

# 儿童心理一致感量表中文版的心理测量学特征分析\*

刘俊升<sup>1</sup> 周颖<sup>2</sup> 桑标<sup>3</sup>

(1. 上海师范大学应用心理系, 上海 200234 2. 中国浦东干部学院, 上海 201204  
3. 华东师范大学心理与认知科学学院, 上海 200062)

**摘要:**以 1306 名小学生为研究对象, 对儿童心理一致感量表 (CSOC) 中文版的心理测量学特征进行分析, 并考察小学阶段儿童心理一致感发展的特点。研究结果表明, CSOC 中文版量表具有较好的项目鉴别力、内部一致性和稳定性; 探索性因素分析和验证性因素分析的结果表明 CSOC 中文版量表由一致感和不一致感两个因素构成, 心理一致感总分与孤独感呈显著负相关; 方差分析结果表明, 小学儿童心理一致感发展存在显著的性别和年级差异。儿童心理一致感量表中文版具有较好的信效度, 可以作为测量中国儿童心理一致感水平的有效工具。

**关键词:**心理一致感; 信度; 效度; 验证性因素分析

## 1 引言

过去的二十多年中, 在压力、应对、健康研究领域, 研究焦点正悄然发生转移 (Curt & Davil, 2004)。这个领域的早期研究主要采取病源学的理论模型, 研究焦点集中于压力生活事件给个体健康带来的种种负面影响。近年来, 相关领域的理论家和研究者开始对这种消极心理学模式提出质疑和挑战, 越来越多的研究者开始转而采取一种积极心理学的研究模式, 探究面对压力时, 各种有助于个体保持生理和心理健康的因素 (周跃萍, 马剑虹, 李韬, 2004)。其中 Antonovsky 教授提出的促进健康模型 (salutogenic model) 备受关注。该理论将健康定义为一种从舒适 (EASE) 到不舒适 (DIS-EASE) 之间的连续体, 个体在这一连续体中的位置受制于其心理一致感 (Sense of Coherence, SOC) 程度 (Antonovsky, 1987)。

心理一致感是指一种总体上个体对生活的认知倾向性, 这种认知倾向能综合体现个人对内外环境中的应激、自己应对压力所具有的资源以及对生活意义的感知 (Antonovsky, 1987)。个体的心理一致感是由三个因素构成: (1) 可理解感 (comprehensibility 认知成分), 指个体在多大程度上认为来自外部的应激源和生活的挑战是结构性的、可观测的、可解释的; (2) 控制感 (manageability 工具性成分), 指

个体对应付挑战所需资源的可获得性的感知; (3) 意义感 (meaningfulness 动机成分), 指个体在多大程度上认为生活是有意义的, 来自外部的应激和挑战是值得自己付出时间与精力的 (刘俊升等, 2006)。Antonovsky 指出, 心理一致感的三个因素是动态相关的, 可理解感、可控制感和意义感方面得分都高的个体认为其所处的外部环境是高度一致的, 而在这三个方面得分都低的个体认为其所处的外部环境是高度不一致的。

Antonovsky 基于对大屠杀中幸存者的观察发现, 心理一致感水平较高的存活者相较于心理一致感水平较低的存活者更为健康。除此之外他还发现, 心理一致感能减少个体将社会情境知觉为压力的可能性, 并且通过降低那些再三出现的对个体不利的神经心理反应和消极情绪的可能性, 心理一致感能减少长期持续的压力给健康带来的影响 (Antonovsky, 1987)。

Antonovsky 开发了生命定向问卷 (Orientation to Life Questionnaire) 以度量个体的心理一致感。量表的制作过程以 Gutmann 的层面理论为基础, Antonovsky 将受访者划分为心理一致感强的人和心理一致感弱的人, 并建立文档记录下他们使用的字、词。最后, Antonovsky 根据其理论来选择问卷项目, 让每个项目归属于心理一致感的三因素之一。此

\* 基金项目: 上海市教育委员会科研创新项目 (CW 0810); 上海市教育发展基金会“晨光计划”项目 (CW 0823); 教育部“优秀青年教师资助计划”及上海市重点学科建设项目 (S30401)。

