

# 多维状态无聊量表在中国学生中的试用报告

宋皓杰, 李艺敏, 李永鑫

(河南大学心理与行为研究所, 开封 475001)

**【摘要】** 目的:考察多维状态无聊量表在我国学生样本中的试用情况及其因素结构与信效度。方法:采用方便取样法,选取被试 836 名,施测多维状态无聊量表、抑郁量表、孤独量表。结果:探索性因素分析表明,中文版多维状态无聊量表包括高唤醒、低唤醒、时间感知、脱离感、注意涣散、感觉寻求六个因素,累计解释方差变异量为 57.66%;验证性因素分析结果表明,RMSEA=0.05,IFI=0.91,TLI=0.92,CFI=0.91;量表的内部一致性系数与重测信度为 0.91 和 0.86,各分量表的内部一致性系数在 0.65 到 0.80 之间,重测信度在 0.62 到 0.71 之间,组合信度在 0.75 到 0.86 之间;无聊与抑郁、孤独的相关系数分别为 0.46、0.50。结论:中文版多维状态无聊量表具有良好的信效度,可以在中国文化背景下应用。

**【关键词】** 多维状态无聊; 信度; 效度; 学生

中图分类号: R395.1

文献标识码: A

文章编号: 1005-3611(2013)05-0774-05

## The Application of Multidimensional State Boredom Scale in Chinese Students

SONG Hao-jie, LI Yi-min, LI Yong-xin

Institute of Psychology and Behavior, Henan University, Kaifeng 475001, China

**【Abstract】 Objective:** To explore the reliability and validity of Multidimensional State Boredom Scale (MSBS) in Chinese students. **Methods:** A sample of 836 students was tested with measuring scales including Multidimensional State Boredom Scale (MSBS), Self-Rating Depression Scale (SDS), and State Loneliness Scale (SLS). **Results:** Exploratory factor analysis extracted six factors including high arousal, low arousal, time perception, disengagement, inattention, sensation seeking and the cumulative variance accounts was 57.66%. The confirmatory factor analysis indicated that six-factor model had better fitting indices (RMSEA=0.05, IFI=0.91, TLI=0.92, CFI=0.91). The internal consistencies of the MSBS and its subscales were 0.65 to 0.91. The test-retest reliabilities were 0.62 to 0.86. The composite reliabilities of subscales were 0.75 to 0.86. The correlation coefficients among depression, loneliness with boredom were 0.46, 0.50. **Conclusion:** Chinese Version of MSBS has satisfactory validity and reliability and can be used under the background of Chinese culture.

**【Key words】** Multidimensional state boredom; Reliability; Validity; Students sample

“无聊”一词自二十世纪初期就进入各个心理学派的研究视野<sup>[1]</sup>。众多学者从生理、行为、认知、动机等角度对无聊进行了定义与描述,指出无聊对人们的生活、工作以及身心健康均会产生严重影响,不仅与生活满意度、工作满意感呈现显著负相关,而且易导致个体产生嗜酒、吸毒等刺激寻求行为,易患哮喘、支气管炎等疾病<sup>[2-6]</sup>。目前将无聊作为一种负性情绪的观点得到了较多学者的认同,研究者认为无聊情绪伴随无意义、无趣感以及注意涣散、注意失败等认知特点,是一种对当前情境具有动机缺失倾向的负性复合情绪体验<sup>[1,7]</sup>。已有研究指出焦虑、冷漠是无聊的主要内容<sup>[8]</sup>,黄时华等认为无聊是包含冷漠、孤独、抑郁、无助等不愉快的复合情绪状态<sup>[9]</sup>。

国内外有关无聊情绪的测量主要包括反映特质层面的无聊情绪倾向的测量以及反映状态层面的无

聊情绪心境或者短暂情绪状态的测量<sup>[2]</sup>。对于前者,国内外应用较为广泛的是无聊倾向量表(BPS),黄时华等人对其在我国文化背景下进行了修订<sup>[10]</sup>。对于后者,国外研究者在早期较多开发针对某个具体情境的状态无聊量表,如工作无聊、休闲无聊、性无聊、学业无聊量表<sup>[9]</sup>。近年来,Fahlman 等提出具有跨情境一致性的多维状态无聊量表(Multidimensional State Boredom Scale),信效度良好,结构清晰<sup>[11]</sup>。本研究将该量表试用于中国学生群体,为该量表在中国的更广泛应用积累经验。

