

共同冗思问卷在中学生中应用的效度和信度

于静¹, 王佳宁¹, 于淼²

(1.哈尔滨师范大学教育科学学院, 哈尔滨 150025; 2.黑龙江省实验中学, 哈尔滨 150001)

【摘要】 目的: 在中学生群体中引入共同冗思问卷, 探讨该问卷在中国文化背景下的因素结构, 并检验其效度和信度。方法: 选取哈尔滨中学生 644 名(样本 1)用于条目分析和探索性因素分析, 另选取中学生 300 名(样本 2), 用于验证性因素分析、聚合效度、区分效度、组合信度以及内部一致性信度检验。在样本 1 中选取 260 人施测流调中心抑郁量表(CES-D)、强迫冥想和反思分量表、亲密袒露与交流分量表、状态焦虑量表(S-AI)检验效标效度。间隔 5 周后, 在样本 2 中随机选取 100 人进行重测。结果: 探索性因素分析得到理解性、相互鼓励谈论、关注消极感受三个因子, 累积解释问卷总变量的 53.75%。验证性因素分析显示因素模型拟合良好($\chi^2/df=1.975$, CFI=0.901, TLI=0.890, IFI=0.902, RMSEA=0.064, RMR=0.056)。效标效度检验显示, 修订后的中文版 CRQ 与抑郁、强迫冥想、反思、亲密袒露与交流得分均呈显著正相关($r=0.18, 0.18, 0.17, 0.25$, 均 $P<0.01$)。问卷总的内部一致性系数为 0.93, 重测信度为 0.78, 三个因子的内部一致性系数和组合信度分别为 0.91, 0.85, 0.73 和 0.91, 0.85, 0.73。结论: 修订后的共同冗思问卷中文版在中学生样本中具有良好的信效度, 可以作为测量和评估中国中学生与同性朋友共同冗思的工具。

【关键词】 共同冗思; 效度; 信度; 中学生

中图分类号: R395.1

DOI: 10.16128/j.cnki.1005-3611.2018.01.004

Validity and Reliability of the Co-Rumination Questionnaire in Middle School Students

YU Jing¹, WANG Jia-ning¹, YU Miao²

¹School of Education, Harbin Normal University, Harbin 150025, China;

²Heilongjiang Experimental High School, Harbin 150001, China

【Abstract】 Objective: To revise the Co-Rumination Questionnaire in middle school students and assess its validity and reliability. Methods: Totally 644 middle school students(sample 1) were recruited to complete the test version for item and exploratory factor analysis. Totally 300 middle school students(sample 2) were tested with formal version for further confirmatory factor analysis, convergent validity, discriminant validity, composite reliability and internal consistency reliability analysis. The criterion validity was tested with the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale(CES-D-20), the brooding and reflection subscales of RRS, the intimate disclosure and exchange subscale of FQQ and the State Anxiety Inventory(S-AI) by choosing 260 students from sample 1. Totally 100 students from sample 1 were retested for test-retest reliability with five weeks interval. Results: The explanatory factor analysis produced 3 factors including Rehashing, Encouraging Problem Talk, and Dwelling on Negative Affect. The accumulating explanatory rate of the 3 factors was 53.75%, and the results of confirmatory factor analysis showed that CRQ had a good construct validity($\chi^2/df=1.975$, CFI=0.901, TLI=0.890, IFI=0.902, RMSEA=0.064, RMR=0.056). The CRQ scores were positively correlated with scores of CES-D, the brooding and reflection subscales of RRS, the intimate disclosure and exchange subscale of FQQ($r=0.18, 0.18, 0.17, 0.25$, $P<0.01$ for all). Cronbach's α coefficient and the test-retest reliability were 0.93 and 0.78 for the total scale, the internal consistency reliability and the composite reliability were 0.91, 0.85, 0.73 and 0.91, 0.85, 0.73 for the 3 factors. Conclusion: The Co-Rumination Questionnaire is a reliable tool to assess the co-rumination with close same-sex friends in Chinese middle school students.

