

· 论著·预防·

父母正念养育、教养压力与青少年攻击行为的关系:基于主客体互倚模型

陈 思^{1,2}, 穆蔚琦^{1,2}, 周明洁^{1,2*}, 郭昀澄³

(1. 中国科学院心理研究所心理健康重点实验室, 北京 100101;

2. 中国科学院大学心理学系, 北京 100049;

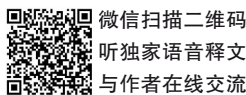
3. 湖南师范大学教育科学学院心理学系, 湖南 长沙 410081

*通信作者: 周明洁, E-mail: zhoumj@psych.ac.cn)

【摘要】 背景 父母正念养育水平关系青少年的身心健康,但目前关于正念养育的实证研究较少,尚未查阅探讨父母正念养育通过教养压力对青少年攻击行为的影响及主客体效应的研究。**目的** 探讨父母正念养育通过教养压力对青少年攻击行为的影响及主客体效应,为改善家庭教育以及对青少年行为问题的干预提供参考。**方法** 于2023年9月8日—15日,在四川省绵阳市某学校的小学五年级和六年级以及初中三个年级中的各年级随机选择3个班级、共907名学生,以学生家庭(包括父母和孩子)作为研究对象。采用正念养育量表(MIPQ)评定父母的正念养育水平,采用养育压力量表简化版(PSI-SF)评定父母的教养压力水平,采用青少年自评量表(YSR)中的攻击行为维度评定青少年攻击行为。采用Pearson相关分析考查各量表评分的相关性,采用主客体互倚模型分析父母正念养育对自身及配偶教养压力的影响,以及通过教养压力对青少年攻击行为的影响。**结果** 共472个家庭完成有效问卷调查。在主体效应方面,父亲正念养育通过父亲教养压力影响青少年攻击行为的效应值为-0.018($P=0.002$),母亲正念养育通过母亲教养压力影响青少年攻击行为的效应值为-0.026($P<0.01$)。在客体效应方面,父亲正念养育通过母亲教养压力影响青少年攻击行为的效应值为-0.006($P=0.026$),母亲正念养育通过父亲教养压力影响青少年攻击行为的效应值为-0.007($P=0.012$)。**结论** 父母正念养育可以通过自身及配偶的教养压力水平间接影响青少年攻击行为,主客体效应均显著。

【关键词】 正念养育;教养压力;青少年;攻击行为;主客体互倚模型

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



微信扫描二维码

听独家语音释文

与作者在线交流

中图分类号:R749.4

文献标识码:A

doi:10.11886/scjsws20240227003

Relationship between mindful parenting, parenting stress and adolescents' aggressive behaviors: based on actor-partner interdependence model

Chen Si^{1,2}, Mu Weiqi^{1,2}, Zhou Mingjie^{1,2*}, Guo Xucheng³

(1. CAS Key Laboratory of Mental Health, Institute of Psychology, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China;

2. Department of Psychology, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China;

3. Department of Psychology, School of Educational Science, Hunan Normal University, Changsha 410081, China

*Corresponding author: Zhou Mingjie, E-mail: zhoumj@psych.ac.cn)

【Abstract】 **Background** Mindful parenting is related to the physical and mental health of adolescents, but only few empirical studies have been conducted on the mindful parenting and none has addressed on the impact and actor-partner effects of mindful parenting on adolescents' aggressive behaviors via parenting stress. **Objective** To explore the impact and actor-partner effects of mindful parenting on adolescents' aggressive behaviors via parenting stress, so as to provide references for improvements in family education and interventions on behavioral problems in adolescents. **Methods** A sample of 907 subjects (including family members and students) from three classes in each of five grades from grade 5 in elementary school to grade 9 in junior high school in Mianyang, Sichuan Province were selected from September 8 to 15, 2023. Parents were assessed with Mindfulness In Parenting Questionnaire (MIPQ) and Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF), and students were required to fulfill aggressive behavior scale of Youth Self-Report (YSR). Pearson correlation analysis was utilized to examine the correlation among the above scales. The

