

中文版正念养育量表在母亲群体中的信效度检验

杨 柳^{1*}, 黄嘉诚², 高 健^{3*}

(1. 北京师范大学中国基础教育质量监测协同创新中心, 北京 100875;

2. 北京师范大学教育学部, 北京 100875; 3. 山东师范大学教育学部, 济南 250014)

摘 要:目的:对正念养育量表进行中文版修订并在母亲群体中检验其信效度。方法:采用正念养育量表对中国内地 803 名儿童的母亲进行测试,弗莱堡正念调查表(FMI)作为效标,两周后随机抽取 126 人进行重测。结果:探索性因素分析结果得到 6 个因子,分别为充分倾听、同情孩子、养育中的非评判性接纳、养育关系中的自我调控、对孩子的情绪觉知、对自我的情绪觉知,累积方差贡献率为 55.89%。验证性因子分析表明数据拟合较好($\chi^2/df=2.25$, CFI=0.92, TLI=0.90, RMSEA=0.05, 90% CI [0.045, 0.056], SRMR=0.06)。总量表及 6 因子的 Cronbach's α 系数为 0.88, 0.77, 0.77, 0.70, 0.66, 0.59, 0.62; 总量表及 6 因子的重测信度为 0.83, 0.85, 0.86, 0.82, 0.78, 0.61, 0.71; 总量表、各分量表与 FMI 的相关系数范围为 0.29~0.56 (均 $p<0.001$)。结论:中文修订版正念养育量表信效度良好,可用于评估母亲的正念养育水平。

关键词:正念养育;信度;效度

中图分类号:B841.2

文献标识码:A

文章编号:1003-5184(2021)04-0356-08

1 问题提出

自正念(mindfulness)引入我国后便得到了迅速的传播和发展,其通过强调“对注意的自我调控(self-regulation to attention)”和“对个体经验的导向(orientation to one's experience)”这两个核心思想以期使个体的自我觉知能力提升、身心状态发生转变(Bishop et al., 2006)。其早期主要集中在康复护理和临床心理学领域的干预研究,针对的群体主要为癌症患者(Massion et al., 1995)、慢性疼痛病人(Kabat-Zinn, Lipworth, & Burney, 1985)以及各种心理障碍(抑郁、焦虑等)人群等(Kabat-Zinn et al., 1992),结果发现正念对疾病改善和心理调适具有积极影响。近年来,学者逐渐开始将正念推广至家庭、工作甚至是体育竞技等方面,为丰富正念的理论和实践应用做出了巨大的贡献。

在当前我国的家庭教养实际中,由于父母面临着繁杂的生活事件,常常处于压力的漩涡,其自身未加处理的情绪或状态可能会不自觉地带入到亲子关系当中,一些不当的言语沟通或行为方式则会引起亲子冲突和关系紧张等问题(周晖等, 2018)。而且受传统文化观念的影响,父母常以自上而下训导式的姿态对子女提出各方面的严格要求与行为评价,

以至于过分关注外在约束规范,而忽视了子女的内在情感需要(刘莉,王美芳, 2018)。因此,“如何实施适宜教养”成为了家长和研究人員所关注的重要课题,而应用性较强的正念养育的兴起为实现这一目标提供了可能的路径。

正念养育(mindful parenting)作为正念理论在家庭教育领域中的扩展和运用,是一种以正念为特点的教养方式,目前已经被学者广泛接受,其最早于 20 世纪 80 年代由卡巴金(Kabat-Zinn)提出,指父母有意识地将非评判性的关注带入到养育孩子和家庭中,以便更深度地理解孩子和父母自身(M. Kabat-Zinn & J. Kabat-Zinn, 1997),强调始终处于“此时此地”的意识和以澄澈平静的心灵对待所发生一切的开放态度(高健, 2017)。与一般的正念有所不同的是,正念养育不仅关注于个人内心过程(intrapersonal process),而且也关注人际过程(interpersonal process)(Coatsworth et al., 2009),这意味着父母在觉察和思考养育过程中的自身内在状态的同时,也要全神贯注于与子女之间的互动关系。正念养育的习练不仅有助于形成积极安全的亲子关系(Townshend et al., 2016),促进儿童健康,减少内化和外化行为问题,提高注意力(Moreira, Gouveia, & Canavar-

* 通讯作者:杨柳, E-mail: yangliucourage@126.com; 高健, E-mail: gjian06@126.com。

ro, 2018), 缓解父母养育压力和促进父母自我滋养 (Chan & Lam, 2017), 而且还有助于改善特殊儿童养育实践 (Dehkordian et al., 2017)。由此可见, 正念养育存在多方面的增益效用。随着正念在我国各个领域中的拓展分化, 开发具有领域特殊性的测量工具成为深入研究的迫切需求, 而正念养育量表是专门指向家庭教养领域的正念量表, 其可以作为直接评估干预方案有效性的重要衡量指标, 引进并修订该量表也将是促进国内父母正念养育本土化课程设计的重要起点。