通讯作者: 刘俊升, E-mail: jason.li@yeah.net

外,他还让这些项目包括了另外四个刺激层面,分别是:刺激的情态(工具性、认知性、情感性),刺激的来源(内部、外部、内外部),需求的性质(抽象的、扩散的、具体的),时间背景(过去、现在、将来)。该问卷随后形成两种版本的心理一致感量表(Sense of Coherence Scale),长版有 29 个项目,短版有 13 个项目。研究表明,SOC 量表具有较好的信度、效度(Taru & Anne, 1998; Antonovsky, 1993),美国华裔移民(Tang & Dixon, 2002)、日本(Ali Naseem, Oaddeli Michikazu Sekine, Shimako Hamanishi et al, 2003)、泰国(Patcharin Rachanee & Samchit, 2000)等的一些研究也支持上述结论,说明心理一致感理论具有跨文化效度。近年,国内学者也尝试将 SOC 量表进行修订,在很大程度上推动了该量表在中国成年人研究中的应用(包蕾萍,刘俊升,2005;周厚余,郑全全,2006)。

随着成人心理一致感量表的信度、效度受到大量研究的普遍认可,研究者开始将关注的焦点向低龄人群转移。Margalit和Efrati于1995年发展出儿童心理一致感量表(CSOC)(Margalit & Efrati, 1996)。该量表是参考Antonovsky的生活定向问卷开发的,问卷项目的构思来源于SOC-29量表及其三因素结构。该量表包括16个记分项目,5个项目测量可理解感(如:我觉得自己在班级里不知道该做什么),7个项目测量控制感(如:如果我要某样东西,我相信我一定能够得到它),4个项目测量意义感(如:我对很多事情都感兴趣)。量表还包括3道注意力分散题,内容与心理一致感无关且不计分,是为了使儿童的回答更坦诚和放松,避免他们意识到量表的真正测量目的而掩饰了自己的真实回答。

Antonovsky认为,心理一致感强的人比心理一致感弱的人更易保持健康,心理一致感对健康的促进作用主要通过三个渠道:首先,强心理一致感减少了个体对外部要求产生应激反应的可能性,它通过减少与感知应激有关的情绪,降低对有害健康的慢性应激的敏感性;其次,心理一致感可能直接产生有利于健康的生理结果,当在感知范围内将外部刺激感知为可理解、可控和有意义的,会促进大脑对身体其他保持体内平衡的系统发出信号;最后,心理一致感可以通过选择有利健康的行为发挥作用。为了在有益健康的研究领域中探索心理一致感对人的积极作用和它的影响因素,心理一致感量表是不可或缺的研究工具。针对成人的研究证明了心理一致感和健康、幸福感的许多方面有关,它的积极作用

在个体步入老龄时仍然显著(Read, Aunola, Feht et al, 2005)。在儿童心理一致感量表的使用方面,国外学者已经将CSOC应用于学习障碍儿童的研究,证明心理一致感孤独感和母亲的人格特征三者存在显著相关(Michal & Mario, 2004; Margalit, 1998; Michal, 2007)。然而在国内,对于儿童量表尚未有修订,这在一定程度上限制了有关研究领域的拓展。本研究试图将儿童心理一致感量表进行翻译,在大样本测试的基础上对它进行信、效度的检验,考察其在中国儿童上的适用情况,并在此基础上,初步考察小学儿童心理一致感发展的特点。

## 2 研究方法

### 2.1 儿童心理一致感量表简介

儿童心理一致感量表(CSOC)由Margalit和Efrati于1995年开发,主要用于考察儿童心理一致感的发展,原版为英文。量表由19个项目组成,其中项目3 & 15为注意分散题,与心理一致感无关。在16个积分项目中,可理解感包含5个项目,可控制感包含7个项目,意义感包含4个项目。项目采用4点计分,分为“从不”、“有时”、“经常”、“总是”四个等级,分别计1~4分。其中项目4, 6, 7, 10, 14, 17, 18为反向记分题。每个维度的记分方法是该维度下所有项目的粗分相加。量表总分为16项记分题的粗分相加,得分范围从16分到64分,分数越高代表心理一致感越强,反之心理一致感越弱。