基金项目:全国教育科学规划教育部重点项目(项目名称:婴幼儿父母养育倦怠的动态网络分析:联结机制与干预策略,项目编号:DBA220439)

actor-partner interdependence model was used to analyze the impact of mindful parenting on their own and their spouses' parenting stress, as well as the impact on adolescents' aggressive behaviors via parenting stress. **Results** A total of 472 families completed the effective questionnaires. Both father and mother's mindful parenting exhibited an actor effect on adolescents' aggressive behaviors via their own parenting stress, with the effect size of -0.018 ($P=0.002$) and -0.026 ($P=0.012$). The partner effect sizes of father's mindful parenting and mother's mindful parenting on adolescents' aggressive behaviors via their spouse's parenting stress were -0.006 ($P=0.026$) and -0.007 ($P=0.012$), respectively. **Conclusion** Mindful parenting has been proven to have specific indirect impact on adolescents' aggressive behaviors through their own and their spouse's parenting stress, and the actor effect and partner effect are found both significant. [Funded by Key Project of National Education Science Planning and Ministry of Education (number, DBA220439)]

[Keywords] Mindful parenting; Parenting stress; Adolescents; Aggressive behaviors; Actor-partner interdependence model

青少年阶段是个体身心发展的过渡期,因身心发展不平衡,个体易产生心理及行为问题^[1]。青少年攻击行为是个体意图对他人身体、心理造成伤害的目标定向动机行为^[2],严重影响青少年身心健康^[3-5]。青少年攻击行为的形成受多种因素的影响^[6]。有研究表明,基于家庭视角的父母养育是预测青少年心理及行为问题的重要因素^[7]。

正念是指对当下有意识的觉察且不对每时每刻的体验进行评判的觉察力^[8]。“正念养育”指父母在当下有意识且不带评判地对自己与孩子的内在状态及教养过程的注意和觉知^[9]。父母正念养育水平不仅影响自身心理健康,也对教养行为、亲子关系以及青少年身心健康具有重要影响^[10]。目前,国内关于正念养育的实证研究较少,部分研究表明,父母正念养育水平可负向预测青少年抑郁问题^[11],但少有研究关注正念养育与青少年攻击行为的关系。Duncan 等^[12]、Bögels 等^[13]和陈晓等^[10]分别提出三个模型用于阐释正念养育的作用机制,但尚缺乏对模型中变量之间关系进行验证的实证研究^[14]。

教养压力是指父母在履行角色及亲子互动的过程中,由父母个人特质、亲子互动失调以及子女行为等引起的压力体验^[15]。父母的教养压力越大,其子女越可能出现攻击等问题行为^[16-17]。且既往研究表明,正念养育水平与教养压力呈负相关^[18-19]。由此推测,正念养育可能通过父母教养压力进而影响青少年问题行为的发生。

根据家庭系统理论,家庭成员相互影响、相互依赖^[20],但目前尚未查见采用主客体互倚模型^[21-22]分析父母正念养育通过教养压力影响青少年攻击行为的研究报道。故本研究在主客体互倚模型的基础上,建立父母正念养育的主客体假设模型,探究父母正念养育对彼此教养压力及青少年攻击行为的影响及作用机制。本研究假设:①父亲和母亲的正念养育水平均能通过各自的教养压力影响青