正念养育的概念结构划分和测量工具编制是在不断发展演进过程中的。起初研究者更关注正念养育的态度与实践, 在自主权 (sovereignty)、共情 (empathy)、接纳 (acceptance) 三个概念基础上 (M. Kabat-Zinn & J. Kabat-Zinn, 1997), 发展出正念养育的四个方面内容, 即对儿童独特天性、情感和需要的更大觉知; 更多立足于当下的充分倾听; 把事物 (不管是愉悦的还是不愉快的) 作为当下的存在加以确认并接受; 识别自己的反应性冲动, 学习带着更大洞悉和善意以适宜的方式做出回应 (Beer, Ward, & Moar, 2013; Singh et al., 2010)。后来, 研究者更关注养育技能的可测量结构。依据一般正念测量的研究, Duncan 早在 2007 年开发了简化版的正念养育量表 (the inter-personal mindfulness in parenting scale, 简称 IEM-P), 包含 4 个因子, 分别为养育中专注于当下 (present-centered attention)、养育中当下的情绪觉知 (present-centered emotional awareness)、养育中的非反应性 (non-reactivity)、养育中的非评判性接纳 (non-judgmental acceptance), 共 10 个题项 (Duncan, 2007)。Duncan 等人于 2009 年又对其进行了扩充, 提出了正念养育概念的五因素理论模型: 第一, 充分倾听 (listening with full attention), 是指专注当下体验并全神贯注倾听孩子; 第二, 对自我及儿童的情绪觉知 (emotional awareness of self and child), 是指父母觉知自己及孩子情绪的能力; 第三, 养育关系中的自我调控 (self-regulation in the parenting relationship), 是指父母对孩子的行为表现较少的反应性, 采取更冷静的养育方式而非直接做出反应; 第四, 对自我及儿童的非评判性接纳 (nonjudgmental acceptance of self and child), 是指父母能够有意识地觉知到对自己和孩子所持有的任何潜在期望, 逐步学会采取更客观的态度接纳自己与

孩子的个性及行为; 第五, 对自我及儿童的同情 (compassion for self and child), 是指培养坦诚的态度, 关心与同情孩子及自己 (Duncan, Coatsworth, & Greenberg, 2009)。为了更彻底地对该理论模型进行评估, 便将简短的 10 个题项原始量表扩展为包含有 31 个题项的英文版量表 (the Interpersonal Mindfulness in Parenting Scale, IM-P)。随着正念养育这个概念在各个国家迅速得以发展, 英文版 IM-P 不断被翻译成不同语言版本, 如荷兰版 (Bruin et al., 2014)、葡萄牙版 (Moreira & Canavarro, 2017)、香港版 (Lo et al., 2018)、韩国版 (Kim et al., 2019)、西班牙版 (Orue et al., 2020) 等, 已然成为了国际上被广泛使用的正念养育评估工具。但是纵观目前我国关于正念养育的研究, 多为理论探讨, 缺乏相应的实证测量, 于是引进和修订适合我国文化背景的量表就显得十分必要。因此, 该研究以中国内地的母亲为样本, 旨在考察中文版正念养育量表的结构并评估该量表在母亲群体中的信效度。

2 方法

2.1 研究对象

预测样本: 基于当前普遍的家庭内部性别角色分工的形态, 女性受到文化传统、社会期望等多重因素的作用, 相比于男性, 往往在子女教养方面具有更高的卷入程度, 也承担更多的责任 (周晖等, 2018), 因此该研究聚焦于母亲群体。选取山东省济南市的 108 名母亲进行初始量表的施测, 共回收有效问卷 107 份, 其中, 被试的年龄范围为 23~45 岁, 平均 (30 ± 4) 岁, 在“初中及以下”“高中及中职”“专科”“本科”“研究生”五个受教育程度上所占的比重分别为 22.22%、23.15%、34.26%、16.67%、3.70%, 其所养育的儿童平均年龄为 (5 ± 2) 岁。

正式施测样本: 被试通过在线填写提交作答结果, 样本 A 使用了经预测修正后的 31 题初始中文量表, 样本 B 和样本 D 使用 25 题正式版中文量表。

(1) 样本 A: 用于项目分析和探索性因子分析。对山东、江苏、陕西、浙江等地的母亲进行调查, 共回收有效问卷 304 份, 被试的年龄范围为 20~48 岁, 平均 (31 ± 5) 岁, 在“初中及以下”“高中及中职”“专科”“本科”“研究生”五个受教育程度上所占的比重分别为 20.98%、22.95%、30.16%、22.62%、2.95%, 其所养育的儿童平均年龄为 (5 ± 3) 岁。