中文量表的翻译首先由研究者和两名英语专业硕士研究生分别翻译原量表的所有项目。接下来,对比、分析以上几份译稿,反复斟酌修改每个语句,形成量表的初稿。然后请两名发展心理学教授对初稿提出修改意见。再请汉语专业人员对初稿进行修订,使之语言表述准确、符合中文的习惯,并具流畅性。根据以上专家的意见形成量表的二稿。为防止译文有不忠实原文之处,请大学的英文教师对问卷翻译稿进行了回译,回译稿与原文无内容理解和内涵方面的实质性出入。

### 2.2 被试

本研究以小学生为测试对象。试测阶段采用随机整群取样方法选取上海市某小学1~5年级学生175名,最终获得有效问卷170份,其中男83份,女87份。正式测验阶段采用随机整群取样方法选取上海市六所普通小学1~5年级的学生共1350人,经剔除无效问卷后,获得有效问卷1306份。被试的分布情况如表1所示。

表 1 有效被试的分布情况

	一年级	二年级	三年级	四年级	五年级	总计
男	53	87	120	188	190	638
女	51	84	122	207	204	668
总计	104	171	242	395	394	1306

按统计学的要求, 进行探索性因素分析与验证性因素分析的数据应该是同一研究总体中近乎相等的两个数据样本。因此, 对该样本由 SPSS 统计软件随机分成两个样本, 样本一为 668 人, 其中男 314 人, 女 354 人, 用于探索性因素分析。在该样本中, 一年级被试 57 人, 二年级被试 91 人, 三年级被试 128 人, 四年级被试 195 人, 五年级被试 197 人。样本二 628 人, 其中男 316 人, 女 314 人, 用于验证性因素分析。在该样本中, 一年级被试 47 人, 二年级被试 85 人, 三年级被试 130 人, 四年级被试 189 人, 五年级被试 177 人。

## 2.3 研究程序

### 2.3.1 量表的试测

为了了解本量表在我国儿童中的适用情况, 我们在对量表进行正式测验之前, 对选取的试测样本进行了测验。根据试测结果和量表施测过程中儿童对量表内容表述的反馈情况, 对量表中含义不明确、不通顺以及不符合中文表述习惯的语句进行了修改, 从而保证了 CSOC 中文版量表文字表达明确、清晰且符合儿童的阅读习惯。

### 2.3.2 量表的正式施测

采用在试测基础上最终确定的 CSOC 中文版量表对所选的 1350 名被试进行施测。测试采取整班施测的方式进行。由于小学一、二年级学生的识字量和阅读能力有限, 很难独立完成问卷, 所以一、二年级由教师读题, 学生选择, 三至五年级学生自己完成。测试前由研究者对担任主试的教师进行培训, 讲解注意事项和答题方法。采用纸笔测验方式, 统一指导语。测验完成后当场收回。

为了检验量表的重测信度, 在各年级随机选取 14 人间隔三周后进行重测, 其中一人因漏答题目故予以剔除, 最终获得 69 名有效被试。此外, 为了检验量表的效标效度, 参照国外相关研究, 以儿童孤独感量表 (CLS) 为效标推断 CSOC 中文版的效标关联效度。研究随机选取一至五年级各一个班共 242 名被试同时完成儿童心理一致感量表和儿童孤独感量表, 测试同样采用整班施测的方式进行。

## 2.4 统计处理

采用 SPSS11.0 对项目的鉴别力、效标效度、内

部一致性信度以及重测信度进行分析, 并采用探索性因素分析考察量表的结构。采用 EQS6.1 for windows 对测验结果做验证性因素分析, 以分析量表的信效度。

## 3 结果

### 3.1 项目分析

由于每个项目是非二值计分的迫选题, 故求每个项目上的被试得分与总分的皮尔逊积差相关系数作为项目鉴别力的指标。结果如表 2 所示:

表 2 CSOC 中文版各项目与总分的相关 ( $n=1306$ )

项目	$r$	项目	$r$	项目	$r$
1	0.60**	9	0.59**	14	0.45**
2	0.53**	10	0.47**	16	0.40**
4	0.53**	11	0.50**	17	0.43**
5	0.47**	12	0.56**	18	0.52**
6	0.37**	13	0.53**	19	0.44**
7	0.48**				