【Key words】 Co-rumination; Validity; Reliability; Middle school students

友谊是青少年情感支持的来源^[1],也可能是压力的来源^[2,3]。Rose 最早提出的共同冗思这一概念为解释这一矛盾提供了可能。共同冗思(Co-rumination)指个体在双向关系中过度讨论个人困扰的行为^[4]。共同冗思是抑郁冗思的人际表现^[5],具体表现为重复、无效,聚焦于问题本身与个体消极感受的问题

讨论^[6],是个体与同伴集中于问题和担忧的社会性过程,可看作个体应对其抑郁心境的一种行为策略^[7]。研究表明,共同冗思与高质量的友谊密切相关,但同时也会导致抑郁、焦虑等内化症状的增加,即共同冗思对个体发展存在适应权衡效应^[8]。横向^[4,9]和纵向研究^[10,11]均表明,朋友间的共同冗思与抑郁症状存在显著相关。因此,共同冗思作为个体自我表露的极端形式,是预测个体内化问题的危险信号和

【基金项目】 黑龙江省自然科学基金面上项目(项目编号:G2016004)

通讯作者:王佳宁, wjn@hrbnu.edu.cn

内化症状发展的易感因素^[11]。最新证据也表明共同冗思会使青少年感知到问题更加严重和难以解决^[12]。此外, Rose等2014年通过纵向研究发现, 共同冗思可能是儿童青少年抑郁等内化问题的同伴传染机制, 表明共同冗思对青少年自身和周围人均有一定程度的不良影响^[13]。另有实验研究表明, 高水平共同冗思与压力激素的上升有关^[14, 15]。综合看来, 共同冗思可能会间接影响个体的情绪、认知、社会适应和生理功能。共同冗思作为人际关系领域提出的新构念有助于解释亲密关系引起抑郁症状的作用机制。

Rose于2002年编制了共同冗思问卷(Co-Rumination Questionnaire, CRQ)^[14], 以美国青少年为被试, 通过同伴提名, 筛选出互选为最好朋友的被试, 测量个体在同性友谊中的共同冗思。研究发现, 共同冗思问卷包含9个方面, 27个条目, 但在Rose的研究报告附录中显示CRQ本质上是单维结构。Jose和Hankin等也验证了其单因素结构^[10, 16]。在此之后Dam的研究以荷兰青少年为被试发现该问卷具有三因子结构^[17]。Davidson等也评估了该问卷在大学生样本中的因素结构和心理测量学属性, 进一步揭示了该问卷的三因子结构: 反复谈论, 推测因果, 鼓励问题讨论, 并区分出共同冗思的一些维度可能更具有适应性, 并表明共同冗思应被作为一个特定结构在不同文化背景下检验^[18]。后续研究也指出, 共同冗思的对象并不局限于固定的, 相互提名的双向友谊关系中。共同冗思的测量结果在互选友谊和非互选友谊中可能存在差异^[19]。此外, 在多数研究中, CRQ都具有很高的内部一致性, 加之较高的量表长度, 表明CRQ可能具有一定的项目冗余^[20]。因此未来研究有必要评估条目的冗余性^[21], 对CRQ的因素结构进行再次的探讨。

综上研究梳理, 有必要在中国青少年群体中修订共同冗思问卷, 探讨普遍存在于友谊关系中的共同冗思问卷在中国文化背景下的信效度问题, 以期为我国该领域的研究提供可靠而有效的评估工具。

1 对象与方法

1.1 被试

选取哈尔滨市普通初中和高中学校各两所, 分为课堂上集中施测和分散施测两种方式。

样本1(用于条目分析和探索性因素分析): 选取哈尔滨市两所初中和高中学校, 共发放问卷644份, 回收有效问卷574份, 有效率为89.13%。其中男生

279人, 女生283人, 12人性别缺失, 年龄11-17岁, 平均年龄(14.22±1.43)岁。

样本2(用于验证性因素分析及内部一致性信度检验): 选取哈尔滨市两所初中和高中学校, 共发放问卷300份, 回收有效问卷236份, 有效率为78.67%。其中男生111人, 女生119人, 6人性别缺失, 年龄12-18岁, 平均年龄(14.41±1.51)岁。此外, 在样本1中, 随机选取260人参加效标效度测试, 回收有效问卷248份, 有效率为95.38%; 在样本2中, 随机选取100人参加5周后的重测, 回收有效问卷69份, 有效率为69%, 进行信度测试。