## 1 对象与方法

### 1.1 对象

采用方便取样法从河南省选取高中、大专、本科院校各一所,共发放问卷 960 份,回收问卷 928 份。根据以下标准对问卷进行筛选:①问卷项目漏答三个及以上;②答案呈现明显规律性(如选择同样的分数、分数有规律的波动)。结果保留有效问卷 836 份,其中男性 377 人(45.1%),女性 459 人(54.9%),年龄

**【基金项目】** 河南省高校科技创新人才(人文社科类)资助项目(教社科[2013]404 号)

通讯作者:李永鑫

范围为 16 至 28 岁,平均年龄 20.12 岁( $SD=3.28$ )。高中 402 人(48.1%),大专 213 人(25.5%),本科及研究生 221 人(26.4%)。文科 488 人(58.4%),理科 348 人(41.6%)。重测样本 142 人,其中男性 65 人(45.8%),女性 77 人(54.2%),平均年龄 20.42 岁( $SD=3.48$ )。高中 61 人(43%),大专 42 人(29.6%),本科及研究生 39 人(27.4%)。文科 76 人(53.5%),理科 66 人(46.5%)。

## 1.2 工具

1.2.1 多维状态无聊量表 (Multidimensional State Boredom Scale, MSBS) 由 Fahlman 等人于 2013 年提出,采用李克特 7 点计分方式,其结构为二阶五因素模型,脱离感、高唤醒、低唤醒、注意缺失、时间感知五个因素为一阶因素,无聊为二阶因素<sup>[11]</sup>。量表总分由五个分量表得分直接加总得出,得分越高,代表个体的无聊程度越强<sup>[11]</sup>。量表由研究人员翻译成中文,然后由有英文专业背景的心理研究人员将量表回译成英文并与原量表进行比对,确保项目内容在不违背英文原意的基础上符合中文表达习惯。最后对河南大学不同专业和年龄的本科生进行访谈,确认他们对项目的理解不存在歧义。

1.2.2 抑郁自评量表(Self-Rating Depression Scale,

SDS) 由 Zung 于 1965 年编制,共包含 20 个项目,采用李克特 4 点计分,其中文版本具有良好的信效度<sup>[12]</sup>。

1.2.3 孤独量表(State Loneliness Scale, SLS) 由 Shaver 等人于 1985 年编制,采用状态—特质孤独量表(State Versus Trait Loneliness Scale)平行版本中的状态孤独量表(SLS),信效度良好,共包含 12 个项目,采用李克特 5 点计分<sup>[12]</sup>。

## 1.3 统计方法

本研究采用 Spss16.0 和 Amos17.0 软件进行数据管理与统计分析。

## 2 结 果

### 2.1 项目分析

29 个项目的平均值在 2.85~5.28 之间。除项目 20 外,所有题目与总分的相关均在 0.30~0.65 之间( $P<0.01$ ),按量表总分上下各 27%的标准将被试分为高分组与低分组,考察两组被试在每个项目上的得分差异,结果显示高分组的得分均显著高于低分组( $P<0.01$ ),见表 1。

表 1 题总相关系数  $r$  和独立样本  $t$  检验结果表

项目	$r$	$t$	项目	$r$	$t$	项目	$r$	$t$
1	0.44***	12.00***	11	0.60***	19.40***	21	0.58***	16.34***
2	0.54***	17.25***	12	0.56***	16.42***	22	0.54***	16.17***
3	0.42***	12.39***	13	0.61***	20.37***	23	0.60***	20.70***
4	0.58***	18.92***	14	0.61***	21.04***	24	0.43***	11.38***
5	0.60***	19.24***	15	0.63***	21.58***	25	0.60***	19.80***
6	0.49***	14.38***	16	0.58***	19.59***	26	0.50***	15.27***
7	0.65***	21.84***	17	0.47***	14.68***	27	0.60***	19.14***
8	0.62***	20.23***	18	0.50***	16.00***	28	0.51***	15.56***
9	0.61***	21.17***	19	0.30***	6.11***	29	0.51***	14.35***
10	0.61***	20.53***	20	0.16***	3.52***			

