在中国大学生中的应用. *中国临床心理学杂志*, 2013, 21(4): 558-561
- 5 刘勇,陈健芷,宋琳婷,等. 无聊倾向量表(BPS):中文版的结构、信度及效度. *中国临床心理学杂志*, 2014, 22(1): 74-77
- 6 周浩,王琦,董妍. 无聊:一个久远而又新兴的研究主题. *心理科学进展*, 2012, 27(1): 98-107
- 7 Fahlman SA, Mercer-Lynn KB, Flora DB, et al. Development and Validation of the Multidimensional State Boredom Scale. *Assessment*, 2013, 20(1): 68-85
- 8 Mesquita B, Karasawa M. Different emotional lives. *Cogni-*

- tion and Emotion, 2002, 16: 127-141
- 9 Sundberg ND, Latkin CA, Farmer RF, et al. Boredom in young adults: Gender and cultural comparisons. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1991, 22: 209-223
  - 10 Wang W, Wu Y, Peng Z, et al. Test of sensation seeking in a chinese sample. *Personality and Individual Differences*, 2000, 28: 169-179
  - 11 Mercer-Lynn K, Flora DB, Fahlman SA, et al. The measurement of boredom: Differences between existing self-report scales. *Assessment*, 2013, 20: 585-596
  - 12 Byrne BM, Shavetson RJ, Muthen B. Testing for the equivalence of factor covariance and mean structure issue: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 1989, 105: 456-466
  - 13 Byrne BM. *Structural Equation Modeling with Amos. Basic Concepts, Applications, and Programming*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, 2001
  - 14 Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 1993, 58(4): 525-543
- 
- (上接第463页)
- 9 Leighton JP, Chu M-W. First Among Equals: Hybridization of Cognitive Diagnostic Assessment and Evidence-Centered Game Design. *International Journal of Testing*, 2015. 1-17
  - 10 Wang C, Shu Z, Shang Z, et al. Assessing Item-Level Fit for the DINA Model. *Applied Psychological Measurement*, 2015, 39(7): 525-538
  - 11 Huo Y, de la Torre J. Estimating a cognitive diagnostic model for multiple strategies via the EM algorithm. *Applied Psychological Measurement*, 2014, 38(6): 464-485
  - 12 刘铁川. Mix-DINA 模型功能开发及其与 DINA、MS-DINA 模型的模拟与实证比较. 江西师范大学博士学位论文, 2012
  - 13 Biemer PP. *Latent Class Analysis of Survey Error*. New Jersey: Wiley, 2011
  - 14 Burnham KP, Anderson DR. Multimodel inference. *Sociological Methods & Research*, 2004, 33(2): 261-304
  - 15 白新文,陈毅文. 测量等价性的概念及其判定条件. *心理科学进展*, 2004, 12(2): 231-239
  - 16 Schmitt N, Kuljanin G. Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 2008, 18(4): 210-222
  - 17 王济川,王小倩,姜宝法. *结构方程模型: 方法与应用*. 北京: 高等教育出版社, 2011
  - 18 Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 2002, 9(2): 233-255
  - 19 Vandenberg RJ, Lance CE. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 2000, 3(1): 4
  - 20 Andy HN, Yong L, Jian-zhi C, et al. Culture and state boredom: A comparison between European Canadians and Chinese. *Personality and Individual Differences*, 2015, 75: 13-18
- (收稿日期:2015-12-01)
- 
- 15 Kim A-Y. Exploring ways to provide diagnostic feedback with an ESL placement test: Cognitive diagnostic assessment of L2 reading ability. *Language Testing*, 2015, 32(2): 227-258
  - 16 DiBello LV, Roussos LA, Stout W. A Review of Cognitively Diagnostic Assessment and a Summary of Psychometric Models. In Rao CR and Sinharay S, *Handbook of statistics*, Vol. 26: Psychometrics. Amsterdam: Elsevier Science, 2007. 979-1030
  - 17 de la Torre J, Douglas J. Model Evaluation and Multiple Strategies in Cognitive Diagnosis: An Analysis of Fraction Subtraction Data. *Psychometrika*, 2008, 73(4): 595-624
  - 18 Gonthier C, Thomassin N. Strategy use fully mediates the relationship between working memory capacity and performance on Raven's matrices. *Journal of Experimental Psychology: General*, 2015, 144(5): 916-924
- (收稿日期:2016-01-08)