

儿童期虐待问卷在中国大学生中的 性别测量等值性

陈磊 李文福 徐芳芳 刘传新
(济宁医学院精神卫生学院, 济宁 272013)

摘要 目的 检验儿童期虐待问卷(Childhood Trauma Questionnaires, CTQ)中文版在不同性别大学生中的测量等值性。方法 采用方便取样方法,对使用 CTQ 问卷中文版对 1556 名中国在校大学生进行调查,对不同性别大学生的 CTQ 得分进行差异性分析,并对不同性别组数据进行多组验证性因素分析。结果 CTQ 总分以及多个维度分(躯体虐待、性虐待、情感忽视、躯体忽视)上存在显著性别差异($t=7.95, 5.37, 3.66, 8.00, 8.39, P_s<0.05$),男性大学生的 CTQ 总分(46.13 ± 12.049)分以及躯体虐待(6.07 ± 1.377)分、性虐待(6.00 ± 1.407)分、情感忽视(16.64 ± 6.76)分和躯体忽视(10.46 ± 3.406)分均显著高于女性大学生的 CTQ 总分(41.09 ± 12.711)分、躯体虐待(5.71 ± 1.215)分、性虐待(5.75 ± 1.263)分、情感忽视(13.76 ± 7.263)分和躯体忽视(8.96 ± 3.588)分;多组验证性因素分析结果表明 CTQ 中文版在男性和女性大学生样本间的形态等值、弱等值、强等值以及严格等值模型均成立。结论 男性大学生的儿童期虐待经历高于女性大学生;CTQ 中文版的五因子结构在不同性别大学生之间具有测量等值性。

关键词 儿童期虐待;测量等值性;性别差异;大学生

中图分类号:G444 文献标识码:A 文章编号:1000-9760(2023)06-168-06

Measurement invariance of the childhood trauma questionnaire by gender in chinese college students

CHEN Lei, LI Wenfu, XU Fangfang, LIU Chuanxin
(School of Mental Health, Jining Medical University, Jining 272013, China)

Abstract: Objective To test the measurement invariance of the Chinese version of Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) in a large sample of Chinese college students across different gender. **Methods** Using convenient sampling method, the Chinese version of CTQ was used to explore the gender difference in childhood trauma experiences and the multi-group confirmatory analysis (CFA) was conducted to examine measurement invariance. **Results** There were significant gender difference in the total score of CTQ, and factor scores of physical abuse, sexual abuse, emotional neglect and physical neglect ($t=7.95, 5.37, 3.66, 8.00, 8.39, P_s<0.05$). The total score of CTQ (46.13 ± 12.049), and factor scores of physical abuse (6.07 ± 1.377), sexual abuse (6.00 ± 1.407), emotional neglect (16.64 ± 6.76) and physical neglect (10.46 ± 3.406) of male students were significantly higher than the total score of CTQ (41.09 ± 12.711), and factor scores of physical abuse (5.71 ± 1.215), sexual abuse (5.75 ± 1.263), emotional neglect (13.76 ± 7.263) and physical neglect (8.96 ± 3.588) of female students. The configural, metric, scalar and strict invariance of the CTQ across gender were all acceptable. **Conclusion** The childhood trauma experiences shows a significant gender difference, and the 5-factor model of the CTQ has acceptable measurement invariance across gender in Chinese college students.

Key words: Childhood trauma; Measurement invariance; Sex difference; Undergraduate

[基金项目] 山东省自然科学基金(ZR2022MC113); 山东省高等学校“青创科技计划”项目(2019RWF003); 济宁医学院教师科研扶持基金(JYFC2019RW007); 大学生创新训练计划项目(cx2022133z)

[通信作者] 李文福, E-mail: wenfulee@126.com; 徐芳芳, E-mail: cffj2008@sina.com

儿童期虐待指个体 18 岁以前在躯体虐待、情感虐待、性虐待以及躯体和情感忽视方面的经历^[1-2]。超过 30% 的成人至少经历过一种虐待或忽视^[3]。64.7% 的中国大学生至少经历过一种儿童期虐待^[4]。儿童期虐待经历与成年后的多种不良后果有关^[5-6], 不仅增加个体的心理压力^[7], 使其产生焦虑和抑郁情绪^[8-9], 还会导致攻击、依赖和成瘾行为^[10-11], 引起心理或精神障碍问题^[12-13], 降低大学生创造性倾向^[14]。因此, 研究童年期虐待的测评工具及其有效性具有重要现实意义。