(2)样本 B:用于验证性因子分析。共回收有效问卷 499 份,被试的年龄范围为 19~55 岁,平均(33 ± 4)岁,在“初中及以下”“高中及中职”“专科”“本科”“研究生”五个受教育程度上所占的比重分别为 20.64%、20.64%、23.65%、30.06%、5.01%,其所养育的儿童平均年龄为(5 ± 2)岁。

(3)样本 C:用于效标关联效度检验。从样本 B 中随机抽取 276 名母亲填写弗莱堡正念调查表(freiburg mindfulness inventory, FMI),被试的年龄范围为 25~55 岁,平均(33 ± 4)岁,在“初中及以下”“高中及中职”“专科”“本科”“研究生”五个受教育程度上所占的比重分别为 26.09%、19.20%、19.20%、30.07%、5.43%,其所养育的儿童平均年龄为(5 ± 2)岁。

(4)样本 D:用于信度的重复验证。隔两周后,从样本 B 中抽取被试完成问卷,共收回有效问卷 126 份,被试的年龄范围为 25~48 岁,平均(34 ± 5)岁,在“初中及以下”“高中及中职”“专科”“本科”“研究生”五个受教育程度上所占的比重分别为 11.90%、16.67%、23.02%、44.44%、3.97%,其所养育的儿童平均年龄为(5 ± 2)岁。

2.2 测量工具

2.2.1 英文版正念养育量表

采用 31 题的英文版正念养育量表(interpersonal mindfulness in parenting scale, IM-P),其共包含 5 个因子,即充分倾听、对自我及儿童的情绪觉知、养育关系中的自我调控、对自我及儿童的非评判性接纳、对自我及儿童的同情(Bruin et al., 2014)。采用 Likert-5 计分,从 1(从不)到 5(总是),得分越高代表养育中的正念水平越高。

在征得原量表编制者授权后,根据中国文化背景和语言表达习惯对 IM-P 进行了汉化和初步调改。首先由 1 名学前教育学专家、1 名心理学专家分别将量表翻译成中文初稿并且对存在异议、歧义的地方进行了讨论与调整;其次邀请 2 位英语翻译专业的高校教师参与将量表中文初稿回译成英文,获得回译后的英文版量表;然后组织参与量表翻译、回译的所有专家共同讨论比较原英文版量表、回译后英文版量表、中文版量表初稿的差异,着重分析语词的差异及分歧,对中文版量表进行细微修改与调整;最后,加入问卷指导语之后,请 2 名教育学和心理学专家进行量表的试阅与审核,并选取 108 名母

亲作为预测样本进行施测。结合被试的作答情况,根据基本信息追溯到具体的施测对象,请被试就汉语语义的理解、简化及修订参与访谈。进而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调整,如被试表示题项 28 中的“对孩子的观点保持开放心态”表述太过于宽泛难以具象化,由此根据被试的补充回答,将其改为“允许孩子有自己的立场”。经过反复修改形成中文版正念养育量表,从而保证了正念养育中文版量表文字表达明确、清晰且符合中国家长的阅读习惯。

2.2.2 弗莱堡正念调查表

采用陈语汉化修订完成的弗莱堡正念调查表(freiburg mindfulness inventory, FMI)来测量一般正念水平(陈语, 2011),该量表共 14 个题项,采用 Likert-4 计分,在被试阅读各条目相关描述之后,根据自身感受,从 4 个选项中进行选择,得分从 1(很少)到 4(总是),得分越高代表个体的正念水平越高。该量表具有较好的信效度(Cronbach's $\alpha = 0.80$,重测信度 $r = 0.67$)。

2.3 统计方法

使用 SPSS22.0 软件进行检验,数据符合正态分布,并开展描述性分析、项目分析、相关分析以及探索性因子分析。采用 Mplus 7.4 软件建构因子模型,验证量表的结构效度。

3 研究结果

3.1 项目分析

采取项目分析中常用的两种方法即临界比值法与同质性检验法对中文版正念养育量表进行分析。临界比值法采用 27% 分组法,依据临界分数将数据进行高低分组。采用独立样本 t 检验,求出高低两组在各题项平均分的差异显著性。结果表明,量表高分组均值为 3.71 ± 0.21 ,低分组均值为 2.94 ± 0.17 , $t(181) = -27.01$, $p < 0.001$ 。在对每个题项的 t 检验中,为了提高题项鉴别力,极端值的临界比一般将 t 统计量的标准值设为 3.00,同质性检验使用相关法(吴明隆, 2010),计算各题项与总量表的相关系数,在信度分析中计算各题项校正的项总相关性(项已删除的 Cronbach's α 系数,依据皮尔逊相关系数的判别标准(r 值 0.10 左右为低相关, 0.30 边缘为中度相关)和题项校正的项总相关性(>0.4),综合上述指标删除 6 个题项,即 Q3、Q4、Q5、Q15、Q17 和 Q20(详见表 1)。