少年攻击行为,即主体效应显著;②父亲和母亲的正念养育水平均能通过配偶的教养压力影响青少年攻击行为,即客体效应显著。

1 对象与方法

1.1 对象

于 2023 年 9 月 8 日—15 日,在四川省绵阳市某九年制学校的小学五年级到初中三年级共 5 个年级中,随机选择 3 个班级共 907 名学生,将其家庭(包括父母和孩子)作为研究对象。共发放问卷 2 721 份,回收 2 428 份(父亲问卷 781 份、母亲问卷 833 份、学生问卷 764 份),其中有效问卷 2 101 份,父亲、母亲和学生的有效问卷分别为 678 份(74.75%)、736 份(81.15%)、687 份(75.74%)。父亲、母亲、学生三方均为有效问卷的家庭共 472 个(52.04%)。由 2.3 节可知,模型自由参数量为 20,结构方程模型要求样本量不低于模型自由参数量的 10 倍,本研究样本量为 472,满足要求。本研究通过中国科学院心理研究所伦理委员会审批,审批号:H20019。

1.2 评定工具

采用自编问卷收集研究对象基本信息,包括学生性别、年龄、年级、是否为独生子女以及父母的年龄。

采用赵亚萍^[23]修订的正念养育量表(Mindfulness In Parenting Questionnaire, MIPQ)评定父母的正念养育水平。该量表共 28 个条目,分为关注当下和正念管教两个维度。采用 1~4 分 4 级计分,两个维度评分之和为量表总评分,总评分越高表明正念养育水平越高。本研究中,父亲和母亲总量表的 Cronbach's α 系数分别为 0.955 和 0.949。

采用 Luo 等^[24]修订的养育压力量表简化版(Parenting Stress Index-Short Form, PSI-SF)评定父母的教养压力水平。该量表共 15 个条目,分为养

育压力、亲子互动失调以及困难儿童三个维度。采用 1~5 分 5 级计分,三个维度评分之和为量表总评分,总评分越高表明父母的教养压力越大。本研究中,父亲和母亲总量表的 Cronbach's α 系数分别为 0.923 和 0.916。

采用王润程等^[25]修订的青少年自评量表(Youth Self-Report, YSR)中的攻击行为维度评定青少年攻击行为。该维度共 17 个条目,采用 0~2 分 3 级计分,总评分越高表明攻击行为越严重。本研究中,该维度 Cronbach's α 系数为 0.783。

1.3 评定方法与质量控制

在家长会上,各班班主任将问卷调查的背景、内容、问卷作答要求、数据用途、隐私保密原则等告知与会家长,获得家长口头知情同意后,向家长发送 3 份问卷链接(包括父亲问卷、母亲问卷、学生问卷),由父亲、母亲及学生点击问卷链接分别作答,要求一周内(2023 年 9 月 8 日—15 日)提交答卷。问卷填写完成后,通过问卷星后台导出数据,以单题平均作答时间大于 2 秒、陷阱题回答正确以及学生未独立作答(问卷最后一个题目请学生选择是独立完成作答还是在父母的指导下完成作答)为剔除条件。若存在重复提交答卷者,则保留第一次作答结果。通过前期对各班基本信息的了解,各班级均不存在同名学生的情况,故以学生姓名+班级作为唯一值,将父母和学生共三份问卷进行关联匹配,得到最终数据。

1.4 统计方法

采用 SPSS 26.0 和 Mplus 8.3 进行统计分析。计数资料以 $[n(\%)]$ 表示;计量资料均符合正态分布,以 $(\bar{x}\pm s)$ 表示。采用 Pearson 和 Spearman 相关分析考查各量表评分之间的相关性,基本资料与各量表评分的相关性。采用主客体互倚模型考查父母正念养育通过教养压力对青少年攻击行为的影响。定样本量为 5 000,95% CI 不包含 0 表示路径成立。使用 Harman 单因子法进行共同方法偏差检验。检验水准 $\alpha=0.05$ 。

2 结 果

2.1 共同方法偏差检验

在学生问卷 17 个条目中,可提取 6 个特征值大于 1 的因素,最大公因子的方差解释率为 23.75%;在父亲问卷 43 个条目中,可提取 7 个特征值大于

1 的因素,最大公因子的方差解释率为 38.32%;在母亲问卷 43 个条目中,可提取 7 个特征值大于 1 的因素,最大公因子的方差解释率为 35.94%。将学生和父母双方的量表条目合并,进行探索性因素分析,结果显示,最大公因子的方差解释率为 23.31%。学生数据、父亲数据、母亲数据以及合并后的数据,均未出现只析出单一因子或某个因子的方差解释率大于 40% 的情况。故本研究不存在明显的共同方法偏差。