儿童期虐待问卷 (childhood trauma questionnaires, CTQ) 是测量个体在儿童期经历的虐待和忽视的自评问卷, 该问卷最初由 Bernstein 和 Fink^[2] 编制, 包含 70 个条目。为了缩短测评时间, Bernstein 等^[1] 将其改编为 28 个条目, 其中 25 个临床诊断条目用于测量儿童期在情感、躯体和性方面的虐待以及情感和躯体方面的忽视; 3 个效度评价条目用于检测虐待经历是否低估^[15], 不涉及具体的虐待或忽视经历, 如“当时我家的状况需要改善”。赵幸福等^[16] 将 28 个条目版本修订为中文版, 验证性因素分析发现 25 个临床条目为五因子结构 (其中, 3 种虐待经历: 情感虐待、躯体虐待和性虐待, 2 种忽视经历: 情感忽视和躯体忽视)。目前, CTQ 的五因子结构模型在中西方样本中均得到了验证^[1, 17-18], 并被翻译为多种语言版本得到了广泛应用^[19]。

心理测评结果对性别等个体特质极为敏感^[20]。大量研究表明儿童期虐待经历存在显著的性别差异。Pruessner 等^[21] 发现男性经历的躯体忽视和情感忽视高于女性, 而女性的情感虐待高于男性。He 等^[19] 对中国大学生的研究发现, 男生在 CTQ 总分、情感忽视、躯体忽视、躯体虐待以及性虐待上的得分显著高于女生, 而情感虐待不存在性别差异。但也有国外研究发现女性的性虐待高于男性^[22]。此外, 儿童期虐待对个体的不良影响也存在性别差异。经历儿童期虐待的女性更容易抑郁^[21] 和罹患精神疾病^[23], 而男性更容易产生食物成瘾和情绪调节问题^[24]。以上研究发现的儿童期虐待经历及其不良影响的性别差异, 可能是男性和女性在感受和对待虐待或忽视上的个体差异所致, 也可能是源自测量工具不等值^[25]。证实 CTQ 具备性别间等值是比较儿童期虐待经历性别差异的前置条件。因此, 本研究拟进一步检验 CTQ 中文

版在不同性别大学生中的测量等值性, 为后续深入研究儿童期虐待以及儿童期虐待不良影响的性别差异提供研究支持。

1 对象与方法

1.1 对象

采取方便取样方法, 通过问卷星在互联网上发放测量问卷对在校大学生进行网络调查, 共收集问卷 1813 份。将作答时间过短或过长、答案有明显规律性、问卷总分超过三个标准差范围问卷删除, 回收有效问卷 1566 份。其中男性 680 人 (43.42%), 女性 886 人 (56.58%); 大一 281 人 (19.41%), 大二 470 人 (30.38%), 大三 416 人 (25.57%), 大四 374 人 (23.12%), 大五 25 人 (1.51%)。平均年龄 (20.35±1.445) 岁。

1.2 测量工具

CTQ 中文版^[16], 由 Bernstein 等编制^[1], 赵幸福等修订。问卷包括 28 个条目, 其中 25 个临床条目, 3 个效度条目, 7 个条目为反向计分条目, 采用 5 级 Likert 评分 (1=没有, 2=偶尔, 3=有时, 4=经常, 5=总是)。25 个临床条目可以评估在情感、躯体和性方面的 3 种虐待经历, 以及在情感和躯体方面的 2 种忽视经历, 每个维度均包括 5 个测评条目。5 个维度得分相加得总分, 总分越高表明儿童期经历的虐待和忽视越多。