表 1 中文版正念养育量表初始量表需删除项目分析 (n = 304)

题项	t	p	r	p	CITC	α
Q3 意识到孩子情绪对你情绪的影响	-0.74	0.464	0.15	0.009	0.06	0.802
Q4 不带主观判断地倾听孩子	-2.89	0.004	0.19	0.001	0.08	0.803
Q5 急于回应孩子	-1.96	0.052	0.11	0.063	0.01	0.805
Q15 挑剔自己的养育过失	-2.64	0.009	0.13	0.022	0.05	0.802
Q17 难以招架孩子时,感到自责	-1.38	0.169	0.05	0.363	-0.04	0.806
Q20 对养育行为感到后悔时,原谅自己	-0.62	0.534	0.03	0.595	-0.05	0.804

注:t 代表鉴别度,r 代表题项与总分的相关,CITC 代表校正的项总相关性。α 代表项已删除的 Cronbach's α 值。

3.2 效度分析

3.2.1 探索性因子分析

首先进行取样适当性检验,即对剩余的 25 个题项进行 KMO 检验和 Bartlett's 球形检验。结果显示:KMO = 0.87 (> 0.5),表明变量间的相关性较高,且 Bartlett's 球形检验 $\chi^2(300, n = 304) = 2250.21, p < 0.001$,说明适合进行因子分析。因子提取采用主轴因素法,因子旋转采用斜交旋转进行探索性因子分析。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 的因子有 6 个,累计方差贡献率为 55.89%。各题项的因子荷载见表 2。

在考虑题项的因子归属与命名时,主要依据探索性因子分析提取的因子负荷值,但同时参照正念

养育理论模型和荷兰版正念养育分量表及其他版本量表。将第一个因子命名为“充分倾听”,表示全身心投入到与孩子的互动当中并认真聆听孩子的内在意愿;将第二个因子命名为“同情孩子”,表示在与孩子的矛盾当中能体察和爱护孩子;将第三个因子命名为“对自我的情绪觉知”,表示在与孩子的交往当中能体验到自己的情绪感受;将第四个因子命名为“养育中的非评判性接纳”,表示能够了解到对自身和孩子的期待和评价,并逐渐学会善待和宽容;将第五个因子命名为“养育关系中的自我调控”,表示在面临具有挑战性养育情境时,倾向于采取具有包容性和灵活性的态度,而非做出即时反应性的行为;将第六个因子命名为“对孩子的情绪觉知”,表示能够体察和感受到孩子的情绪状态和变化。

表 2 中文版正念养育量表探索性因子结构矩阵 (n = 304)

因子 1:LFA		因子 2:CC		因子 3:EAS		因子 4:NJAP		因子 5:SRPR		因子 6:EAC	
题项	负荷	题项	负荷	题项	负荷	题项	负荷	题项	负荷	题项	负荷
Q13	0.80	Q25	0.79	Q6	0.71	Q23	0.82	Q28	0.69	Q12	0.62
Q9	0.65	Q31	0.68	Q7	0.60	Q29	0.59	Q18	0.69	Q22	0.62
Q19	0.60	Q27	0.65	Q21	0.45	Q26	0.56	Q14	0.37	Q30	0.49
Q1	0.52	Q16	0.56	Q2	0.42	Q11	0.51				
Q24	0.47			Q8	0.40	Q10	0.40				

注:LFA = 充分倾听(listening with full attention),CC = 同情孩子(compassion for the child),EAS = 对自我的情绪觉知(emotional awareness of self),NJAP = 养育中的非评判性接纳(non-judgmental acceptance of parental functioning),SRPR = 养育关系中的自我调控(self-regulation in the parenting relationship),EAC = 对孩子的情绪觉知(emotional awareness of the child),下同。

3.2.2 验证性因子分析

运用 Mplus 7.4 对 25 题的中文版正念养育量表进行验证性因子分析,检验的内容包含两个方面:一是模型检验,即检验所得的六因素的测量模型和结构模型是否得到另外样本的数据支持;二是进行模型比较,即对比其他可能的模型,以确定最优模型。六因素一阶模型的拟合指数为 $\chi^2/df = 2.25$, RMSEA = 0.05, 90% CI [0.045, 0.056], SRMR =

