

# 初中生同伴关系对攻击性行为的影响机制研究

## ——以敌意归因偏差为中介、情绪智力为调节的一个有调节中介模型

郭文怡<sup>1\*</sup>, 朱海龙<sup>1</sup>, 张晓鹏<sup>2</sup>

<sup>1</sup>广东外语外贸大学, 广东 广州

<sup>2</sup>广东外语外贸大学附属中学, 广东 广州

收稿日期: 2022年5月6日; 录用日期: 2022年6月23日; 发布日期: 2022年6月30日

### 摘要

本研究采用《同伴关系问卷》、《Buss-Perry攻击性问卷》的《敌意归因分量表》、斯科特编的《情绪智力量表》(EIS)和《Buss-Perry攻击性量表》对1125名初中生进行问卷调查。初中生同伴关系通过敌意归因偏差间接影响攻击性行为。该间接效应受到情绪智力的调节。当情绪智力水平较高时, 初中生敌意归因偏差对攻击性行为的正向预测作用明显减弱。在敌意归因偏差与攻击性行为之间, 情绪智力起调节作用。同时, 情绪智力在同伴关系对攻击性行为的影响中同样起调节作用。当情绪智力水平较高时, 同伴关系对攻击性行为的负向预测作用明显减弱。

### 关键词

敌意归因偏差, 同伴关系, 情绪智力, 攻击性行为, 初中生

# The Influence Mechanism of Junior High School Student on Aggressive Behavior

## —A Moderate Mediation Model Taking Hostile Attribution Bias as Mediating Variable and Emotional Intelligence as Moderate Variable

Wenyi Guo<sup>1\*</sup>, Hailong Zhu<sup>1</sup>, Xiaopeng Zhang<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou Guangdong

<sup>2</sup>High School Affiliated to Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou Guangdong

Received: May 6<sup>th</sup>, 2022; accepted: Jun. 23<sup>rd</sup>, 2022; published: Jun. 30<sup>th</sup>, 2022

\*通讯作者。

## Abstract

The research adopts “peer relationship scale”, “hostile attribution subscale” from “Buss-Perry aggressive behavior scale”, “emotional intelligence scale” written by Scott and “Buss-Perry aggressive behavior scale” implement questionnaires to survey 1125 students from Guangdong province. Junior high school student peer relationship indirectly affects aggressive behavior through the mediating role of hostile attribution bias. The indirect effect was moderated by emotional intelligence. When emotional intelligence was high, the positive predicative effect of junior high school student hostile attribution bias on aggressive behavior was significantly weakened, so emotional intelligence plays moderate role. At the same time, emotional intelligence also moderated the influence of peer relationship on aggressive behavior. When emotional intelligence is high, the negative predictive effect of peer relationship on aggressive behavior is significantly weakened.

## Keywords

Hostile Attribution Bias, Peer Relationship, Emotional Intelligence, Aggressive Behavior, Junior High School Student

Copyright © 2022 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 问题提出

邹泓(1998)对同伴关系的定义为同龄人或者心理发展水平相当的个人之间相互协同合作形成的关系。同伴关系在青少年成长过程中扮演了非常重要的角色,尤其在个性和社会性发展中发挥着成人无法代替的作用。良好的同伴关系有利于青少年社会性发展、获得更高的学业成就。正处于叛逆期的初中生,他们不再依附于父母和老师,这时候同伴的作用就显得尤为重要(雷爱华, 2012)。