1.2 研究工具

1.2.1 共同冗思问卷(CRQ)英文版^[14] 该问卷由Rose编制, 共27个条目, 采用5级计分(1完全不符合~5完全符合), 得分越高, 代表个体的共同冗思水平越高。在征得原作者的授权下, 对该量表进行翻译, 并根据中国文化背景及汉语表达习惯, 在保持原有意义不变的情况下, 且基于条目的通俗度、可理解性等指标, 由2名心理学研究生将问卷翻译成中文, 对个别条目进行语言转换上的细微修改, 使其表述更清楚。在此基础上, 再由1名英文专业老师将其回译成英文。再修正翻译成中文, 将回译的英文问卷与原问卷进行对照, 并加入1位心理学专家参与评估讨论。对中文版的27个条目进行微调, 修改了个别词语的表达, 尽量使条目表达清晰易懂, 确保原文能准确体现编制者的思想。最终问卷条目和计分方法与原问卷一致。

1.2.2 效标 流调中心抑郁量表(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D)^[22]: 该量表适合评价青少年最近一周内抑郁状态, 着重抑郁情感或心境。量表共有20个条目, 采用0~3级计分(0=偶尔或无, 3=经常), 其中4个条目反向计分。总分范围0~60分, 得分越高抑郁出现频度越高。本研究中, 该量表的Cronbach's α 系数为0.85。

沉思反应量表(Rumination Response Scale, RRS): RRS中文版为自评量表, 共21个条目, 采用1~4级评分, 分数越高表示使用相应的反应风格越多^[23]。其中又分为强迫冥想(brooding)、反思(reflection)和抑郁相关(depressed-related)三个分量表, 分别有5, 5, 11个条目。RRS在我国青少年人群得到了应用^[24], 本研究选取其中强迫冥想和反思分量表。强迫冥想用来评估除抑郁之外的适应不良成分, 反思测量了冥思苦想、聚焦于问题的成分, 研究表明具有良好的心理测量学属性^[25]。本研究中, 强迫冥想和反思分

量表的Cronbach's α系数分别为0.62、0.65。

友谊质量量表(Friendship Quality Questionnaire, FQQ):该量表由邹泓在国内中学生群体中进行修订而来,共38个条目,5个维度,采用1~5级计分,得分越高,代表友谊质量越好^[26]。本研究选取其中的亲密袒露与交流维度用来评估个体与同伴的自我表露程度。本研究中,亲密袒露与交流分量表的Cronbach's α系数为0.92。

状态-特质焦虑量表(State Trait Anxiety Inventory, STAI):共40个条目,分为状态焦虑(State Anxiety Inventory, S-AI)与特质焦虑(Trait Anxiety Inventory, T-AI),2个分量表(各20个条目)^[27]。本研究选取其中的S-AI,每个条目采用1~4级计分,得分越高说明焦虑程度越高。本研究中,S-AI的Cronbach's α系数为0.89。

1.3 统计分析

采用SPSS 24.0和AMOS 24.0进行数据录入和统计。

2 结 果

2.1 项目分析

采用样本1的数据进行项目分析。对27个条目进行题总相关检验,根据相关系数>0.30且删除条目后总体α系数提高的标准删题。结果发现,27个条目的题总相关系数均大于0.30,各条目分与总分的相关系数在0.366-0.685之间(均P<0.001)。因此,27个条目均符合保留标准,项目分析未删除条目。

2.2 效度检验

2.2.1 探索性因素分析 在项目分析的基础上,对样本数据继续进行探索性因素分析。采用主成分分析、Promax斜交旋转的方法,得出KMO值为0.951, Bartlett球型检验值为7227.553, P<0.001,表明适合进一步的分析。参考碎石图,得到特征根大于1的4个因子,方差的总解释率为55.56%。但仔细分析发现,第4个因子的条目只有2个,难以形成稳定的因子结构矩阵。因此,我们尝试抽取3个因子,累积方差总解释率为51.72%,依据探索性因素分析的条目保留标准,依次删去因素负荷低于0.40、具有多重负荷且负荷值比较接近的条目1、条目9、条目13。结果发现各条目均符合标准。以特征根大于1作为纳入标准,提取3个公因子,累积方差总解释率为53.75%。各因子的条目数均≥3,符合问卷结构的稳定性要求。最终得到24个条目的3因子的共同冗余问卷中文版(CRQ-24)。参照CRQ-27原版及Dam