0.06, CFI = 0.92, TLI = 0.90。根据临界值指标要求(侯杰泰,温忠麟,成子娟,2004),中文版正念养育六因子一阶结构模型可接受。此外,该研究将单因子模型和六因子二阶模型作为竞争模型,以比较六因子一阶结构是否为最佳模型。结果显示,竞争模型的各项拟合指数并未优于六因子一阶模型,因此仍选用六因子一阶模型。详见表 3。

表3 中文版正念养育量表六因子一阶模型、二阶模型与单因子模型的拟合指数($n=499$)

	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)	SRMR
六因子一阶模型	545.59	242	2.25	0.92	0.90	0.050(0.045,0.056)	0.06
单因子模型	900.18	258	3.49	0.83	0.80	0.071(0.066,0.076)	0.08
六因子二阶模型	821.96	251	3.27	0.85	0.82	0.068(0.062,0.073)	0.08

3.2.3 效标效度

效标效度是以经典量表的测量结果作为参照标准,与当前数据所得结果进行相关分析,如果相关系数数值较高,则说明效标效度良好(吴明隆,2010)。鉴于 FMI 具有广泛的认可度和较高的信效度,因此该研究选择其作为效标。通过效标关联效度检验可知,中文版正念养育总量表与 FMI($r=0.56, p<0.001$)存在显著正相关,而且各分量表与 FMI 的相关系数(r 分别为 0.29、0.48、0.34、0.34、0.50、

0.49, $p<0.001$)也均达到显著水平。

3.3 信度分析

3.3.1 内部一致性信度

经检验得知,中文版正念养育量表信度较好(Cronbach's $\alpha=0.88$),且各分量表的信度系数(0.59~0.77)也均在可接受范围(约克奇,2010),详见表4。此外,对量表进行折半信度检验,所得系数 $r=0.86$,达到较高水平的一致性。

表4 中文版正念养育量表的内部一致性系数($n=499$)

	LFA	CC	NJAP	SRPR	EAC	EAS	IM-P-C
Cronbach's α	0.77	0.77	0.70	0.66	0.59	0.62	0.88

3.3.2 重测信度

由于组内相关系数(intraclass correlation coefficient, ICC)是比 Pearson 相关系数更自然的关联指标,也能更精确地检验重测信度(余红梅等,2011),故使用两因素随机效应模型(2-way random effects model)进行组内相关系数分析,中文版正念养育各分量表的 ICC 值分别为 0.85、0.86、0.82、0.78、0.61、0.71, 95% CI [0.58, 0.90]; 总量表 ICC = 0.83, 95% CI [0.76, 0.88]。

4 讨论

4.1 中文版正念养育量表的信效度良好

经翻译-回译、专家评定以及被试访谈后,形成了共31题的中文版正念养育初始量表。通过先后四次施测,对中文版正念养育量表各项心理测量学指标进行分析。通过项目分析,按照相应的测量指标,删除了6个未达标的题项(3、4、5、15、17、20),导致其统计特性不佳的原因可能有三方面:题项翻译的偏差;文化背景的差异导致被试对题项的理解不同;文化背景的差异导致测量的心理结构不同。因此该研究采用修订后的25题正式量表进行后续考察。

在因子分析当中发现,正式量表共析出了6个因子,累计方差贡献率超过了50%,各题项的因子载荷量在0.37~0.82之间,达到测量学要求(Comrey & Lee, 1992)。从该研究的结果来看,因子划分和具体题项的归属与原英文量表存在少许差异,主

要体现在以下两点:其一,英文版量表中的“自我与孩子的情绪觉知”这一因子在该研究中被分解为“对自我的情绪觉知”和“对孩子的情绪觉知”,说明以儿童为导向和以自我为导向的题项即便在概念上有相似之处,也必然落在不同的因子上,这可能受到成人自身被教养的经历所影响。具体而言,尽管可以预期对自我的情绪觉知与对孩子的情绪觉知可能是相关的,但是就临床现象而言,那些在孩童时期较少受到关爱和照顾或者有创伤背景的家长可能对孩子的情绪觉知要比对自己容易得多;同样地,那些从小就接受过度放任教育的家长可能会对自身更容易产生情绪觉知而非对其子女(Bruin et al., 2014)。这一划分方式虽与英文版不同,但是却与韩国版、香港版一致,这说明量表的引进和使用应需考虑其文化适宜性。与西方文化群体相比,“反刍”和“抑制”是东方文化背景下父母所具有的独特情绪应对方式(Lo et al., 2018),这意味着中国家长与孩子相处的过程中尽管会对孩子无微不至但却可能对自己的情绪觉知并不敏锐和充分。因此,对自我与孩子的情感觉知分别成为正念养育的两个独立因素将会更有效地评估家长是否有更客观的方法与孩子互动,以及他们是否更准确地观察和捕捉自己的情绪和孩子的情绪(Kim et al., 2019)。其二,涉及同情自我的题项并未被整合到该量表中,仅保留了同情孩子。根据正念养育的理论框架,同情和接纳自我是不可或缺的组成部分(Duncan, Coatsworth, & Greenberg,