处于青少年时期,个体面临着更多的烦恼、任务、冲突、情绪变化快且不稳定,同伴的交往可消除或减少情绪紧张和压力。情绪智力(Emotional Intelligence, 简称 EI)是一种独立的智力成分,可以加工情绪信息,察觉自己和他人的情感情绪,区分它们之间的差异,准确表达情绪,正确评价他人的情绪,调节并恰当表达情绪,进一步使用这些信息来指导自己思考和行动(Mayer et al., 2000)。情绪智力作为一种重要的心理能力,对个体人际关系的建立和维持起着重要的作用,情绪智力可以有效调节攻击性行为。显而易见,攻击性行为是对他人不满所产生愤怒进而出现攻击等外化行为,不仅包括言语攻击还包括身体攻击(刘霞, 张跃兵, 张国华等, 2017)。在初中生攻击性行为的研究上,初中生同伴关系是如何作用于敌意归因偏差,对攻击性行为的影响还未可知,情绪智力是如何调节攻击性行为还未可知。对初中生攻击性行为干预的研究上,直接干预攻击性行为较多,较少从某个中介变量或调节变量出发,间接干预攻击性行为。周宗奎, 万晶晶(2005)在研究中发现,通过同伴关系可以预测攻击性行为,同伴关系较好时或者受欢迎程度高时,攻击性行为就会表现更少且比友谊质量这一外部指标预测更可靠。

然而同伴拒绝会影响他们对线索的提取和问题的解决方式,让他们区别于一般的线索提取过程,带有主观的敌意性加工,个体的信息加工过程也会产生变化。敌意归因偏差是一种认知因素,与行为之间可能存在相互关系,又与攻击性行为存在着不可分割的关系,相互影响可能导致攻击性认知与行为的循环。在 Castro 等人的元分析研究得出,敌意归因和攻击性行为有着强相关,也就是说当知觉到的敌意归

因越多时, 也就会表现出更多的攻击性行为, 所以我们可以控制敌意归因偏差这一认知因素来减少攻击性行为(Castro, Veerman, Koops, Bosch, & Monshouwer, 2002)。Eisenberg 等人(1996)发现攻击性行为可以通过一系列相关因素调节如: 情绪调节和自我控制。相关研究发现情绪智力的调节可以减少攻击性行为, 但是不良的情绪调节会增加外显攻击性行为(Parkhill & Pickett, 2016; Stappenbeck & Fromme, 2014)。

因此本研究采用中介效应和调节效应探索同伴关系, 敌意归因偏差作为中介变量, 情绪智力作为调节变量, 探讨它们中学生攻击性行为的影响, 考察其干预效果。研究在同伴关系对攻击性行为的影响机制下, 以敌意归因偏差为中介、情绪智力为调节这样一个有调节的中介模型。

## 2. 研究方法

### 2.1. 研究对象

本研究采用整群随机取样法, 从广东省的普通初级中学共抽取 1236 名被试, 剔除无效问卷后, 回收有效问卷 1125 份, 有效问卷率 91%。对 1125 份有效问卷进行数据分析, 样本中男生有 591, 占样本总体的 53%, 女生 534, 占样本总体的 47%; 初一学生有 300 人, 占样本总体的 27%, 初二学生有 389, 占样本总体的 35%, 初三学生 436, 占样本总体 39%; 家庭居住地为城市的学生有 822, 占样本总数的 73%, 家庭居住地为农村的学生有 303 人, 占样本总数的 27%; 父亲受教育程度初中及以下的学生有 387 人, 占样本总数的 34%, 父亲受教育程度高中的学生有 326 人, 占样本总数的 29%, 专科的有 173 人, 占样本总数 15%, 硕士研究生及以上有 69 人, 占样本总数 6%; 母亲受教育程度初中及以下学生有 457 人, 占样本总数 41%, 高中有 285 人, 占样本总数 25%, 专科有 190 人, 占样本总数 17%; 大学本科有 139 人, 占样本总数 12%, 硕士研究生及以上有 54 人, 占样本总数 5%; 独生子女 445 人, 占 40%, 非独生子女 680 人, 占样本总数 60%; 学生干部 380 人, 占样本总数 34%, 非学生干部 745 人, 占样本 66%; 家庭月收入 1~2 万 520 人, 占样本总数 46%, 家庭月收入 389, 占样本总数 35%, 家庭月收入 2 万以上 216 人, 占样本总数 19%; 父母教育方法民主型 836 人, 占样本总数 74%, 专制型 177 人, 占样本总数 16%, 放任型 112 人, 占样本总数 10%。研究具体情况见表 1。