\*\*  $p < 0.01$

从表 2 可以看出, 除第 6 题外, 其他项目的鉴别力指数均在 0.40 以上。而第 6 题的项目鉴别力指数接近 0.40, 表明 CSOC 中文版项目鉴别力良好。

### 3.2 效度分析

#### 3.2.1 结构效度

##### 3.2.1.1 探索性因素分析的结果

经 KMO 检验和 Bartlett's 球形检验, KMO 值为  $0.87 > 0.5$ , 表明变量间的共同因素足够多; Bartlett's 球形检验  $\chi^2 = 1856.41 (p < 0.01, df = 120)$ , 说明母群体的相关矩阵间有共同因素的存在, 适合进行因素分析。因此采用探索性因素分析中的主成分分析法和斜交旋转法对样本一的测验结果进行分析, 以特征根大小、陡坡图以及因素所能解释变量的大小 3 个指标为依据。结果发现, 特征根大于 1 因素有两个, 可解释总变异量为 37.29%。因素的载荷情况如表 3 所示。

从因素的构成来看, 因素 1 上的题项是所有正向计分的题目, 反映的是个体认为其所处的外部环境是高度一致的, 因而命名为“一致感”。而因素 2 是所有反向计分的题目, 反映的是个体认为其所处的外部环境是不一致的, 因而命名为“不一致感”。两个因素的相关为  $r = -0.40$ , 对 1306 名被试的 CSOC 正向计分题的平均分和反向计分题的平均分做相关样本平均数差异检验, 结果是正向计分题的平均分为 2.89, 反向计分题的平均分为 3.40,  $t = 32.18, p < 0.01$ , 被试在正向计分题上的得分显著

低于反向计分题得分。

表 3 儿童心理一致感量表因素载荷表

一致感		不一致感	
项目	负荷	项目	负荷
5	0.63	7	0.66
11	0.64	10	0.63
13	0.61	14	0.63
9	0.60	4	0.62
12	0.60	18	0.61
1	0.56	17	0.60
16	0.54	6	0.52
2	0.50		
19	0.46		

上述分析结果只是依据统计学的意义来进行,模型是否合理有效,还需要通过验证性因素分析加以检验。

### 3.2.1.2 验证性因素分析的结果

对样本二,采用 EQS6.1 for windows 进行验证性因素分析,检验的内容包含两个方面:一是模型检验,即检验所得的双因素模型是否得到另外样本数据的支持;二是进行模型比较,即对量表可能的结构

模型,以确定最优的拟合模型。采用 EQS6.1 分别建立 3 个模型,即单因素模型、双因素模型和三因素模型。其中,单因素模型是把所有 16 个项目都作为一个潜变量的指标;双因素模型设置一致感和不一致感两个潜变量;三因素模型则设置可理解感、可控制感和意义感三个潜变量。三个模型的拟合优度指标见表 4。

从模型的拟合度指标可以看出,只有两因素模型的卡方与自由度之比 ( $\chi^2/df$ ) 达到小于 5.0 的标准(侯杰泰,温忠麟,成子娟,2004),且只有两因素模型的近似误差均方根 (RMSEA) 值达到小于 0.08 的标准(侯杰泰,温忠麟,成子娟,2004),所有的拟合度指标均支持两因素模型更好地拟合数据。

考虑到小学一、二年级学生和一至五年级学生的施测方式存在差异,可能会影响量表的结构一致性,故在验证性因素分析时进行年级的多样本比较,以考察不同年级的学生在测量结构上是否一致。结果如表 5 所示。

表 4 三种模型的各项拟合优度指标 (n = 628)

模型设定	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	CFI	GFI	AGFI	NFI	NNFI	FI	RMSEA
单因素模型	626.82	104	6.03	0.72	0.86	0.82	0.70	0.68	0.73	0.09
双因素模型	264.95	103	2.57	0.92	0.96	0.95	0.90	0.91	0.92	0.05
三因素模型	616.21	101	6.10	0.73	0.86	0.80	0.71	0.67	0.73	0.09