2.2 基本资料和量表评定结果

在 472 个父母和孩子匹配的家庭中,学生年龄 10~16 岁 $[(12.21\pm 1.47)$ 岁];男生 183 人(38.77%),女生 289 人(61.23%);独生子女 226 人(47.88%),非独生子女 246 人(52.12%);小学五年级 90 人(19.07%),小学六年级 107 人(22.67%),初中一年级 102 人(21.61%),初中二年级 90 人(19.07%),初中三年级 83 人(17.58%);父亲年龄 33~70 岁 $[(44.05\pm 5.35)$ 岁],母亲年龄 31~57 岁 $[(40.94\pm 4.35)$ 岁]。

父亲 MIPQ 和 PSI-SF 评分分别为 (85.65 ± 14.81) 分、 (26.52 ± 9.10) 分;母亲 MIPQ 和 PSI-SF 评分分别为 (86.74 ± 13.59) 分、 (26.92 ± 8.80) 分;青少年 YSR 中的攻击行为维度评分为 (2.91 ± 2.92) 分。

不同性别、是否独生以及不同年级的青少年 YSR 中的攻击行为维度评分比较,差异均无统计学意义(P 均 >0.05)。见表 1。

表 1 不同特征的青少年攻击行为评分比较 $(\bar{x}\pm s, \text{分})$

Table 1 Comparison of aggressive behavior scores among adolescents with different characteristics

项 目	YSR 中的攻击行为 维度评分	F/t	P
性别			
男生($n=183$)	2.93 \pm 3.13	-0.131	0.896
女生($n=289$)	2.89 \pm 2.78		
是否为独生子女			
是($n=226$)	2.70 \pm 2.78	1.485	0.138
否($n=246$)	3.10 \pm 3.03		
年级			
小学五年级($n=90$)	3.22 \pm 3.03	0.543	0.704
小学六年级($n=107$)	3.04 \pm 3.08		
初中一年级($n=102$)	2.69 \pm 2.87		
初中二年级($n=90$)	2.84 \pm 2.61		
初中三年级($n=83$)	2.73 \pm 2.97		

注:YSR,青少年自评量表

2.3 相关分析

相关分析显示,父亲 MIPQ 评分和母亲 MIPQ 评分与青少年 YSR 中的攻击行为维度评分均呈负相关($r=-0.198, -0.207, P$ 均 <0.01);父亲 MIPQ 评分与 PSI-SF 评分呈负相关($r=-0.561, P<0.01$);母亲 MIPQ 评分与 PSI-SF 评分呈负相关($r=-0.530, P<0.01$);父亲 MIPQ 评分和母亲 MIPQ 评分与配偶 PSI-SF 评分均呈负相关($r=-0.312, -0.376, P$ 均 <0.01);父亲 PSI-SF 评分和母亲 PSI-SF 评分与 YSR 中的攻击行为维度评分均呈正相关($r=0.315, 0.346, P$ 均 <0.01)。见表 2。

2.4 主客体互倚分析结果

青少年年龄、性别、是否为独生子女及父亲年龄、母亲年龄与父母正念养育、父母教养压力及青少年攻击行为之间的相关性均无统计学意义,故未将上述变量纳入主客体互倚模型。

主体效应:母亲正念养育可负向预测自身教养压力($\beta=-0.312, P<0.01$),母亲教养压力可正向预测青少年攻击行为($\beta=0.083, P<0.01$);父亲正念养育可负向预测自身教养压力($\beta=-0.300, P<0.01$),父亲教养压力可正向预测青少年攻击行为($\beta=0.059, P<0.01$)。客体效应:母亲正念养育可负向预测父亲教养压力($\beta=-0.126, P<0.01$),父亲正念养育可负向预测母亲教养压力($\beta=-0.075, P<0.01$)。