**Table 1.** The statistical analysis from demographic variables

**表 1.** 人口学变量下统计分析(n = 1125)

项目	类别	频率	百分比
性别	男	591	53%
	女	534	47%
年级	初一	300	27%
	初二	389	35%
	初三	436	39%
家庭居住地	城市(包括县城)	822	73%
	农村(包括乡镇)	303	27%
父亲受教育程度	初中及以下	387	34%
	高中	326	29%
	专科	173	15%
	大学本科	170	15%
	硕士研究生及以上	69	6%

Continued

母亲受教育程度	初中及以下	457	41%
	高中	285	25%
	专科	190	17%
	大学本科	139	12%
	硕士研究生及以上	54	5%
是否独生子女	是	445	40%
	不是	680	60%
是否学生干部	是	380	34%
	不是	745	66%
家庭月收入	1 w 以下	520	46%
	1~2 w	389	35%
	2 万以上	216	19%
父母教育方式	民主的	836	74%
	专制的	177	16%
	放任的	112	10%
总计		1125	100%

## 2.2. 研究工具

1) 同伴关系: 张亚莉(2008)修订了《同伴关系问卷》, 该量表包括三个维度、由 16 个条目组成。分为孤独性、欢迎性与排斥性三个维度, 从完全符合到完全不符合四个选项计分, 1 代表完全符合、2 代表有时符合、3 代表不太符合、4 代表完全不符合。孤独性与排斥性维度反向计分, 得分越高代表拥有更好的同伴关系。三个维度中的孤独性指个体缺少同伴而感受到孤独程度; 欢迎性是指个人在同伴中受欢迎的程度; 排斥性指被同伴拒绝或者被排斥。在本研究中同伴关系量表的内部一致性系数为 0.718。

2) 敌意归因偏差: 《Buss-Perry 攻击性问卷》(Buss & Perry, 1992)的《敌意归因分量表》: 攻击性问卷是由巴斯和佩里二人共同编制的, 问卷通过不同攻击行为类型和内在情绪想法来测量个体的攻击性, 共有 29 道题, 划分为 4 个维度——身体攻击、言语攻击、敌意、愤怒。敌意归因分量表是对攻击性的认知部分进行测量, 用敌意归因的分量表进行测量, 共有 7 道题。本研究中敌意归因量表的内部一致性系数为 0.768。

3) 情绪智力量表(EIS)是斯科特编, 该量表具有较高的信度和效度, 并由华南师范大学王才康翻译成中文量表。该量表包括 33 个项目, 采用 5 点量表形式, 被试根据自己的符合程度来选择数字, 1 = 很不符合, 2 = 比较不符合, 3 = 不清楚, 4 = 比较符合, 5 = 很符合。其中第 5、28、33 题项为反向计分, 其他都为正向计分。从调控他人情绪、运用情绪、感知情绪、调控自我情绪, 这四个维度进行测量。本研究中情绪智力量表的内部一致性系数为 0.969。

4) 一开始由 Buss 和 Perry 编制, 在 2009 年由刘俊升等人修订而成的 Buss-Perry 攻击性量表中文版(刘俊升, 周颖, 顾文瑜, 2009), 现在版本量表的信度效度都较高。问卷通过不同攻击行为类型和内在情绪想法来测量个体的攻击性, 共有 29 道题, 划分为 4 个维度——身体攻击、言语攻击、敌意、愤怒。该量表采用李克特 5 点计分, “1” = “非常不符合”, “2” = “比较不符合”, “3” = “不确定”, “4” = “比较符合”, “5” = “非常符合”, 得分越高, 表明攻击性程度越高, 反之亦然。本研究中攻击性量表的内部一致性系数为 0.858。