2009),然而在我国传统文化中,家长会更倾向于关注孩子却容易忽视自己,因此对自我的慈悲可能并不会被视为正念养育的一种必要组成部分。尽管如此,这并不一定意味着我国的家长应该完全忽视对自我的同情。Gouveia 等人(2016)发现,自我同情对家长教养结果既有积极的直接影响,也能够通过增强正念养育发挥间接影响。因此,在我国育儿文化中,同情和接纳自我可能扮演一个重要但独立的角色,而不是仅仅被视为正念养育的一个构成要素,可以在未来的研究中进一步研究自我同情与正念养育之间的关系。另外,验证性因素分析也支持了该量表的六因子一阶结构,结果拟合良好,可知该量表具有良好的结构效度。在效标效度方面,中文版正念养育总量表及各分量表与中文版弗莱堡正念调查的相关系数(0.29~0.56)均达到显著水平,这说明该量表具有较好的效标效度。

一般认为,总量表的信度系数最好在0.80以上,0.70~0.80之间尚可接受;分量表信度系数应该在0.70以上,0.50~0.70也可接受(吴明隆,2010)。该研究总量表的内部一致性系数为0.88,各分量表的内部一致性系数为0.59~0.77,说明中文版正念养育量表具有良好的信度。另外,通常认为重测信度在0.75以上极好,在0.40~0.75之间为中等到较好(Fleiss,1986)。该研究总量表间隔两周的前后测得到的组内相关 $ICC=0.83$,且分量表的重测信度(0.61~0.86)也均在可接受标准范围内,这说明量表的重测信度较高,具有良好的跨时间稳定性。

总而言之,中文版正念养育量表作为一份专门针对家庭教养领域的测量工具,编制过程科学合理、目的明确、步骤清晰,具有较高的可参考性,而且量表的各项心理测量学指标显示其具有较高的信效度,能够有效考察母亲正念养育水平,这为国内的正念养育研究者和相关工作者提供了切实有效的工具支持。

4.2 研究展望

首先,不同版本量表验证结果存在一定差异,已有研究进行效标效度验证所采用的效标存在多样性,比如弗莱堡正念调查表、正念注意觉知量表(Mindful Attention Awareness Scale,MAAS)等(Bruin et al.,2014;Moreira & Canavarro,2017)。而该研究受条件所限,未能追踪考察正念养育对孩子发展结果的预测效度。因此,未来的研究需要尝试纳入更

多的潜在结果变量以增强量表的可靠性。其次,从样本上看,该研究虽聚焦于母亲群体,这与葡萄牙版本相一致(Moreira & Canavarro,2017),但并不否认父亲作为家庭系统中的重要组成成员也能够深刻地影响着教养的观念和态度(Silk - Eglit, Lynch, & Mccaffrey,2016),而且父亲也逐渐开始意识到自身角色在孩子教养过程中的重要性并尝试参与其中(李晓巍,魏晓宇,2017)。未来正念养育的相关研究可考虑将父亲纳入研究范围,检验该量表对父亲的适用性以便对父母双方的正念养育水平及其对孩子的影响进行差异比较。已有研究也表明,相比于父亲,母亲的正念养育水平更高(Han et al.,2021),因而也需要在中国文化背景下进一步验证该量表的已知组别特征(known - group validation;Moreira & Canavarro,2017)。最后,该研究中被试所养育的儿童主要集中于学前期,而考察不同年龄阶段子女的父母正念养育水平也是未来值得研究的问题。

4.3 结论

应用心理测验编制的原理和技术,对正念养育量表进行中文版修订,最终结果表明该量表共由6个因子构成,即充分倾听、同情孩子、养育中的非评判性接纳、对自我的情绪觉知、养育关系中的自我调控、对孩子的情绪觉知,共25个题项,具有良好的信效度指标,可以较为准确地评估母亲正念养育的水平。