中介效应显著性检验的 Bootstrap 分析显示,主体效应方面,父亲正念养育经由父亲教养压力至青少年攻击行为($\beta=-0.018, P=0.002$)、母亲正念养育经由母亲教养压力至青少年攻击行为($\beta=-0.026, P<0.01$)的间接效应显著;客体效应方面,父亲正念养育经由母亲教养压力至青少年攻击行为($\beta=-0.006, P=0.026$)、母亲正念养育经由父亲教养压力至青少年攻击行为($\beta=-0.007, P=0.012$)的间接效应显著。见表 3、图 1。

表 2 相关分析

Table 2 Correlation analysis

变 量	青少年 年龄	青少年 性别	是否为 独生子女	父亲 年龄	母亲 年龄	父亲 MIPQ 评分	母亲 MIPQ 评分	父亲 PSI-SF 评分	母亲 PSI-SF 评分	YSR 中的 攻击行为 维度评分
青少年年龄	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
青少年性别	0.150 ^a	1	-	-	-	-	-	-	-	-
是否为独生子女	0.068	0.029	1	-	-	-	-	-	-	-
父亲年龄	0.129 ^a	-0.028	-0.114 ^b	1	-	-	-	-	-	-
母亲年龄	0.107 ^b	-0.011	-0.105 ^b	0.699 ^a	1	-	-	-	-	-
父亲 MIPQ 评分	0.048	0.016	0.023	0.013	0.023	1	-	-	-	-
母亲 MIPQ 评分	0.025	0.007	-0.003	0.077	0.060	0.386 ^a	1	-	-	-
父亲 PSI-SF 评分	-0.005	-0.069	-0.039	-0.007	0.024	-0.561 ^a	-0.376 ^a	1	-	-
母亲 PSI-SF 评分	-0.024	0.047	-0.047	-0.022	-0.024	-0.312 ^a	-0.530 ^a	0.489 ^a	1	-
YSR 中的攻击行为维度评分	-0.083	-0.006	0.068	0.046	0.018	-0.198 ^a	-0.207 ^a	0.315 ^a	0.346 ^a	1

注:MIPQ,正念养育量表;PSI-SF,养育压力量表简化版;YSR,青少年自评量表;^a $P<0.01$,^b $P<0.05$;男生赋值为 1,女生赋值为 0;独生子女赋值为 1,非独生子女赋值为 0

3 讨 论

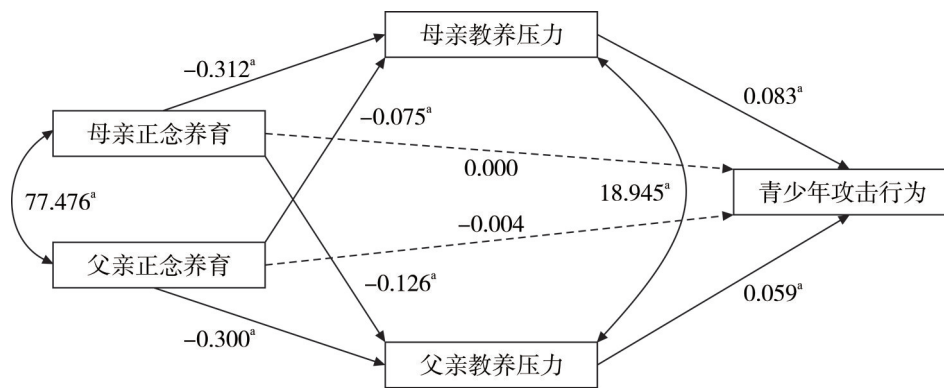
本研究结果显示,父亲和母亲的 MIPQ 评分与青少年 YSR 中的攻击行为维度评分均呈负相关,即父母的正念养育水平越低,青少年攻击行为的发生风险可能越高,与 Turpyn 等^[26]研究结果一致。教养压力在父母正念养育对青少年攻击行为的影响中起到完全中介作用。一方面,父亲和母亲的正念养育水平可负向预测自身的教养压力,与既往研究结果一致^[18-19],可能是因为正念养育水平较高的父母拥有更好的自我关怀技能,在育儿过程中能建立有弹性和积极回应的情感模式,从而缓解教养压