1.3 统计学方法

采用 SPSS22.0 统计软件包和 Mplus7.0 软件分析数据。对 CTQ 的 25 个临床条目得分进行单样本 Kolmogorov-Smirnov 正态性检验, 发现所有条目均不呈正态性分布 ($P<0.001$)。因此, 参照以往研究做法^[26], 选用稳健的最大似然估计法 (MLM) 对数据模型参数进行验证性因素分析^[27]。采用独立样本 t 检验分析 CTQ 总分以及各维度分的性别差异。采用单组验证性因素分析在总样本和不同性别样本中检验 CTQ 的五因子结构的模型拟合程度, 以建立单组基线模型。由于因素分析中的卡方检验指标对样本容量非常敏感, 因此, 本研究采用比较拟合指数 (CFI)、Tucker-Lewis 指数 (TLI)、近似误差均方根 (RMSEA) 和标准化误差均方根 (SRMR) 作为模型拟合效果的评价指标。以 $CFI \geq 0.90$, $TLI \geq 0.90$, $RMSEA \leq 0.08$, $SRMR \leq 0.08$ 为模型拟合达到较高水平^[28]。

采用多组验证性因素分析检验 CTQ 在男性和

女性大学生样本间的测量等值性。等值性检验包括 4 个模型:1) Model 1 进行形态等值检验,用于分析 CTQ 量表在男性和女性被试群体之间的潜变量构成是否相同;2) Model 2 进行弱等值检验,用于分析各条目的因子负荷在男性和女性被试群体之间是否相同;3) Model 3 进行强等值检验,用于分析各条目在男性和女性被试群体之间的截距是否相等;4) Model 4 进行严格等值检验,用于分析各条目在男性和女性被试群体间的误差方差是否相等。研究以 $\Delta CFI \geq -0.01$, $\Delta RMSEA \geq 0.015$ 或 $\Delta SRMR \geq 0.30$ (截距或残差中为 0.10) 作为判断模型是否等值的指标^[29-30]。

2 结果

2.1 描述性统计

本研究中 CTQ 总量表的 Cronbach's α 为 0.884,情感虐待、躯体虐待、性虐待、情感忽视、躯体忽视 5 个维度的 Cronbach's α 分别为 0.744、0.831、0.854、0.924、0.589。见表 1。

表 1 CTQ 各条目描述性统计和标准化因子载荷结果

条目	平均数	标准差	项目因子载荷				
			情感虐待	躯体虐待	性虐待	情感忽视	躯体忽视
条目 1	1.66	0.791	0.177				
条目 2	1.32	0.583	0.560				
条目 3	1.54	0.680	0.444				
条目 4	1.13	0.398	0.329				
条目 5	1.28	0.533	0.648				
条目 6	1.11	0.380		0.311			
条目 7	1.27	0.506		0.713			
条目 8	1.18	0.436		0.120			
条目 9	1.11	0.376		0.182			
条目 10	1.21	0.479		0.681			
条目 11	1.26	0.529			0.646		
条目 12	1.07	0.300			0.262		
条目 13	1.26	0.506			0.730		
条目 14	1.10	0.308			0.151		
条目 15	1.16	0.385			0.744		
条目 16	2.91	1.646				0.733	
条目 17	2.98	1.672				0.892	
条目 18	3.01	1.593				0.931	
条目 19	3.05	1.534				0.906	
条目 20	3.06	1.580				0.893	
条目 21	1.29	0.655					0.174
条目 22	2.98	1.647					0.881
条目 23	1.16	0.494					0.123
条目 24	1.36	0.704					0.320
条目 25	2.81	1.625					0.785

对不同性别大学生的 CTQ 总分以及各维度分

进行独立样本 t 检验,结果发现,不同性别大学生在躯体虐待、性虐待、情感忽视、躯体忽视以及总分上的得分存在显著性别差异($P < 0.001$),男性大学生得分均显著高于女性大学生;而在情感虐待上的得分不存在性别差异。见表 2。

表 2 不同性别大学生的 CTQ 得分差异

	性别		t	P
	男性组(n=680)	女性组(n=886)		
总分	46.13±12.049	41.09±12.711	7.95	<0.001
情感虐待	6.97±1.795	6.91±1.801	0.65	0.514
躯体虐待	6.07±1.377	5.71±1.215	5.37	<0.001
性虐待	6.00±1.407	5.75±1.263	3.66	<0.001
情感忽视	16.64±6.76	13.76±7.263	8.00	<0.001
躯体忽视	10.46±3.406	8.96±3.588	8.39	<0.001