### 2.2 信效度分析

2.2.1 结构效度 采用随机分半的方式将样本数据划分为两半,随机选取其中一半进行探索性因素分析,Bartlett 球形检验和 KMO 检验结果显示 KMO 值为 0.905,Bartlett 球形检验统计量为 4552.996, $P<0.001$ 。采用主成分分析和 Promax 斜交旋转法对 29 个项目进行因素分析,发现项目 10“我很无聊”在与唤醒、脱离感、时间感知、注意缺失相关的多个维度上具有类似载荷,考虑到无聊作为一种多维负性情绪状态,可以从唤醒、认知、动机等多个情绪层面进行阐释,难以将其单独划分至某一维度,因此将项目 10 删去。此外,项目 20“我的注意范围比平时狭窄了”单独析出为一维度。考虑到原量表假设个体在

无聊状态下注意范围会缩小,但是已有实证研究指出当个体处于消极的低动机情绪状态下注意范围会扩大<sup>[13]</sup>。因此,无聊作为一种对当前情境具有动机缺失,渴望寻求其他感觉刺激的情绪,其注意范围应当得到进一步的证明和探究。另外该项目的题总相关分数也较低,因此,该项目的内容代表性较弱,所以删去,同时考虑到注意缺失维度中的其余项目主要描述注意力难以集中,将该维度定义为注意涣散。重新对余下 27 个项目进行探索性因素分析,主成分分析与 Promax 斜交旋转分析发现特征根大于 1 的因子有 5 个,碎石图表明抽取 5 个或 6 个因子合适,因此多维状态无聊可以划分为五因素或者六因素结构。在五因素模型中,时间认知与注意涣散维度与原

量表项目一致,但是高唤醒与低唤醒结合为一个维度,将此定义为情绪唤醒失调,同时脱离感维度被区分为两个维度,分别代表对当前情境的无意义、无趣感知与对外部刺激的感觉寻求倾向;而六因素模型仅在原量表假设基础上,将脱离感维度区分为同上的两个维度。五因素结构与六因素结构分别能够解释的累计方差变异量为 54.18%,57.66%,具体因素分析结果见表 2、表 3。采用 AMOS17.0 软件对另一半数据进行验证性因素分析,分别对原量表假设二阶五因素模型以及探索性因素分析中的五因素一阶模型、五因素二阶模型、六因素一阶模型、六因素二阶模型进行验证,结果见表 4。结果显示原模型假设拟合度相对较低,一阶六因素模型拟合较好,但是通过采用皮尔逊相关法对各个因素与无聊整体进行相关分析可知各因素之间呈现中等显著相关,各因素与无聊整体之间呈现中高度显著相关。因此选择二阶六因素模型更为合适。

表 2 多维状态无聊的五因子项目及各项目负荷矩阵

情绪唤醒失调		脱离感		时间感知		注意涣散		感觉寻求	
项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷
4	0.67	21	0.67	2	0.57	1	0.82	3	0.88
5	0.65	25	0.53	7	0.65	6	0.77	16	0.81
8	0.50	27	0.87	9	0.61	11	0.81	23	0.57
12	0.66	29	0.73	13	0.63	18	0.70	24	0.68
14	0.58			22	0.67	26	0.51		
15	0.61			28	0.89				

表 3 多维状态无聊的六因子项目及各项目负荷矩阵

高唤醒		低唤醒		脱离感		时间感知		注意涣散		感觉寻求	
项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷	项目	负荷
5	0.52	4	0.79	2	0.58	1	0.82	3	0.87	17	0.64
12	0.68	8	0.73	7	0.64	6	0.77	16	0.80	19	0.69
14	0.45	15	0.40	9	0.64	11	0.80	23	0.56	24	0.72
21	0.82	25	0.71	13	0.64	18	0.71				
27	0.67	29	0.70	22	0.65	26	0.51				
				28	0.89						

表 4 多维状态无聊量表验证性因素分析各模型比较

	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	RMSEA	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI
原模型假设	893.66	372	2.40	0.06	0.80	0.78	0.87	0.86	0.87
一阶五因素	666.79	314	2.12	0.05	0.84	0.82	0.91	0.90	0.91
一阶六因素	602.01	309	1.95	0.05	0.86	0.84	0.93	0.91	0.92
二阶五因素	681.84	319	2.14	0.05	0.84	0.82	0.91	0.90	0.91
二阶六因素	635.03	318	2.00	0.05	0.85	0.83	0.92	0.91	0.92