### 2.3. 研究程序与数据处理

采用 SPSS26.0 进行信度检验、效度检验(KMO 和巴特利球形检验)、描述统计、相关分析、差异性检验及用 PROCESS 插件进行有调节的中介效应检验的研究方案。

### 3. 研究结果

#### 1) 共同方法偏差

对收集的数据采用 Harman 单因素检验进行共同方法偏差的检验, 未旋转的探索性因子分析结果提取出特征根大于 1.5 的因子共 4 个, 最大因子方差解释率为 29.26%, 远小于 40%, 故本研究不存在严重的共同方法偏差。

#### 2) 各个变量的相关性检验

同伴关系与敌意归因偏差、攻击性行为之间具有显著的负相关( $p < 0.01$ ); 敌意归因偏差与攻击性行为具有显著的正相关; 攻击性行为与情绪智力具有显著的负相关。结果见表 2。

**Table 2.** Correlation matrix of each variable

**表 2.** 各个变量的相关矩阵( $n = 1125$ )

	M	SD	同伴关系	敌意归因偏差	攻击性行为	情绪智力
同伴关系	2.729	0.304	1			
敌意归因偏差	2.243	0.786	-0.352**	1		
攻击性行为	2.198	0.727	-0.333**	0.463**	1	
情绪智力	3.540	0.755	0.018	-0.114	-0.321**	1

注: \*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $< 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

#### 3) 有调节的中介模型检验

本研究采用 Hayes (2012)编制的 SPSS 中的 Mode 114 对敌意归因偏差在同伴关系与攻击性行为之间的中介效应、情绪智力在同伴关系与攻击性行为之间、情绪智力在敌意归因偏差与攻击性行为之间的调节效应进行检验。结果表明, 同伴关系对攻击性行为的负向预测作用显著( $\beta = -0.473, t = -7.148, p < 0.001$ ), 当放入中介变量后, 同伴关系对敌意归因偏差的负向预测作用显著( $\beta = -0.863, t = -12.193, p < 0.001$ ), 敌意归因偏差对攻击性行为的正向预测作用显著( $\beta = 0.350, t = 13.333, p < 0.001$ )。此外, 同伴关系对攻击性行为影响的直接效应、敌意归因偏差的中介效应均不包含 0, 表明同伴关系不仅能直接预测攻击性行为, 还能够通过敌意归因偏差的中介作用预测攻击性行为。结果见表 3、表 4。

**Table 3.** Regression analysis of the mediating role of hostile attribution bias

**表 3.** 敌意归因偏差中介作用的回归分析

变量	方程 1 (效标: 攻击性行为)		方程 2 (效标: 敌意归因偏差)		方程 3 (效标: 攻击性行为)	
	$\beta$	t	$\beta$	t	$\beta$	t
性别	0.022	0.529	0.230	5.267***	-0.059	-1.516
年级	-0.010	-0.394	0.080	2.885**	-0.038	-1.570
家庭居住地	-0.104	-2.030*	-0.084	-1.552	-0.074	-1.563

Continued

父亲受教育程度	-0.025	-1.002	-0.010	-0.376	-0.022	-0.929
母亲受教育程度	-0.077	-2.930**	-0.070	-2.521*	-0.052	-2.141*
是否独生子女	0.038	0.847	0.068	1.446	0.014	0.334
是否学生干部	0.057	1.278	0.078	1.659	0.030	0.712
家庭月收入	-0.046	-1.505	-0.027	-0.836	-0.036	-1.286
父母教育方式	0.070	2.192*	0.098	2.905**	0.035	1.195
同伴关系	-0.775	-11.594***	-0.863	-12.193***	-0.473	-7.148***
敌意归因偏差					0.350	13.333***
F	19.669***		25.132***		36.878***	
R <sup>2</sup>	0.150		0.184		0.2671	