2.2 单组验证性因子分析

CTQ 的五因子结构在总样本、男性被试组和女性被试组中均拟合良好,模型拟合指数如表 3 所示。在男性大学生样本中 TLI 和 CFI 的值虽然略低于 0.9,但 χ^2/df 、RMSEA 和 SRMR 指标均符合拟合标准,由此可以认为五因子模型可以用于 CTQ 量表等值性分析的基线模型。根据因素分析的修正建议,如果考虑条目 1 和条目 3 (条目 1:当时家里有人喊我“笨蛋”“懒虫”或“丑八怪”等;条目 3:当时家里有人向我说过侮辱性或让我伤心的话)、条目 8 和条目 9 (条目 8:当时家里有人用皮带、绳子、木板或其它硬东西惩罚我;条目 9:我当时受到了躯体虐待)、条目 21 和条目 24 (条目 21:当时家里没人关心我的饥饿;条目 24:当时家里没人管我衣着冷暖)间的误差相关性,可以减少 95.09 个卡方单位。项目之间的误差相关可能源自条目措辞、调查内容或者方向性等原因^[26,31]。这些条目在描述上以及调查内容上相差不大,存在一定相似性,由此在分析中我们将以上类似条目设定为误差项相关,从而使模型拟合指标符合测量学要求。由于在测量等值性分析中,不需要基线模型的跨组相同^[32],因此,研究以这些条目误差项相关模型作为男性大学生样本的基线模型。

表 3 CTQ 的五因子结构模型拟合指数

	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA(90%CI)	SRMR
总样本(n=1566)	1155.02*	265	0.912	0.922	0.046(0.044,0.049)	0.055
男生(n=680)	783.58*	265	0.882	0.896	0.054(0.049,0.058)	0.067
男生(n=680) [#]	688.49*	262	0.902	0.914	0.049(0.044,0.053)	0.064
女生(n=886)	779.24*	265	0.913	0.923	0.047(0.043,0.051)	0.055

注: #条目 1 和条目 3、条目 8 和条目 9、条目 21 和条目 24 误差相关; * $P < 0.001$ 。

2.3 测验等值性检验

研究采用 4 个模型 (Model 1-4) 进行多组验证性因素分析, 结果发现 CTQ 量表的形态等值、弱等值、强等值和严格等值模型的拟合指数 TLI、CFI、RMSEA 和 SEMR 符合测量学标准 (结果如表 4 所示)。其中, Model 1 进行形态等值检验, 允许各参数自由估计; Model 2 进行弱等值检验, 增加因子载荷跨组不变性限制; Model 3 进行强等值检验, 增加量表条目截距跨组不变性限制; Model 4 进行严格等值检验, 增加误差方差跨组不变性限制。同时,

分别对弱等值模型 (Model 2) 与形态等值模型 (Model 1)、强等值模型 (Model 3) 与弱等值模型 (Model 2)、严格等值模型 (Model 4) 与强等值模型 (Model 3) 的模型拟合参数进行两两比较, 结果均未发现 $\Delta CFI \geq -0.01$, $\Delta RMSEA \geq 0.015$ 或 $\Delta SRMR \geq 0.30$ (截距或残差中为 0.10)。结果表明, 模型之间不存在显著差异, CTQ 量表的五因子模型在不同性别大学生被试上满足形态等值、弱等值、强等值和严格等值。

表 4 验证性因素分析多组比较嵌套模型拟合指数

Model	$\chi^2(df)$	TLI	CFI	RMSEA (90%CI)	SRMR	$\Delta RMSEA$	ΔCFI	$\Delta SRMR$
Model 1	1562.44 (530)	0.901	0.913	0.050 (0.047, 0.053)	0.060			
Model 2	1474.98 (527)	0.909	0.920	0.048 (0.045, 0.051)	0.059	0.000	-0.003	0.003
Model 3	1589.10 (557)	0.906	0.913	0.049 (0.046, 0.051)	0.069	-0.001	0.003	-0.001
Model 4	1722.62 (582)	0.901	0.904	0.050 (0.047, 0.053)	0.074	0.001	-0.009	0.005