^[17]、Davidson^[18]的因子划分及统计结果,将3个因子命名为:理解性、相互鼓励谈论与关注消极感受。各因子载荷见表1。

2.2.2 验证性因素分析 对探索性因素分析中得到的因子模型使用AMOS24.0基于样本2的数据进行验证性因素分析,各拟合指数基本符合统计学标准(表2)。以原问卷的单因素结构^[4]进行验证发现,CRQ中文版探索出的3因子较之单因子结构具有更大的稳定性,符合心理测量学的要求。具体见表2。

表1 CRQ各维度的项目及载荷矩阵(n=574)

	理解性		相互鼓励谈论		关注消极感受	
	条目	载荷	条目	载荷	条目	载荷
	20	0.79	10	0.72	23	0.78
	21	0.78	5	0.71	27	0.77
	19	0.77	6	0.71	22	0.73
	14	0.75	11	0.68		
	16	0.75	4	0.67		
	24	0.75	7	0.66		
	15	0.73	12	0.65		
	25	0.73	8	0.65		
	17	0.67	2	0.65		
	18	0.66	3	0.60		
	26	0.66				
因子特征值	9.65		2.00		1.25	
方差解释率(%)	40.19		8.34		5.22	

表2 模型的拟合指数(n=236)

模型	χ²	df	χ²/df	CFI	TLI	IFI	RMR	RMSEA
三因子	491.714	249	1.975	0.901	0.890	0.902	0.056	0.064
单因子	708.640	252	2.812	0.814	0.796	0.810	0.074	0.088

2.2.3 各维度之间相关检验 检验问卷结构效度的方法之一是对因子之间以及因子与总分之间的相关进行考察,其良好标准为因子间的相关系数低于因子与总分间的相关系数^[28]。结果各因子之间的相关系数均在0.53-0.65之间(Ps<0.01),各因子与总分的相关在0.75-0.93之间(Ps<0.01)。

2.2.4 效标关联效度 采用Pearson相关考察CRQ总分及其3个因子分与S-AI, CES-D, 强迫冥想与反思分量表,亲密袒露与交流得分的相关,结果发现CRQ中文版总分与CES-D、强迫冥想、反思、亲密袒露与交流得分呈显著正相关,与S-AI得分相关不显著,而CRQ中理解性维度与S-AI得分呈显著正相关,具体见表3。

2.2.5 聚合效度和区分效度 在修订后的CRQ中,3个维度的组合信度分别为0.91,0.85,0.73;平均方差抽取量分别为:0.49,0.36,0.47。组合信度均满足标准,因子载荷量也达到标准,说明该问卷的聚合效

度较好^[29]。

区分效度的检验标准是每个因子的平均方差抽取量大于该因子与其他因子间的相关系数的平方。经分析得出,理解性的平均方差抽取量为0.49,该因子与其他因子间的相关系数的平方分别为0.41,0.47;相互鼓励谈论的平均方差抽取量为0.36,与其他因子间的相关系数的平方分别为0.41,0.24;关注消极感受的平均方差抽取量为0.47,与其他因子间的相关系数的平方分别为0.47,0.24;分析比较得出,除少数不满足标准外,大多数因子的平均方差抽取量均大于其与其他因子间的相关系数的平方。因此,该问卷的区分效度较好。

表3 CRQ中文版的效标关联效度(n=248)

量表	CRQ-24 理解性	相互鼓励谈论	关注消极感受
状态焦虑	0.11	0.17**	0.03
抑郁	0.18**	0.17**	0.10
强迫冥想	0.18**	0.15*	0.18**
反思	0.17**	0.17**	0.12
亲密袒露与交流	0.25**	0.17**	0.30**

注:* $P<0.05$,** $P<0.01$,下同。

2.3 信度分析

CRQ-24问卷总的Cronbach's α 系数为0.93,理解性、相互鼓励谈论与关注消极感受3个因子的 α 系数分别0.91、0.85、0.73,在间隔5周后的重测数据表明,总问卷及各个因子前后两次得分的相关系数在0.52-0.78之间。具体见表4。