2.2.4 效标效度 众多学者指出无聊与抑郁、孤独等负性情绪体验呈现显著相关<sup>[4,8,15]</sup>。以抑郁、孤独为效标变量,做多维状态无聊总量表及各分量表与效标的 Pearson 相关检验,结果显示总量表及各分量表与抑郁、孤独均呈现显著相关,见表 5。

2.2.2 收敛效度(convergent validity) 指测量相同潜在特质的题项会落在同一个因素构面上,且题项或测验间所测得的测量值之间具有高度的相关<sup>[14]</sup>。采用 Amos17.0 检验各潜在构念的单面向测量模型的适配度<sup>[14]</sup>,对于每个构念均进行误差项间相互独立与非独立的两种模型的比较检验,结果均显示前者的各项拟合指数或卡方自由度比值未达模型适配标准,而误差项间非独立模型适配良好,表明量表二阶六因素模型的收敛效度较好。

2.2.3 区别效度(discriminant validity) 是指构面所代表的潜在特质与其他构面所代表的潜在特质间有显著的差异存在<sup>[14]</sup>。采用 Amos17.0 利用单群组生成未限制模型与限制模型分别对六个因素构念之间的差异进行检验<sup>[14]</sup>,经过两两比较后发现每个单群组中模型的卡方差异量均达到显著水平( $P<0.05$ ),因此因素构面间有显著差异,表明量表二阶六因素模型的区别效度良好。

2.2.5 信度检验 多维状态无聊量表的内部一致性系数为 0.91,重测信度为 0.86,各分量表的内部一致性系数、重测信度、组合信度见表 6。

2.2.6 学生群体的性别、学历、专业的差异性检验 以性别、学历、专业为自变量,无聊程度为因变量进



行差异性检验,无聊在性别( $t=1.82, P=0.07>0.05$ )、专业( $t=1.39, P=0.17>0.05$ )上的差异均不显著,在学历上的差异显著,随个体的学历水平提升而降低(高中  $99.8\pm25.12$ , 大专  $93.54\pm25.44$ , 本科及研究生  $90.44\pm26.10, F=10.712, P<0.001$ )。

表 5 MSBS 总量表及各分量表  
与抑郁、孤独、无聊的相关分析

	无聊	高唤醒	低唤醒	脱离感	时间感知	注意涣散	感觉寻求
无聊	1	0.80***	0.80***	0.82***	0.67***	0.66***	0.52***
抑郁	0.46***	0.36***	0.37***	0.43***	0.31***	0.26***	0.19***
孤独	0.50***	0.41***	0.38***	0.49***	0.30***	0.27***	0.25***

表 6 MSBS 各分量表的信度

	高唤醒	低唤醒	脱离感	时间感知	注意涣散	感觉寻求
内部一致性	0.80	0.78	0.79	0.81	0.76	0.65
组合信度	0.83	0.83	0.86	0.83	0.75	0.75
重测信度	0.652	0.708	0.674	0.619	0.696	0.67

### 3 讨 论

本研究对多维状态无聊量表在中国文化背景下的信效度进行了分析。在结构效度方面,本研究所得到的二阶六因素模型与 Fahlman 等指出的结构模型主要区别在于注意散失与脱离因素。首先, Fahlman 等认为脱离感包含对当前情境体验到的缺乏意义、缺乏兴趣、希望寻求令人兴奋的事情的认知感受,是无聊的主要成分,将“我很无聊”这一直接陈述体验归为该维度。本研究结果发现“我很无聊”这一项目在多个维度上均具有相似载荷,这可能与中西方对“无聊”一词的语言理解与表达差异相关。在西方文化背景下,无聊在早期更多地被当作对生活的厌倦,代表人们在日常生活中因为活动缺乏和兴趣丧失所产生的一种消极情绪体验(Oxford English Dictionary)<sup>[1]</sup>,侧重无聊在认知层面的内涵。在我国的新华词典中,无聊泛指精神空虚、没有寄托,既包含认知层面的含义,也包含情绪唤醒、精神恍惚方面的内涵。此外,已有研究从情绪的各个层面指出无聊是对当前情境不感兴趣所产生的不满意感,既包含较低唤醒水平的失落感,也包含较高唤醒水平的焦躁不安的情绪体验,伴随注意持续困难现象和与任务无关的思想游离状态<sup>[1,2,8,15]</sup>。因此,考虑到无聊情绪的复合性与多维性,本研究将此项删去。其次,本研究结果将原有脱离感维度区分为脱离感与感觉寻求两个维度,分别代表对当前情境的不感兴趣与对外部刺激的动机倾向。这种区分可能是受到个体差异与文化背景的影响。原施测被试全部为大学生,在西方个人主义文化下,学生的行为与思想较为自主,刺激寻求