力^[12]。另一方面,父母教养压力可正向预测青少年攻击行为,与既往研究结果一致^[16-17]。当父母体验到较高的教养压力时,常出现消极情绪,从而采取消极的教养方式,如过度控制甚至虐待子女^[27-28]。因此,在父母教养压力大的家庭里,孩子更容易出现攻击等问题行为。本研究结果表明,父亲和母亲的正念养育水平并不能直接显著预测青少年攻击行为,而需要通过父亲和母亲的教养压力的作用路径,符合陈晓等^[10]提出的正念教养理论,即父母正念教养对子女相关的结果变量的影响需通过父母自身相关变量或亲子关系相关变量的中介才能实现。

表 3 中介效应显著性检验的 Bootstrap 分析

Table 3 Bootstrap analysis for the significance test of the mediation effect

类 型	路 径	效应值	SE	P	95% CI
总效应	父亲正念养育→青少年攻击行为	-0.027	0.010	0.004	-0.046~-0.009
	母亲正念养育→青少年攻击行为	-0.033	0.010	0.002	-0.054~-0.013
间接效应	父亲正念养育→青少年攻击行为	-0.024	0.006	<0.010	-0.036~-0.013
	母亲正念养育→青少年攻击行为	-0.033	0.006	<0.010	-0.047~-0.022
主体效应	父亲正念养育→父亲教养压力→青少年攻击行为	-0.018	0.006	0.002	-0.029~-0.007
	母亲正念养育→母亲教养压力→青少年攻击行为	-0.026	0.006	<0.010	-0.040~-0.015
客体效应	父亲正念养育→母亲教养压力→青少年攻击行为	-0.006	0.003	0.026	-0.013~-0.002
	母亲正念养育→父亲教养压力→青少年攻击行为	-0.007	0.003	0.012	-0.015~-0.003
直接效应	父亲正念养育→青少年攻击行为	-0.004	0.010	0.718	-0.023~0.016
	母亲正念养育→青少年攻击行为	0.000	0.010	0.973	-0.020~0.019



注：^aP<0.01

图 1 父母正念养育、教养压力与青少年攻击行为的主客体互倚中介模型路径图

Figure 1 Path diagram for actor-partner interdependence mediation modeling of mindful parenting, parenting stress and adolescents' aggressive behaviors

主客体互倚模型分析显示,父亲和母亲的教养压力不仅受到自身主体效应的影响,还受到来自配偶的客体效应的影响。主体效应分析显示,父亲和母亲的正念养育水平会影响其自身的教养压力。当父母具有较高的正念养育水平时,其自身的教养压力则较低。反之,如果父母的正念养育水平较低,则他们可能更容易感到焦虑和无助,教养压力水平较高。客体效应分析揭示了父母的正念养育水平对配偶教养压力的影响,父亲和母亲的正念养育水平均可负向预测配偶的教养压力水平。在家庭中,夫妻双方的育儿角色相互关联,一方的教养态度和行为往往会对另一方产生影响,这一结果符合家庭系统理论的观点,即亲子系统会影响夫妻子系统^[29]。以上研究表明,正念养育对家庭中的父母、子女以及亲子关系均有益处,父母较高的正念养育水平有助于形成良好的家庭循环系统并发挥家庭的功能^[12],进而减少青少年的问题行为^[30]。