注：\*表示  $p < 0.05$ ，\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

Table 4. Mediating effect test of hostile attribution bias

表 4. 敌意归因偏差的中介效应检验

	Effect	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI	效应占比
直接效应	-0.4726	0.0661	-0.6023	-0.3429	61.0%
总效应	-0.7751	0.071	-0.920	-0.641	

将放入模型后，同伴关系与情绪智力的乘积项对攻击性行为的预测作用( $\beta = -0.185$ ,  $t = -2.138$ ,  $p < 0.05$ )、敌意归因偏差与情绪智力的乘积项对攻击性行为的预测作用( $\beta = -0.094$ ,  $t = -3.412$ ,  $p < 0.001$ )均显著，说明情绪智力能够在同伴关系、敌意归因偏差对攻击性行为的直接预测中起调节作用。接下来进一步简单斜率分析，情绪智力水平较低( $M - 1SD$ )的样本，同伴关系对攻击性行为具有显著的负向预测作用( $\text{simple slope} = -0.4108$ ,  $t = -2.9594$ ,  $p < 0.01$ )；而对于情绪智力水平较高( $M + 1SD$ )的样本，同伴关系虽然也会对攻击性行为产生负向预测作用，但其预测作用较小( $\text{simple slope} = -0.5954$ ,  $t = -6.1523$ ,  $p < 0.001$ )；情绪智力水平较低( $M - 1SD$ )的样本，敌意归因偏差对攻击性行为具有显著的正向预测作用( $\text{simple slope} = 0.4018$ ,  $t = 15.4677$ ,  $p < 0.001$ )；而对于情绪智力水平较高( $M + 1SD$ )的样本，敌意归因偏差虽然也会对攻击性行为产生正向预测作用，但其预测作用较小( $\text{simple slope} = 0.3077$ ,  $t = 11.1808$ ,  $p < 0.001$ )。表明随着个体情绪智力水平的提高，同伴关系对攻击性行为、敌意归因偏差对攻击性行为的预测作用均呈逐渐降低趋势。结果见表 5。

Table 5. Regression analysis of regulating effect of emotional intelligence

表 5. 情绪智力调节作用的回归分析

变量	效标：敌意归因偏差		效标：攻击性行为	
	$\beta$	t	$\beta$	t
性别	0.221	5.097***	-0.045	-1.288
年级	0.074	2.697**	-0.026	-1.157
家庭居住地	-0.096	-1.794	-0.050	-1.149
父亲受教育程度	-0.010	-0.391	-0.020	-0.949



Continued

母亲受教育程度	-0.078	-2.819**	-0.031	-1.388
是否独生子女	0.072	1.551	0.004	0.119
是否学生干部	0.081	1.740	0.025	0.664
家庭月收入	-0.032	-1.003	-0.025	-0.952
父母教育方式	0.092	2.776**	0.027	1.001
同伴关系	-0.871	-12.416***	-0.411	-6.820***
敌意归因偏差			0.402	16.657***
情绪智力	0.136	4.771***	-0.361	-15.198***
同伴关系 × 情绪智力	-0.008	-0.081	-0.185	-2.138*
敌意归因偏差 × 情绪智力			-0.094	-3.412***
F		23.2618***		52.1525***
R		0.2007		0.3968