表 5 模型拟合优度的多样本比较结果

样本	模型设定	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	CFI	GFI	AGFI	NFI	NNFI	FI	RMSEA
一、二年级	单因素	442.81	104	4.26	0.54	0.79	0.72	0.49	0.47	0.55	0.09
	双因素	233.52	103	2.27	0.92	0.93	0.92	0.90	0.91	0.91	0.05
	三因素	434.70	101	4.30	0.55	0.79	0.72	0.50	0.46	0.56	0.09
三至五年级	单因素	849.62	104	8.17	0.75	0.87	0.83	0.73	0.71	0.75	0.05
	双因素	343.84	103	3.34	0.92	0.96	0.95	0.90	0.91	0.92	0.03
	三因素	839.76	101	8.31	0.75	0.87	0.82	0.73	0.71	0.75	0.05

多样本比较的结果表明,只有双因素模型在两个样本中的 GFI、AGFI、CFI 均大于 0.90, RMSEA 均小于 0.05,模型的拟合度良好。说明量表在两个样本中的结构是一致的。

### 3.2.2 效标效度

对 242 名被试 CSOC 总分和 CLS 总分做积差相关的统计,算得  $r = -0.64 (p < 0.01)$ ,即被试的心理一致感量表得分和孤独量表得分有极其显著的负相关。

### 3.3 信度分析

#### 3.3.1 内部一致性信度

用 Cronbach  $\alpha$  系数来描述量表的内部一致性,儿童心理一致感中文版总量表的 Cronbach  $\alpha$  系数为 0.80。

#### 3.3.2 重测信度

对 69 名有效被试间隔三周的前、后测量表总分做皮尔逊积差相关的统计,算得  $r = 0.67 (p < 0.01)$ 。

#### 3.4 心理一致感的年级和性别差异检验

不同性别、年级被试心理一致感得分的描述性统计结果如表 6 所示。

表 6 心理一致感得分的描述性统计结果 ( $M \pm SD$ )

	一年级	二年级	三年级	四年级	五年级
男	45.60 ± 0.92	49.32 ± 0.73	51.26 ± 0.61	49.33 ± 0.47	48.44 ± 0.47
女	48.70 ± 0.93	50.49 ± 0.71	52.62 ± 0.59	50.01 ± 0.44	49.69 ± 0.45
合计	47.13 ± 5.55	49.91 ± 6.93	51.96 ± 5.94	49.69 ± 6.38	49.10 ± 6.50

采用 2(性别:男、女) × 5(年级:一至五年级)两因素方差分析考察心理一致感的年级和性别差异,结果表明:(1)心理一致感的性别主效应极其显著 ( $F_{(1,1223)} = 13.23, p < 0.001$ ),结合描述性统计的结果可以看出,女孩的心理一致感得分 ( $M = 50.30, SD = 0.29$ )显著高于男孩 ( $M = 48.79, SD = 0.30$ );(2)心理一致感的年级主效应显著 ( $F_{(4,1223)} = 11.69, p < 0.001$ ),最小差异性检验(LSD)结果表明,三年级儿童得分 ( $M = 51.94, SD = 0.43$ )极其显著地高于一年级 ( $M = 47.15, SD = 0.66$ )、二年级 ( $M = 49.90, SD = 0.51$ )、四年级 ( $M = 49.67, SD = 0.32$ )和五年级儿童 ( $M = 49.07, SD = 0.33$ )得分 ( $p < 0.01$ );二年级、四年级和五年级儿童心理一致感得分均极其显著地高于一年级儿童的得分 ( $p < 0.01$ );二年级、四年级和五年级之间不存在显著差异 ( $p > 0.05$ );(3)性别与年级的交互作用不显著 ( $F_{(4,1223)} = 0.70, p > 0.01$ )。

## 4 分析与讨论

### 4.1 关于儿童心理一致感量表中文版的心理测量学指标分析

本研究在大样本测试的基础上,对儿童心理一致感量表中文版的心理测量学指标进行了考察。研究表明,CSOC中文版的项目鉴别力量好,符合心理测量学的基本要求。其内在一致性系数为 0.80,同质信度相当好。