注: Model 1~4 分别为形态等值模型、弱等值模型、强等值模型和严格等值模型。

3 讨论

CTQ 被广泛应用于评估个体在儿童期经历的虐待和忽视, 测定其性别等值性对于比较不同性别大学生的儿童期虐待经历水平和结构差异具有重要意义。本研究通过对在校大学生进行调查研究, 对 CTQ 在不同性别大学生群体之间的测量等值性进行检验, 结果发现 CTQ 的五因子结构在总样本、男性和女性大学生中均拟合良好, 这与以往采用不同文化背景为被试的研究发现一致^[19,33-34]。单组验证性因素分析的结果显示, 各组模型指标均符合测量学标准, 总样本和不同性别样本上的五因子模型结构均有较好的模型拟合度, 这表明 CTQ 的五因子结构在中国大学生人群中具有较好的测量稳定性。同时, 基于单组验证性因子分析结果, CTQ 的五因子结构模型可以作为进一步检验该问卷测量等值性的基线模型。

多组验证性因素分析的结果显示, CTQ 在不同性别大学生之间的形态等值、弱等值、强等值和严格等值模型均符合测量学标准, 表明该量表在不同性别大学生之间存在测量等值性。结果说明, CTQ 在男性大学生和女性大学生之间具有相同的单位和参照点, 观测指标在不同性别大学生间的差异可以被潜变量所解释, 比较不同性别大学生的

CTQ 得分是有测量学意义的。这表明以国内不同性别在校大学生群体为样本的 CTQ 具有跨性别的测量等值性。

本研究还比较了不同性别大学生在 CTQ 总分和 5 个维度分上的差异, 结果发现男性大学生在 CTQ 总分以及躯体虐待、性虐待、情感忽视、躯体忽视上的得分均显著高于女性大学生, 而在情感虐待上的得分不存在显著性别差异, 这与以往以中国大学生为样本的研究发现一致^[19], 也与国外研究发现的男性经历更多躯体虐待的发现一致^[35]。这可能与中国文化背景下“富养闺女, 穷养儿”的观念有关, 父母或其他抚养者对男孩更严厉, 使男孩体验到更多的虐待或忽视。但也有国外研究发现女性的性虐待和忽视发生率高于男性^[36], 这可能是由中西方教养子女的文化差异导致。由于测量等值性分析结果已经表明儿童期虐待在不同性别大学生中的测量等值成立, 因此, 男女大学生之间的差异是其经历的儿童期虐待经历的真实体现, 而不是因为测量工具的不等值造成的。基于本研究结果, 以后研究可以采用 CTQ 检验和比较不同性别大学生在儿童期虐待上的差异。

利益冲突: 所有作者均申明不存在利益冲突。

参考文献:

- [1] Bernstein DP, Stein JA, Newcomb MD, et al. Develop-

- ment and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire [J]. *Child Abuse Negl*, 2003, 27(2): 169-190. DOI: 10. 1016/s0145-2134(02)00541-0.
- [2] Bernstein D, Fink L, Bernstein D. *Childhood Trauma Questionnaire: A retrospective self-report* [M]. San Antonio, TX: The Psychological Corporation, 1998: 6-8.
 - [3] Scher CD, Forde DR, Mcquaid JR, et al. Prevalence and demographic correlates of childhood maltreatment in an adult community sample [J]. *Child Abuse Neglect*, 2004, 28(2): 167-180. DOI: 10. 1016/j. chiabu. 2003. 09. 012.
 - [4] Fu H, Feng T, Qin J, et al. Reported prevalence of childhood maltreatment among Chinese college students: A systematic review and meta-analysis [J]. *PLoS One*, 2018, 13(10): e0205808. DOI: 10. 1371/journal. pone. 0205808.
 - [5] Lamela D, Figueiredo B. Childhood physical maltreatment with physical injuries is associated with higher adult psychopathology symptoms [J]. *Eur Psychiatry*, 2018, 53: 1-6. DOI: 10. 1016/j. eurpsy. 2018. 04. 008.
 - [6] Gong J, Liu J, Shangguan L, et al. Childhood maltreatment impacts the early stage of facial emotion processing in young adults with negative schizotypy [J]. *Neuropsychologia*, 2019, 134: 107215. DOI: 10. 1016/j. neuropsychologia. 2019. 107215.
 - [7] Kalia V, Knauff K. Emotion regulation strategies modulate the effect of adverse childhood experiences on perceived chronic stress with implications for cognitive flexibility [J]. *PLoS One*, 2020, 15(6): e0235412. DOI: 10. 1371/journal. pone. 0235412.
 - [8] Kalia V, Knauff K, Hayathini N. Cognitive flexibility and perceived threat from COVID-19 mediate the relationship between childhood maltreatment and state anxiety [J]. *PLoS One*, 2020, 15(12): e0243881. DOI: 10. 1371/journal. pone. 0243881.
 - [9] Zhao Y, Han L, Teopiz KM, et al. The psychological factors mediating/moderating the association between childhood adversity and depression: A systematic review [J]. *Neurosci Biobehav Rev*, 2022, 137: 104663. DOI: 10. 1016/j. neubiorev. 2022. 104663.
 - [10] Capusan AJ, Gustafsson PA, Kuja-Halkola R, et al. Re-examining the link between childhood maltreatment and substance use disorder: a prospective, genetically informative study [J]. *Mol Psychiatry*, 2021, 26(7): 3201-3209. DOI: 10. 1038/s41380-021-01071-8.
 - [11] Li W, Yang J, Gao L, et al. Childhood Maltreatment and Adolescents' Aggression: A Moderated Mediation Model of Callous-Unemotional Traits and Friendship Quality [J]. *Child Maltreat*, 2022, 27(4): 683-692. DOI: 10. 1177/10775595211046550.
 - [12] Sheffler J, Meyer C, Puga F. Multi-sample assessment of stress reactivity as a mediator between childhood adversity and mid- to late-life outcomes [J]. *Aging Ment Health*, 2022, 26(6): 1207-1216. DOI: 10. 1080/13607863. 2021. 1910787.
 - [13] Tonini E, Watkeys O, Quidé Y, et al. Polygenic risk for schizophrenia as a moderator of associations between childhood trauma and schizotypy [J]. *Prog Neuropsychopharmacol Biol Psychiatry*, 2022, 119: 110612. DOI: 10. 1016/j. pnbp. 2022. 110612.
 - [14] 翟吉存, 贾旭卿, 李文福, 等. 儿童期虐待经历对大学生创造性的影响: 人格的中介作用 [J]. *济宁医学院学报*, 2022, 45(4): 239-243. DOI: 10. 3969/j. issn. 1000-9760. 2022. 04. 003.
 - [15] Bernstein DP, Fink L, Handelsman L, et al. Initial reliability and validity of a new retrospective measure of child abuse and neglect [J]. *Am J Psychiat*, 1994, 151(8): 1132-1136. DOI: 10. 1176/ajp. 151. 8. 1132.
 - [16] 赵幸福, 张亚林, 李龙飞, 等. 中文版儿童期虐待问卷的信度和效度 [J]. *中国临床康复*, 2005(20): 105-107. DOI: 10. 3321/j. issn: 1673-8225. 2005. 20. 052.
 - [17] Aloba O, Opakunle T, Ogunrinu O. Childhood trauma questionnaire-short form (CTQ-SF): Dimensionality, validity, reliability and gender invariance among Nigerian adolescents [J]. *Child Abuse Neglect*, 2020, 101: 104357. DOI: 10. 1016/j. chiabu. 2020. 104357.
 - [18] Georgieva S, Tomas JM, Navarro-Pérez JJ. Systematic review and critical appraisal of Childhood Trauma Questionnaire-Short Form (CTQ-SF) [J]. *Child Abuse Neglect*, 2021, 120: 105223. DOI: 10. 1016/j. chiabu. 2021. 105223.
 - [19] He J, Zhong X, Gao Y, et al. Psychometric properties of the Chinese version of the childhood trauma questionnaire-short form (CTQ-SF) among undergraduates and depressive patients [J]. *Child Abuse Neglect*, 2019, 91: 102-108. DOI: 10. 1016/j. chiabu. 2019. 03. 009.
 - [20] Sartorius N, Kuyken W. Translation of health status instruments [C]. *Quality of Life Assessment: International Perspectives. Proceedings of the Joint-Meeting Organized by the World Health Organization and the Foundation IPSEN in Paris/Berlin*, 1994.
 - [21] Pruessner M, King S, Vracotas N, et al. Gender differences in childhood trauma in first episode psychosis: Association with symptom severity over two years [J]. *Schizophr Res*, 2019, 205: 30-37. DOI: 10. 1016/j. schres. 2018. 06. 043.
 - [22] Gilbert R, Widom CS, Browne K, et al. Burden and con-