作为无意义、无趣感的伴随成分共同代表个体对当前情境的动机缺失;本研究选取了不同学历层面的学生被试,且高中生为主要群体,在我国集体主义文化与学校管理机制相对较严格的背景下,学生更易体验到约束、单调性的学习生活环境,产生较强的刺激寻求的心理体验,进而导致感觉刺激寻求成为无聊的主要组成成分。此外考虑到补充感觉刺激寻求维度可以在唤醒、认知因子的基础上明晰动机层面的意义阐释,令无聊的多维结构更加清晰、完整,因此本研究将无聊的结构模型划分为六因素。最后原注意缺失维度项目内容主要包含注意涣散与注意范围缩窄两个方面<sup>[11]</sup>。考虑到原量表项目是通过对学生被试的访谈以及查阅文献中整理而来,已有研究较多涉及个体在无聊状态下的注意涣散,较少探讨注意范围的变化,而且虽然已有大量研究指出消极情绪会缩小注意范围<sup>[16]</sup>,但是近年来不断有研究者提出动机水平在消极情绪与注意范围之间的调节作用<sup>[13,17]</sup>,认为个体在动机水平较低的消极情绪状态下注意范围会扩大<sup>[13]</sup>,因此个体在无聊状态下的注意范围的变化应当得到进一步深入研究,以便能够明晰无聊内涵的维度或者增加注意范围维度的描述项目以提升量表的内容效度。

研究证明该量表中文版结构模型的收敛效度、区别效度、组合信度较优,量表结构效度、效标效度、区分效度、内部一致性系数、重测信度良好。通过对多维状态无聊各分量表与抑郁、孤独的相关分析发现唤醒与脱离感分量表与抑郁、孤独相关较高,感觉寻求倾向分量表与抑郁、孤独的相关较低,进一步说明无聊作为一种独立的复合情绪与抑郁、孤独的区别和联系。对不同学历的被试进行无聊程度的差异性检验显示高中生的无聊程度显著高于大专生、本科与研究生被试,反映了无聊受到个人因素与外在环境因素的影响。高中生心智发展较不成熟,认知模式较为单一,且受到升学压力与学校管制的影响,学习生活较为枯燥,因此更易产生无聊。这与已有研究中指出具有复杂认知模式、受教育水平较高的个体的无聊水平会更低的观点相一致<sup>[18,19]</sup>,进一步说明该量表效度较好。综上所述,多维状态无聊量表中文版在我国文化背景下的试用良好,可以应用于相关的实证研究中。

### 参 考 文 献

- 1 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,2012,1:98-107
- 2 Vodanovich SJ. Psychometric measures of boredom: A re-