综上所述,父母的正念养育通过自身和配偶的教养压力影响青少年攻击行为的主客体效应均显

著。本研究局限性:①采用横断面设计,研究结果无法反映变量之间的因果关系;②有效样本不足,且很难找到可靠的工具变量来处理内生性问题,中介分析可能存在偏误。未来研究可使用追踪设计的方式考查父母正念养育与教养压力随着时间变化对青少年攻击行为的影响机制。

参考文献

[1] 雷雳,张雷.青少年心理发展[M].北京:北京大学出版社,2003:81-203.
 Lei L, Zhang L. Adolescent psychological development [M]. Beijing: Peking University Press, 2003: 81-203.
 [2] Berkowitz L. Frustration-aggression hypothesis: examination and reformulation[J]. Psychol Bull, 1989, 106(1): 59-73.
 [3] 马颖,焦婷,郭霜霜,等.青少年攻击行为和社会支持的相关性研究[J].中国学校卫生,2022,43(5):671-675.
 Ma Y, Jiao T, Guo SS, et al. Association of aggression and social support among adolescents [J]. Chinese Journal of School Health, 2022, 43(5): 671-675.
 [4] Gini G, Pozzoli T. Bullied children and psychosomatic problems: a meta-analysis[J]. Pediatrics, 2013, 132(4): 720-729.