重测信度方面,间隔三周的重测相关为 0.67。一般来说,重测信度要在 0.90 以上才算合格,但由于它受时间间隔长短、间隔期间被试的活动等因素的影响,具体评价某一测验重测信度高时,还应结合特定条件来分析(顾海根, 2005)。在本研究中导致重测信度不高的原因可能有两点:(1)根据 Antonovsky 的假设,心理一致感高的个体对环境有更强的可预期感和可理解感,这种感觉作用于学业上面临的要求,可减轻和学业有关的应激反应。一项针对 11~15 岁青少年的研究表明心理一致感和学业应激之间存在中等程度的负相关,而且年龄越大这种相关越弱。研究者将其解释为年龄越大学业负担越多,也就逐渐对学业上的应激源不那么敏感

了(Torsheim, Aarøe & Wold 2001)。本次研究的对象是小学生,年龄在 8~12 岁,对学业应激源还处于敏感的时期。因此,对他们的心理一致感和学业应激,我们可将其理解为一对联动的心理指标。这次研究的前、后测试分别在小学开学的第一周和第四周,开学第一周还不能马上适应学校环境,对学业任务的“可理解感和可预测感”就较弱,对学业压力更敏感;到了第四周,他们熟悉了任务布置的规律,对老师和学校的要求更为理解,对校园生活和学习任务也已经适应。这种心理状态的变化可能会影响前、后测的一致性;(2)按照 Antonovsky 的理论,儿童时期和青少年时期是心理一致感发展最快的阶段,这个时期一致的生活经历(增强可理解感),平衡的负荷(增强控制感)和参与决策(增强意义感)是今后良好的心理一致感的基础。最近甚至有研究证明即使在成年后,心理一致感的强度仍然可能改变(Felht, Leskinen, Kinnunen et al, 2000; Felht, Leskinen, Kinnunen et al, 2003)。说明,小学生的很多人格特质尚在发展,这个阶段儿童的心理一致感水平本身是不稳定的。

效标效度方面,本研究选用儿童孤独量表作为效标,心理一致感与孤独感的相关为 -0.64,这与已有的研究结果非常接近。Michal A-I Yagon 等人在对学龄期的学习障碍儿童研究中发现二者的相关为 -0.60(Michal & Marin, 2004)。须指出的是,在本研究中两个量表的平均数和标准差分别为 CSOC-52.02, 6.04; CLS-25.69, 10.28,而在国外一项研究中,对照组(即正常儿童)在这两个量表上的得分分别是 CSOC-52.22, 5.68; CLS-25.46, 9.20(Michal, 2007)。这两个研究中分别使用的是中、英文版的儿童心理一致感量表和儿童孤独量表,施测对象都是普通儿童,两个量表的平均分几乎一样,标准差也相差不多。从这个角度来说,中文版的儿童心理一致感量表与儿童孤独量表之间的关联性和英文版两者之间的关联性相当接近,由此可推论中文版的心理一致感量表在效度上是接近英文版的。

结构效度方面,从以前对成人量表的研究来看,用探索性因素分析法分析生命定向问卷时,大多研究都证明心理一致感问卷是单因素的。例如

Antonovsky在 1993年做的三个未出版的研究显示该量表是一个单一维度的测量心理一致感的工具。这个单因素的结果也出现在三个发表了的研究中,它们分别是: Callanhan和 Pincus(1995)对 828名类风湿性关节炎患者的研究, Frenz Carey和 Jorgensen(1993)对 374名病人和健康人的研究,以及 Flannery(1990)对大学生的研究。这三个研究用的因素分析法和本研究相同,均为主成分分析法和方差极大斜交旋转。另外,1992年的一项对 1333名风湿病患者的研究中,虽然检验到了 3个因素,但是因素间有比较多的重合,一些项目在不只一个因素上的负荷达到 0.4以上 (Pallant & Lae, 2002),因此研究者仍然认为心理一致感量表应该作为一个单维度的测量工具使用。Antonovsky也曾强调, SOC量表的三个因素是互相关联的,他编制该量表是用来测量整体心理一致感的,所以不能单独测量一个因素。在本研究中,探索性因素分析的结果并没有发现可理解感、意义感和控制感三个维度。特征根大于 1 的因素只有 2个,强行提取 3个因素并经方差极大斜交旋转得到的三个维度并没有实际意义。两个因素中,因素 1代表正向计分,因素 2代表反向计分,分别命名为一致感和不一致感。通过检验正、反向计分题的平均分差异,证明被试在对正性和负性句子的反应上存在非常显著的反应倾向。这可能是因为该年龄阶段的儿童在评价自己和某种消极状态的相似性时,更倾向于否认自己和这个状态的符合程度。从上述分析来看,儿童心理一致感量表仅可用于测量整体心理一致感,并不适合分别测量可理解感、控制感、意义感三个维度。验证性因素分析的结果同样支持上述推断。