表4 CRQ中文版的内部一致性信度和5周后重测信度

	Cronbach's α (n=236)	重测信度(n=69)
CRQ-24	0.93	0.78**
理解性	0.91	0.63**
相互鼓励谈论	0.85	0.64**
关注消极感受	0.73	0.52**

3 讨 论

本研究修订的问卷结构与已有研究^[17,18]基本一致,呈现出稳定的3因子结构,包括理解性(包含11个条目)、相互鼓励谈论(包含10个条目)、关注消极感受(包含3个条目)。与原版问卷27个条目不同,在修订过程中共删除了3个条目(条目1,9,13)。项目分析发现,条目1“我们在一起时,大部分时间都在讨论我或他(她)遇到的困扰”,因素负荷和共同度较低,且无维度归属,因此删除该条目。条目9属于Davidson研究^[20]中的“重复讨论问题”维度,条目13属于“详细讨论问题的原因和结果”维度,均存在在

其他因子上的多重负荷,因此予以删除。

本研究以已有的维度名称为基础,并结合三维度下的所有题目给以命名,因子1命名为“理解性”,与Davidson研究中因子1的含义类似,与Dam研究中的理解性维度命名相同,均表明专注于理解问题的原因、结果和细节,因此沿用了该命名;因子2命名为“相互鼓励谈论”,这与Davidson研究中因子2的条目意义类似,反映双方之间对问题的积极讨论;因子3命名为“关注消极感受”,表明个体过度沉浸于消极情绪,而忽视解决问题的进度。该因子在青少年样本中的命名与Davidson的研究有所差别,除问卷所施测的文化背景、施测样本的差异可能会导致这些项目的维度归属不同外,因子命名也大多停留在现象的描述阶段,并没有对因子作出概念化的界定。因此综合参考条目意义和特征及相关研究^[14,15]将因子3命名为“关注消极感受”。本研究探索的共同冗思三因子结构得到了验证,其更能凸显在中国文化背景下被试共同冗思的潜在结构。

本研究显示修订后的共同冗思问卷中文版具有良好的心理学测量属性。探索性因素分析和验证性因素分析得出的各项指标均符合测量学的基本要求。在信度方面,总问卷及各维度的内部一致性信度都较高。在重测信度方面也表现了良好的测量学要求。探索性和验证性因素分析结果表明,三因素模型在各拟合指数上均优于单因素模型,且在标准取值范围内,结果估计的基本适配指标较好,没有违反模型辨认原则。另外,各因子之间的中度相关说明了各因子间既存在关联,又有其独立的一面。

本研究还讨论了共同冗思问卷和其他效标的相关性,结果发现,对于中学生样本共同冗思问卷总分与抑郁、冗思、自我表露呈显著正相关;共同冗思问卷得分越高,冗思水平越高,体验到的抑郁情绪越多,这一结果和已有研究^[19]结果一致。就具体维度而言,理解性与状态焦虑、抑郁、冗思及自我表露显著相关;关注消极感受与抑郁、自我表露显著相关;相互鼓励谈论与强迫冥想、自我表露显著相关;与其他维度不同的是,该维度与状态焦虑、抑郁均无显著相关。表明共同冗思的某些成分可能是具有适应性的,或至少与其他成分相比并无消极影响,这与已有研究结果不谋而合^[18]。