- view of the literature. *Journal of Psychology*, 2003, 137(6): 569-595
- 3 Vodanovich SJ, Kass SJ. A factor analytic study of the boredom proneness scale. *Journal of Personality Assessment*, 1990, 55(1/2): 115-123
  - 4 Watt J, Hargis M. Boredom proneness: Its relationship with subjective underemployment, perceived organizational support, and job performance. *Journal of Business and Psychology*, 2010, 25(1): 163-174
  - 5 Sommers J, Vodanovich SJ. Boredom proneness: Its relationship to psychological and physical-health symptoms. *Journal of Clinical Psychology*, 2000, 56(1): 149-155
  - 6 耿柳娜, 钱伯建, 沈晖. 毒品复吸高危量表的初步修订. *中国临床心理学杂志*, 2010, 18(3): 300-303
  - 7 Loukidou L, Loan-Clarke J, Daniels K. Boredom in the workplace: More than monotonous tasks. *International Journal of Management Reviews*, 2009, 11(4): 381-405
  - 8 Abdolahi B, Damirchi GV, Ganjeh H. Surveying of job boredom proneness effect on job satisfaction and job involvement. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 2011, 3(3): 1332-1338
  - 9 黄时华, 张卫, 胡谏萍. “无聊”的心理学研究述评. *华南师范大学学报(社会科学版)*, 2011, 4: 133-139
  - 10 黄时华, 李冬玲, 张卫, 等. 大学生无聊倾向问卷的初步编制. *心理发展与教育*, 2010, 3: 308-314
  - 11 Fahlman SA, Mercer-Lynn KB, Flora DB, et al. Development and validation of the multidimensional state boredom scale. *Assessment*, 2013, 20(1): 68-85
  - 12 汪向东, 王希林, 马弘. 心理卫生评定量表手册. 中国心理卫生杂志社, 1999. 191-287
  - 13 张光楠, 周仁来. 情绪对注意范围的影响动机程度的调节作用. *心理与行为研究*, 2013, 11(3): 30-36
  - 14 吴明隆. 结构方程模型—Amos 的操作与应用. 重庆大学出版社, 2009. 467-472
  - 15 Martin M, Sadlo G, Stew G. The phenomenon of boredom. *Qualitative Research in Psychology*, 2006, 3(3): 193-211
  - 16 Fredrickson BL. The broaden-and-build theory of positive emotions. *Philosophical Transactions of the Royal Society: Biological Sciences*, 2004, 359: 1367-1377
  - 17 Gable PA, Harmon-Jones E. Approach-motivated positive affect reduce broadening of attention. *Psychological Science*, 2008, 19(5): 476-492
  - 18 Watt JD, Vodanovich SJ. Boredom proneness and psychosocial development. *The Journal of Psychology*, 1999, 133(2): 303-314
  - 19 Fisher CD. Boredom at work: A neglected concept. *Human Relations*, 1993, 46(3): 395-417
- (收稿日期: 2013-04-03)
- 
- (上接第 782 页)
- 14 Waller NG, Meehl PE. Multivariate taxometric procedures: Distinguishing types from continua. Newbury Park, CA: Sage, 1998
  - 15 Beach SRH, Amir N, BauJJ. Can sample specific simulations help detect low base-rate taxonicity? *Psychological Assessment*, 2005, 17: 446-461
  - 16 Ruscio AM. The latent structure of social anxiety disorder: Consequences of shifting to a dimensional diagnosis. *Journal of Abnormal Psychology*, 2010, 119: 662-671
  - 17 Ruscio J, Kaczetow W. Differentiating categories and dimensions: Evaluating the robustness of taxometric analyses. *Multivariate Behavioral Research*, 2009, 44: 259-280
  - 18 Ruscio J, Marcus DK. Detecting small taxa using simulated comparison data: A reanalysis of Beach, Amir, and Bau's (2005) data. *Psychological Assessment*, 2007, 19: 241-246
  - 19 Ruscio AM, Ruscio J, Keane TM. The latent structure of post-traumatic stress disorder: A taxometric investigation of reactions to extreme stress. *Journal of Abnormal Psychology*, 2002, 111: 290-301
  - 20 Anokhin AP, Golosheykin S, Grant J, et al. Heritability of risk-taking in adolescence: A longitudinal twin study. *Twin Research and Human Genetics*, 2009, 12: 366-371
  - 21 Bartels M, Hudziak JJ, van den Oord, et al. Co-occurrence of aggressive behavior and rule-breaking behavior at age 12: Multi-rater analyses. *Behavior Genetics*, 2003, 33: 607-621
  - 22 Eaves LJ, Rutter M, Silberg JL, et al. Genetic and environmental causes of covariation in interview assessments of disruptive behavior in child and adolescent twins. *Behavior Genetics*, 2000, 30: 321-334
  - 23 Legrand LN, Keyes M, McGue M, et al. Rural environments reduce the genetic influence on adolescent substance use and rule-breaking behavior. *Psychological Medicine*, 2008, 38: 1341-1350
  - 24 Rende R, Slomkowski C. Incorporating the family as a critical context in genetic studies of children: Implications for understanding pathways to risky behavior and substance use. *Journal of Pediatric Psychology*, 2009, 34: 606-616
- (收稿日期: 2012-12-10)