注: \*表示  $p < 0.05$ , \*\*表示  $< 0.01$ , \*\*\*表示  $p < 0.001$ 。

根据以上有调节的中介效应的分析, 绘制路径图示如图 1、图 2

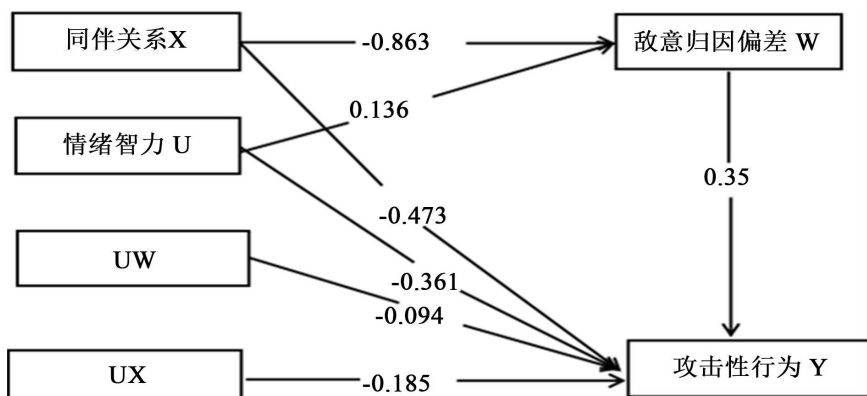


Figure 1. The path diagram of peer relationship to aggressive behavior

图 1. 同伴关系对攻击性行为的路径

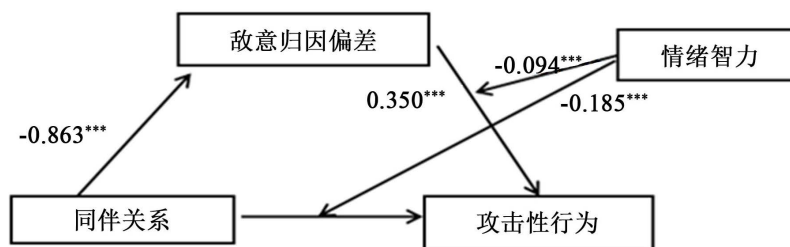


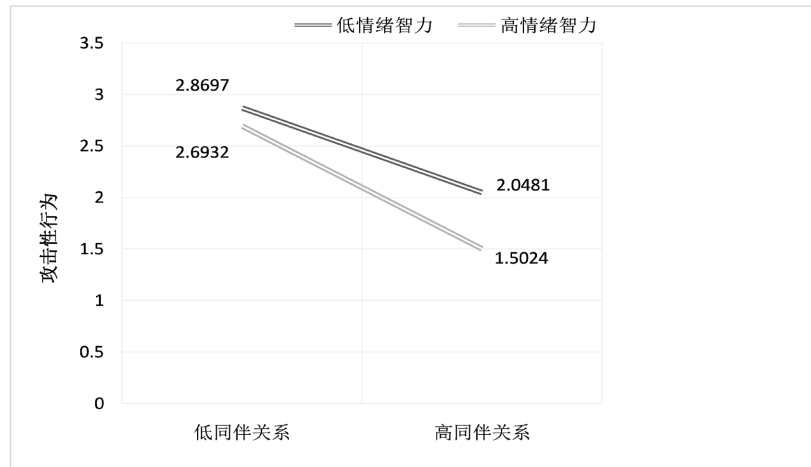
Figure 2. Mediating model diagram of moderation

图 2. 调节的中介模型图

对两段调节作用分别进行阐述, 结果如图 3、图 4:

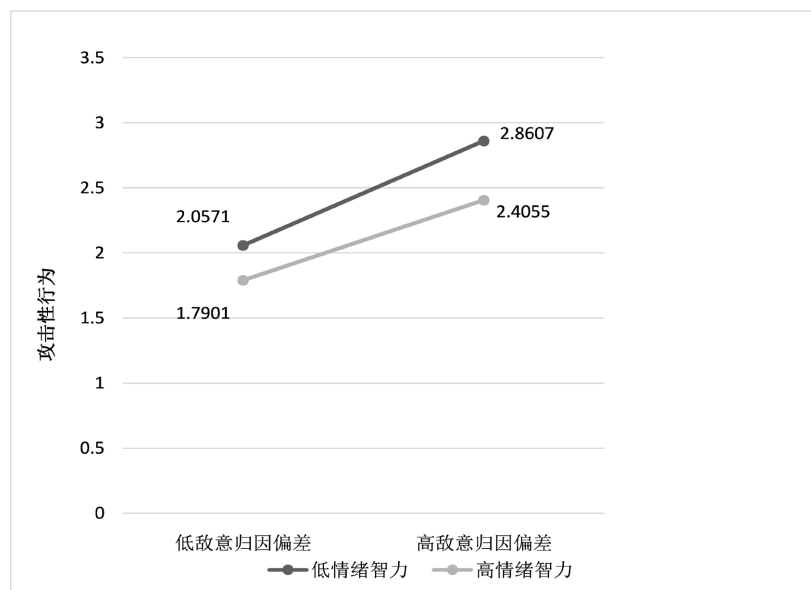
其一, 分析情绪智力在主效应(同伴关系对攻击性行为)调节过程中发挥作用, 对结果进行简单斜率分析。图 3 显示了同伴关系对攻击性行为的影响如何受到情绪智力的调节: 在低情绪智力组, 同伴关系对