综上所述,修订后的共同冗思问卷信效度符合心理测量学要求,可以作为评估我国中学生共同冗思的工具。

参 考 文 献

- 1 王茹婧,李虹,倪士光,王新洋.家庭功能对流动青少年睡眠质量的影响:一个条件过程模型.中国临床心理学杂志,2017,25(4):704-708
- 2 Smith RL, Rose AJ. The “cost of caring” in youths’ friendships: Considering associations among social perspective taking, co-rumination, and empathetic distress. *Developmental Psychology*, 2011, 47(6): 1792
- 3 Waller EM, Rose AJ. Adjustment trade-offs of co-rumination in mother-adolescent relationships. *Journal of Adolescence*, 2000, 33(3): 487-497
- 4 Rose AJ. Co-rumination in the friendships of girls and boys. *Child Development*, 2002, 73(6): 1830-1843
- 5 Calmes CA, Roberts JE. Rumination in interpersonal relationships: Does co-rumination explain gender differences in emotional distress and relationship satisfaction among college students?. *Cognitive Therapy and Research*, 2008, 32(4): 577-590
- 6 Rose AJ, Carlson W, Waller EM. Prospective associations of co-rumination with friendship and emotional adjustment: considering the socioemotional trade-offs of co-rumination. *Developmental Psychology*, 2007, 43(4): 1019
- 7 Starr LR. When support seeking backfires: Co-rumination, excessive reassurance seeking, and depressed mood in the daily lives of young adults. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 2015, 34(5): 436-457
- 8 Rose AJ, Carlson W, Waller EM. Prospective associations of co-rumination with friendship and emotional adjustment: considering the socioemotional trade-offs of co-rumination. *Developmental Psychology*, 2007, 43(4): 1019
- 9 Starr LR, Davila J. Clarifying co-rumination: Associations with internalizing symptoms and romantic involvement among adolescent girls. *Journal of Adolescence*, 2009, 32(1): 19-37
- 10 Hankin BL, Stone L, Wright PA. Corumination, interpersonal stress generation, and internalizing symptoms: Accumulating effects and transactional influences in a multi-wave study of adolescents. *Development and Psychopathology*, 2010, 22(1): 217-235
- 11 Stone LB, Hankin BL, Gibb BE, et al. Co-rumination predicts the onset of depressive disorders during adolescence. *Journal of Abnormal Psychology*, 2011, 120(3): 752
- 12 Rose AJ, Glick GC, Smith RL, et al. Co-rumination exacerbates stress generation among adolescents with depressive symptoms. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 2016. 1-11
- 13 Schwartz-Mette RA, Rose AJ. Co-rumination mediates contagion of internalizing symptoms within youths’ friendships. *Developmental Psychology*, 2012, 48(5): 1355
- 14 Byrd-Craven J, Geary DC, Rose AJ, et al. Co-ruminating increases stress hormone levels in women. *Hormones and Behavior*, 2008, 53(3): 489-492
- 15 Byrd-Craven J, Granger DA, Auer BJ. Stress reactivity to co-rumination in young women’s friendships: Cortisol, alpha-amylase, and negative affect focus. *Journal of Social and Personal Relationships*, 2011, 28(4): 469-487
- 16 Jose PE, Wilkins H, Spindel JS. Does social anxiety predict rumination and co-rumination among adolescents?. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 2012, 41(1): 86-91
- 17 Dam A, Roelofs J, Muris P. Correlates of Co-rumination in Non-clinical Adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 2014, 23(3): 521-526
- 18 Davidson CL, Grant DMM, Byrd-Craven J, et al. Psychometric properties of the co-rumination questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 2014, 70: 171-175
- 19 Stone LB, Gibb BE. Brief report: Preliminary evidence that co-rumination fosters adolescents’ depression risk by increasing rumination. *Journal of adolescence*, 2015, 38: 1-4
- 20 Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach’s alpha. *International Journal of Medical Education*, 2011, 2: 53
- 21 Spindel JS, Simonds LM, Avery RE. The Relationship between Co-rumination and Internalizing Problems: A Systematic Review and Meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 2017, 24(2): 512-527
- 22 陈祉妍,杨小冬,李新影.流调中心抑郁量表在我国青少年中的试用.中国临床心理学杂志,2009,17(4):443-445
- 23 Nolen-Hoeksema S. Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 1991, 100(4): 569
- 24 杨娟,凌宇,肖晶,等.沉思反应量表中文版在高中生中初步运用结果分析.中国临床心理学杂志,2009,17(1):27-28
- 25 Nolen-Hoeksema S. The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 2000, 109(3): 504
- 26 邹泓,周晖,周燕.中学生友谊,友谊质量与同伴接纳的关系.北京师范大学学报:社会科学版,1998,1:43-50
- 27 付建斌.状态-特质焦虑问卷构想效度的验证性因素分析.中国心理卫生杂志,1997,11(4):216-217
- 28 Ma Y, Han S. Neural representation of self-concept in sighted and congenitally blind adults. *Brain*, 2011, 134(1): 235-246
- 29 Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 1981: 39-50