#### 4.2 小学儿童心理一致感发展的性别及年级差异

性别差异方面,女孩的在 CSOC量表上的得分显著高于男孩,之所以出现这一现象,我们认为与小学阶段女孩智力和社会性发展较之男孩早有着密切的联系。从智力发展来看,儿童在学龄期智力的发展出现了明显的性别差异,大多数研究均表明,在学龄初期至青春期这一阶段,女孩的智力优于男孩。这在一定程度上导致处于这一阶段的女孩更善于获得他人的帮助,其自信心、被认可程度和学业成就方面较之男孩有一定的优势。相较而言,她们能够更好的适应生活中压力,在可控制感、可理解感和意义感方面比男孩高,从而表现出更高的心理一致感水平。

年级差异方面, CSOC分数先是随年级增长而

逐渐提高,至三年级达到最大值,其后则随年级的增长而逐渐降低。之所以会产生这一现象,我们认为与不同年级儿童所面临的压力有关。已有的研究表明,心理一致感具有压力依赖性的特点。在小学阶段,一年级学生对小学阶段的生活制度和学习要求比较陌生,新的环境给他们带来了较大的压力,而随着年级的增长,儿童开始逐渐适应小学阶段的学习与生活,压力水平逐渐降低。然而到了小学四五年级,升学与考试的压力开始凸显,心理一致感作为一种弹性心理品质虽然仍旧可以发挥压力缓解的作用,但随着压力的增大,其本身的也受到了较大的影响。从而表现出心理一致感水平的逐渐降低。

## 5 结论

本研究对儿童心理一致感量表中文版的心理测量学特征进行了分析,并考察了小学儿童心理一致感的发展特点,研究得出以下结论:

(1)儿童心理一致感量表的结构由正向题和反向题两个因素构成,其项目鉴别力、效标关联效度、内部一致性系数和重测信度等心理测量学指标良好,可以用来测量中国儿童的心理一致感水平。

(2)小学儿童心理一致感发展存在显著的性别和年级差异。女孩的心理一致感水平显著高于男孩;从发展趋势来看,一至三年级心理一致感水平逐年递增,从三年级开始,心理一致感水平逐渐下降。

#### 参考文献:

- Ali Nasem oaddeli Michikazu Sekine, Shinako Hamanishi et al (2003). A associations of sense of coherence with sickness absence and reported symptoms of illness in japan civil servants. *Journal of Occupational Health*, 45, 231- 233
- Antonovsky A (1987). *Unraveling the mystery of health: How people manage stress and stay well*. San Francisco: Jossey-Bass
- Antonovsky A (1993). The structure and properties of the sense of coherence scale. *Social Science and Medicine*, 36 (6), 725- 733
- Callahan L. F., Pincus T. (1995). The sense of coherence scale in patients with rheumatoid arthritis. *Arthritis Care Research*, 8, 28- 35
- 31.
- Curt H., David A. (2004). Is the sense of coherence-instrument applicable on adolescents? A latent trait analysis using Rasch-modelling. *Personality and Individual Differences*, 36, 955- 968
- Felkt T., Leskinen, E., Kinnunen, U., et al (2000). Longitudinal factor analysis models in the assessment of the stability of sense of coherence. *Personality and Individual Differences*, 28, 239- 257
- Felkt T., Leskinen E., Kinnunen U., et al (2003). The stability of sense of coherence - comparing two age groups in a 5-year follow-up study. *Personality and Individual Differences*, 35, 1151- 1165