- [5] Gini G, Pozzoli T, Lenzi M, et al. Bullying victimization at school and headache: a meta-analysis of observational studies [J]. *Headache*, 2014, 54(6): 976-986.
- [6] 杨玉川, 胡丹凤, 董明超, 等. 父母差别对待与儿童攻击行为: 儿童感知父母差别对待和同胞关系的中介作用[J]. *中国临床心理学杂志*, 2022, 30(5): 1080-1085.
- Yang YC, Hu DF, Dong MC, et al. Parental differential treatment and children's aggression: the mediating role of children's perceived differential treatment and sibling relationship [J]. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 2022, 30(5): 1080-1085.
- [7] Aremu TA, John-Akinola YO, Desmennu AT. Relationship between parenting styles and adolescents' self-esteem [J]. *Int Q Community Health Educ*, 2019, 39(2): 91-99.
- [8] Kabat-Zinn J. Mindfulness-based interventions in context: past, present, and future [J]. *Clin Psychol-Sci Pr*, 2003, 10(2): 144-156.
- [9] Kabat-Zinn M. *Everyday blessings: the inner work of mindful parenting* [M]. New York: Hyperion, 1998: 20-25.
- [10] 陈晓, 周晖, 王雨吟. 正念父母心: 正念教养理论、机制及干预[J]. *心理科学进展*, 2017, 25(6): 989-1002.
- Chen X, Zhou H, Wang YY. To be a mindful parent: theories, mechanisms and interventions of mindful parenting [J]. *Advances in Psychological Science*, 2017, 25(6): 989-1002.
- [11] 毋嫫, 赵伯尧, 展昭, 等. 父母正念养育对青少年抑郁的影响及其机制[J]. *心理与行为研究*, 2019, 17(4): 561-568.
- Wu L, Zhao BY, Zhan Z, et al. The effect of mindful parenting from parents on adolescent depression and its mechanism [J]. *Studies of Psychology and Behavior*, 2019, 17(4): 561-568.
- [12] Duncan LG, Coatsworth JD, Greenberg MT. A model of mindful parenting: implications for parent-child relationships and prevention research [J]. *Clin Child Fam Psychol Rev*, 2009, 12(3): 255-270.
- [13] Bögels SM, Lehtonen A, Restifo K. Mindful parenting in mental health care [J]. *Mindfulness (N Y)*, 2010, 1(2): 107-120.
- [14] 姜瑜, 王玉正, 罗非. 正念养育的研究现状及展望[J]. *中国健康心理学杂志*, 2022, 30(5): 778-785.
- Jiang Y, Wang YZ, Luo F. Research status and prospect of mindful parenting [J]. *China Journal of Health Psychology*, 2022, 30(5): 778-785.
- [15] Robert PA. *Forensic uses of clinical assessment instruments* [M]. London: Psychology Press, 2006: 297-315.
- [16] Guajardo NR, Snyder G, Petersen R, et al. Relationships among parenting practices, parental stress, child behaviour, and children's social-cognitive development [J]. *Infant Child Dev*, 2009, 18(1): 37-60.
- [17] Tan TX, Camras LA, Deng H, et al. Family stress, parenting styles, and behavioral adjustment in preschool-age adopted Chinese girls [J]. *Early Child Res Q*, 2012, 27(1): 128-136.
- [18] Gouveia MJ, Carona C, Canavarro MC, et al. Self-compassion and dispositional mindfulness are associated with parenting styles and parenting stress: the mediating role of mindful parenting [J]. *Mindfulness*, 2016, 7(3): 700-712.
- [19] 媛媛, 臧雪艳, 赵悦, 等. 正念教养对教养风格和婚姻满意度的影响: 育儿压力的中介作用[J]. *中国临床心理学杂志*, 2020, 28(6): 1215-1220.
- An YY, Zang XY, Zhao Y, et al. The influence of mindful parenting on parenting style and marital satisfaction: the mediating role of parenting stress [J]. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 2020, 28(6): 1215-1220.
- [20] William D, Richard ML, Denaan K, et al. *Child and adolescent development: an advanced course* [M]. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2008: 95-101.
- [21] Kenny DA, Ledermann T. Detecting, measuring, and testing dyadic patterns in the actor-partner interdependence model [J]. *J Fam Psychol*, 2010, 24(3): 359-366.
- [22] 刘畅, 伍新春. 主客体互倚性的成对模式及其检验[J]. *心理发展与教育*, 2017, 33(1): 105-112.
- Liu C, Wu XC. Dyadic patterns in the actor-partner interdependence model and its testing [J]. *Psychological Development and Education*, 2017, 33(1): 105-112.
- [23] 赵亚萍. 正念养育与青少年内化问题的关系: 自尊的中介作用[D]. 天津: 天津师范大学, 2018.
- Zhao YP. The relationship between mindfulness parenting and the internalization of teenagers: the mediating role of self-esteem [D]. Tianjin: Tianjin Normal University, 2018.
- [24] Luo J, Wang MC, Gao Y, et al. Refining the Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF) in Chinese parents [J]. *Assessment*, 2021, 28(2): 551-566.
- [25] 王润程, 王孟成, 高一点, 等. Achenbach 青少年自评量表(2001年版)中文版的信度和效度[J]. *中国临床心理学杂志*, 2013, 21(6): 977-980.
- Wang RC, Wang MC, Gao YD, et al. Reliability and validity of the Chinese Version of Achenbach Youth Self-Report (2001 version) [J]. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 2013, 21(6): 977-980.
- [26] Turpin CC, Chaplin TM. Mindful parenting and parents' emotion expression: effects on adolescent risk behaviors [J]. *Mindfulness (N Y)*, 2016, 7(1): 246-254.
- [27] Abidin RR. The determinants of parenting behavior [J]. *J Clin Child Psychol*, 1992, 21(4): 407-412.
- [28] Fagan J, Bernd E, Whiteman V. Adolescent fathers' parenting stress, social support, and involvement with infants [J]. *J Res Adolesc*, 2007, 17(1): 1-22.
- [29] Cox MJ, Paley B. Families as systems [J]. *Annu Rev Psychol*, 1997, 48: 243-267.
- [30] Shek DT. Family functioning and psychological well-being, school adjustment, and problem behavior in Chinese adolescents with and without economic disadvantage [J]. *J Genet Psychol*, 2002, 163(4): 497-502.

(收稿日期: 2024-02-27)

(本文编辑: 陈霞)