- sequences of child maltreatment in high-income countries [J]. *The Lancet*, 2009, 373 (9657): 68-81. DOI: 10.1016/S0140-6736(08)61706-7.
- [23] Stanton KJ, Denietolis B, Goodwin BJ, et al. Childhood trauma and psychosis: An updated review [J]. *Child Adolesc Psychiatr Clin N Am*, 2020, 29 (1): 115-129. DOI: 10.1016/j.chc.2019.08.004.
- [24] Hoover LV, Yu HP, Duval ER, et al. Childhood trauma and food addiction: The role of emotion regulation difficulties and gender differences [J]. *Appetite*, 2022, 177: 106137. DOI: 10.1016/j.appet.2022.106137.
- [25] French BF, Finch WH. Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance [J]. *Struct Equ Modeling*, 2006, 13: 378-402. DOI: 10.1207/s15328007sem1303_3.
- [26] 陈俊波, 申秀云, 李玲艳, 等. 手机依赖指数中文版在不同性别大学生中的测量等值性 [J]. *中国临床心理学杂志*, 2021, 29(2): 380-383, 379. DOI: 10.16128/j.cnki.1005-3611.2021.02.033.
- [27] Satorra A, Bentler PM. A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis [J]. *Psychometrika*, 2001, 66 (4): 507-514. DOI: 10.1007/BF02296192.
- [28] Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives [J]. *Struct Equ Modeling*, 1999, 6(1): 1-55. DOI: 10.1080/10705519909540118.
- [29] Chen FF. Sensitivity of Goodness of fit indexes to lack of measurement invariance [J]. *Struct Equ Modeling*, 2007, 14(3): 464-504. DOI: 10.1080/10705510701301834.
- [30] Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness of fit indexes for testing measurement invariance [J]. *Struct Equ Modeling*, 2002, 9 (2): 233-255. DOI: 10.1207/S15328007SEM0902_5.
- [31] Zhou H, Liu W, Fan J, et al. The temporal experience of pleasure scale (TEPS): Measurement invariance across gender in Chinese university students [J]. *Front Psychol*, 2019, 10: 2130. DOI: 10.3389/fpsyg.2019.02130.
- [32] Byrne BM, Shavelson RJ, Muthén B. Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance [J]. *Psychol Bull*, 1989, 105: 456-466. DOI: 10.1037/0033-2909.105.3.456.
- [33] Kim D, Park SC, Yang H, et al. Reliability and validity of the Korean version of the childhood trauma questionnaire-short form for psychiatric outpatients [J]. *Psychiatry Investig*, 2011, 8 (4): 305-311. DOI: 10.4306/pi.2011.8.4.305.
- [34] Gerdner A, Allgulander C. Psychometric properties of the Swedish version of the childhood trauma questionnaire-short form (CTQ-SF) [J]. *Nord J Psychiat*, 2009, 63 (2): 160-170. DOI: 10.1080/08039480802514366.
- [35] Afifi TO, Macmillan HL, Boyle M, et al. Child abuse and mental disorders in Canada [J]. *Can Med Assoc J*, 2014, 186(9): E324. DOI: 10.1503/cmaj.131792.
- [36] Coêlho BM, Santana GL, Duarte-Guerra LS, et al. The role of gender in the structure of networks of childhood adversity [J]. *Psychiatry Res*, 2018, 270: 348-356. DOI: 10.1016/j.psychres.2018.09.059.

(收稿日期 2023-01-03)

(本文编辑: 石俊强)