- Frenz A. W., Carey M. P., & Jorgensen R. S. (1993). Measuring Antonovsky's sense of coherence construct: A psychometric study. Paper presented at the Convention of Eastern Psychological Association, Philadelphia, PA.
- Larsson, G., Kallenberg K. O. (1996). Sense of coherence, socioeconomic conditions and health: Interrelationships in a nationwide Swedish sample. *European Journal of Public Health*, 6, 175-180.
- Liu, J.S., Zhou Y., Bao L.P., & Sang B. (2006). The relationship between sense of coherence and coping style among adolescents. *Psychological Science*, 29(5), 1107-1110.
- Margalit M. (1998). Sense of coherence and loneliness experience among preschool children with learning disabilities. *Journal of Learning Disabilities*, 31(2), 173-180.
- Margalit M., & Efrati M. (1996). Loneliness, coherence and companionship among children with learning disorders. *Educational Psychology*, 16(1), 69-79.
- Michal A. Y., Maria M. (2004). Socioemotional and academic adjustment among children with learning disorders: the mediational role of attachment-based factors. *The Journal of Special Education*, 38(2), 111-123.
- Michal A. Y. (2007). Socioemotional and academic adjustment among school-age children with learning disabilities: The Moderating Role of Maternal Personal Resources. *The Journal of Special Education*, 40(4), 205-217.
- Pallant J. F., & Lae L. (2002). Sense of coherence, well-being, coping and personality factors: Further evaluation of the sense of coherence scale. *Personality and Individual Differences*, 33(1), 39-48.
- Patcharin N., Rachanee N., & Sanchit H. (2000). An analysis of the structure and properties of Antonovsky's sense of coherence questionnaire Thai versions. *Thai J Nurs Res*, 4(3), 314-30.
- Read, S., Aunola K., Felti T., et al. (2005). Generalized resistance resources, sense of coherence, and health among Finnish people aged 65-69. *European Psychologist*, 10(3), 244-253.
- Tang S. T., & Dixon J. (2002). Instrument translation and evaluation of equivalence and psychometric properties: the Chinese Sense of Coherence Scale. *Journal of Nurse-Measure*, 10(1): 59-76.
- Tan, F., & Anne R. (1998). The structure of Antonovsky's Orientation to Life Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 25, 505-516.
- Torsheim, T., Aarø L., & Wold B. (2001). Sense of coherence and school-related stress as predictors of subjective health complaints in early adolescence. *Social Science & Medicine*, 53, 603-614.
- 包蕾萍, 刘俊升. (2005). 心理一致感量表 (SOC-13) 中文版的修订. *中国临床心理学杂志*, 13(4), 399-401.
- 顾海根. (2005). 学校心理测量学. 广西: 广西教育出版社, 60-64.
- 侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. (2004). 结构方程模型及其应用. 北京: 教育科学出版社, 125-136.
- 刘俊升, 周颖, 包蕾萍, 桑标. (2006). 青少年心理一致感水平及其与应付方式的关系. *心理科学*, 29(5), 1107-1110.
- 周厚余, 郑全全. (2006). 中国文化背景下心理一致感的潜结构研究. *心理发展与教育*, 2, 104-107.
- 周跃萍, 马剑虹, 李韬. (2004). 心理一致感及其影响因素研究. *心理科学*, 27(4), 1134-1135.

## Psychometric Analysis of Children Sense of Coherence Scale in Chinese Cultural Context

LIU Junsheng<sup>1</sup> ZHOU Ying<sup>2</sup> SANG Biao<sup>3</sup>

(1 Department of Applied Psychology, Shanghai Normal University, Shanghai 200234)

2 China Executive Leadership Academy, Pudong, Shanghai 201204

3 School of Psychology and Cognitive Science, East China Normal University, Shanghai 200062)

**Abstract** A total of 1306 subjects from six elementary schools were tested with Children Sense of Coherence Scale (CSOC) to evaluate its appropriateness for use in Chinese cultural background and explore the development status of SOC on the pupils. Psychometric analysis indicated that the Chinese version of CSOC had satisfactory item discrimination and test-retest reliability. Results of Exploratory Factor Analysis and Confirmatory Factor Analysis indicated that the scale consisted of two factors. Criterion-related validity was also examined by using the measure of loneliness as the criterion. The results of MANOVA showed significant grade and gender difference on SOC. Overall, the results suggested the Chinese version of CSOC provides a reliable and valid measure of children's Sense of Coherence in Chinese cultural context.

**Key words** sense of coherence, reliability, validity, confirmatory factor analysis