参考文献

- 陈语.(2011).弗莱堡正念调查量表(FMI)在中国大学生中的修订和信效度检验(硕士学位论文)(pp.1-38).北京师范大学心理学部,北京.
- 高健.(2017).正念养育的理念、课程及其作用机制.学前教育研究,30(11),25-34.
- 侯杰泰,温忠麟,成子娟.(2004).结构方程模型及其应用(pp.147-177).北京:教育科学出版社.
- 李晓巍,魏晓宇.(2017).父亲参与的现状及其与幼儿社会能力的关系——母亲教养效能的中介作用.北京师范大学学报(社会科学版),61(5),49-58.
- 刘莉,王美芳.(2018).父母教养压力与儿童内化问题行为的关系:父母体罚的中介作用.中国临床心理学杂志,26(1),63-68.
- 吴明隆.(2010).问卷统计分析实务——SPSS操作与应用(pp.194-195+243-245).重庆:重庆大学出版社.
- 王玮玲.(2016).基于性别的家庭内部分工研究.重庆大学学报(社会科学版),22(5),135-143.
- 余红梅,罗艳虹,萨建艾,艾永梅.(2011).组内相关系数及

- 其软件实现. *中国卫生统计*, 28(5), 497 – 500.
- 约克奇. (2010). *SPSS 其实很简单* (刘超, 吴铮 译, pp. 59 – 60). 北京: 中国人民大学出版社.
- 周晖, 陈晓, 范林林, 苏岚颖, 谢晓琳, 林可秀, 王雨吟. (2018). 正念教养干预在中国家长中的应用: 可行性及有效性探讨. *中国临床心理学杂志*, 26(3), 615 – 619 + 574.
- Beer, M., Ward, L., & Moar, K. (2013). The relationship between mindful parenting and distress in parents of children with an autism spectrum disorder. *Mindfulness*, 4(2), 102 – 12.
- Behbahani, M., Zargar, F., Assarian, F., & Akbari, H. (2018). Effects of mindful parenting training on clinical symptoms in children with attention deficit hyperactivity disorder and parenting stress; Randomized controlled trial. *Iranian Journal of Medical Sciences*, 43(3), 1 – 12.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Veltling, D., & Devins, G. (2006). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(3), 230 – 241.
- Bruin, E. I., Zijlstra, B. J. H., Geurtzen, N., van Zundert, R. M. P., van de Weijer – Bergsma, E., Hartman, E. E., Nieuwesteeg, A. M., Duncan, L. G., & Bogels, S. M. (2014). Mindful parenting assessed further: Psychometric properties of the dutch version of the interpersonal mindfulness in Parenting Scale (IM – P). *Mindfulness*, 5(2), 200 – 212.
- Chan, T. O., & Lam, S. F. (2017). Mediator or moderator? The role of mindfulness in the association between child behavior problems and parental stress. *Research in Developmental Disabilities*, 70(11), 1 – 10.
- Coatsworth, J. D., Duncan, L. G., Greenberg, M. T., & Nix, R. L. (2009). Changing parent's mindfulness, child management skills and relationship quality with their youth: Results from a randomized pilot intervention trial. *Journal of Child and Family Studies*, 19(2), 203 – 217.
- Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor analysis* (p. 430). Hillsdale, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates.
- Dehkordian, P., Hamid, N., Beshlideh, K., & Honarmand, M. M. (2017). The effectiveness of mindful parenting, social thinking and exercise on quality of life in ADHD children. *International Journal of Pediatrics*, 5(2), 4295 – 4302.
- Duncan, L. G. (2007). *Assessment of mindful parenting among parents of early adolescents: Development and validation of the Interpersonal Mindfulness in Parenting scale* (pp. 1 – 18). Ann Arbor: The Pennsylvania State University.
- Duncan, L. G., Coatsworth, J. D., & Greenberg, M. T. (2009). A model of mindful parenting: Implications for parent – child relationships and prevention research. *Clinical Child & Family Psychology Review*, 12(3), 255 – 270.
- Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiment* (pp. 1 – 31). New York: John Wiley Sons.
- Gouveia, M. J., Carona, C., Canavarro, M. C., & Moreira, H. (2016). Self – compassion and dispositional mindfulness are associated with parenting styles and parenting stress: The mediating role of mindful parenting. *Mindfulness*, 7(3), 700 – 712.
- Han, Z. R., Ahemaitijiang, N., Yan, J., Hu, X., Parent, J., Dale, C., DiMarzio, K., & Singh, N. (2021). Parent mindfulness, parenting, and child psychopathology in china. *Mindfulness*, 12(1), 334 – 343.
- Kabat – Zinn, J., Lipworth, L., & Burney, R. (1985). The clinical use of mindfulness meditation for the self – regulation of chronic pain. *Journal of Behavioral Medicine*, 8(2), 163 – 190.
- Kabat – Zinn, J., Massion, A. O., Kristeller, J., Peterson, L. G., Fletcher, K. E., Pbert, L., Lenderking, W. R., & Santorelli, S. F. (1992). Effectiveness of a meditation – based stress reduction program in the treatment of anxiety disorders. *The American Journal of Psychiatry*, 149(7), 936 – 994.
- Kabat – Zinn, M., & Kabat – Zinn, J. (1997). *Everyday blessings: The inner work of mindful parenting* (pp. 13 – 22). New York: Hachette Books.
- Kim, E., Krägeloh, C. U., Medvedev, O. N., Duncan, L. G., & Singh, N. N. (2019). Interpersonal mindfulness in parenting scale: Testing the psychometric properties of a Korean version. *Mindfulness*, 10(3), 516 – 528.
- Lo, H. H. M., Yeung, J. W. K., Duncan, L. G., Ma, Y., Siu, A. F. Y., Chan, S. K. C., Choi, C. W., Szeto, M. P., Chow, K. K. W., & Ng, S. M. (2018). Validating of the Interpersonal Mindfulness in Parenting Scale in Hong Kong Chinese. *Mindfulness*, 9(1), 1 – 12.
- Massion, A. O., Teas, J., Hebert, J. R., Wertheimer, M. D., & Kabatzinn, J. (1995). Meditation, melatonin and breast/prostate cancer: Hypothesis and preliminary data. *Medical Hypothesis*, 44(1), 39 – 46.
- Moreira, H., & Canavarro, M. C. (2017). Psychometric properties of the Interpersonal Mindfulness in Parenting Scale in a sample of Portuguese mothers. *Mindfulness*, 8(3), 691 – 706.
- Moreira, H., Gouveia, M. J., & Canavarro, M. C. (2018). Is mindful parenting associated with adolescents' well – being in early and middle/late adolescence? the mediating role of adolescents' attachment representations, self – compassion and mindfulness. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(8), 1771 – 1788.
- Orue, I., Calvete, E., Fernández, G. L., Gómez, O. J., Odriozola, J. G., Colomer, E. R., & Cortazar, N. (2020). A Spanish

- adaptation of the mindfulness in parenting questionnaire. *Psychothema*, 32(1), 130 – 137.
- Silk – Eglit, G. M. , Lynch, J. K. , & McCaffrey, R. J. (2016). Validation of Victoria Symptom Validity Test Cutoff Scores among mild traumatic brain injury litigants using a known – groups design. *The Official Journal of the National Academy Neuropsychologists*, 31(3), 231.
- Singh, N. N. , Lancioni, G. E. , Winton, A. S. W. , Singh, J. , Singh, A. N. , Adkins, A. D. , & Wahler, R. G. (2010). Training in mindful caregiving transfers to parent – child interactions. *Journal of Child & Family Studies*, 19(2), 167 – 174.
- Townshend, K. , Jordan, Z. , Stephenson, M. , & Tsey, K. (2016). The effectiveness of mindful parenting programs in promoting parents’ and children’s wellbeing: A systematic review. *JBI Database of Systematic Reviews and Implementation Reports*, 14(3), 139 – 180.

Psychometric Properties of Chinese Version of the Interpersonal Mindfulness in Parenting Scale among the Mother Group

Yang Liu¹, Huang Jiacheng², Gao Jian³

(1. Collaborative Innovation Center of Assessment for Basic Education Quality, Beijing 100875;

2. Faculty of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875;

3. Faculty of Education, Shandong Normal University, Jinan 250014)

Abstract: Objective: To explore the psychometric properties of the Chinese version of the Interpersonal Mindfulness in Parenting Scale (IM – P – C) among the mother group. Methods: A total of 803 mothers of children in mainland China were tested with the interpersonal mindfulness in parenting scale, and at the same time, the Freiburg Mindfulness Inventory (FMI) were used as the criterion. After two weeks, 126 mothers of children were randomly selected to examine the test – retest reliability. Results: Exploratory factor analysis obtained six factors including Listening with Full Attention, Compassion for Child, Nonjudgmental Acceptance in Parenting, Self – regulation in the Parenting Relationship, Emotional Awareness of Child, and Emotional Awareness of Self and the cumulative variance contribution rate was 55.89%. The confirmatory factor analysis also identified a six – factor model ($\chi^2/df = 2.25$, CFI = 0.92, TLI = 0.90, RMSEA = 0.05, 90% CI [0.045, 0.056], SRMR = 0.06). The Cronbach’s α for the total scale and each factor were 0.88, 0.77, 0.77, 0.70, 0.66, 0.59 and 0.62, respectively; The test – retest reliability for the total scale and each factor were 0.83, 0.85, 0.86, 0.82, 0.78, 0.61, 0.71; The correlations between the total scale and subscales and FMI ranged from 0.29 to 0.56 ($p < 0.001$). Conclusion: The revised Chinese version of IM – P – C has satisfactory reliability and validity, which can be used to measure the level of mothers’ mindful parenting.

Key words: mindful parenting; reliability; validity