攻击性行为的负向预测作用显著( $\text{simple slope} = -0.4108, t = -2.9594, p < 0.01$ ); 在高情绪智力组中, 同伴关系对攻击性行为的负向预测作用明显减弱( $\text{simple slope} = -0.5954, t = -6.1523, p < 0.0010$ )。从总体来看, 处于高情绪智力组的初中生, 随着同伴关系恶化, 其攻击性行为的产生均小于低情绪智力组的初中生。



**Figure 3.** The main paths slope diagram of emotional intelligence moderation  
**图 3.** 情绪智力调节主路径斜率图

其二, 分析情绪智力在后半段效应(敌意归因偏差对攻击性行为)调节过程中发挥作用, 对结果进行简单斜率分析。图 4 显示了敌意归因偏差对攻击性行为的影响如何受到情绪智力的调节: 在低情绪智力组, 敌意归因偏差对攻击性行为的正向预测作用显著( $\text{simple slope} = 0.4018, t = 15.4677, p < 0.001$ ); 在高情绪智力组中, 敌意归因偏差对攻击性行为的正向预测作用明显减弱( $\text{simple slope} = 0.3077, t = 11.1808, p < 0.01$ )。从总体来看, 处于高情绪智力组的初中生, 随着敌意归因偏差的升高, 其攻击性行为的产生均小于低情绪智力组的初中生。



**Figure 4.** The slope diagram of the second half of emotional intelligence moderation  
**图 4.** 情绪智力调节后半段斜率图



最后采用 Bootstrap 程序进行有调节的中介效应检验,以探究初中生同伴关系通过“敌意归因偏差”对攻击性行为产生的影响是否受到情绪智力的调节。表 6 显示了调节变量情绪智力在不同水平时的调节间接效应。当初中生拥有较高的情绪智力时,初中生同伴关系通过“敌意归因偏差”影响攻击性行为,所产生的间接效应为 0.34 (95% CI = [0.28, 0.40]);当初中生拥有较低的情绪智力时,初中生同伴关系通过“敌意归因偏差”影响攻击性行为所产生的间接效应为 0.48 (95% CI = [0.42, 0.54])。从表 7 可知,初中生同伴关系通过“敌意归因偏差”对攻击性行为产生的间接效应的调节作用的效应量为 0.08 (95% CI = [0.01, 0.16])。

即当以上结果说明,情绪智力调节了同伴关系,通过敌意归因偏差对攻击性行为影响的后半段路径,即当样本的情绪智力水平较低时,敌意归因偏差对攻击性行为的负向影响更大。即当样本的敌意归因偏差程度较高时,如果情绪智力较低,敌意归因偏差对攻击性行为的负向影响作用会较为显著,即产生更高的攻击性行为。当其情绪智力水平逐渐提高,这样的负向作用会被削弱。

**Table 6.** The indirect effect of emotional intelligence on the effect of hostile attribution bias on aggressive behavior

**表 6.** 情绪智力在敌意归因偏差对攻击性行为影响上的间接效应

敌意→攻击性行为	1	0.34	0.03	0.28	0.40
	-1	0.48	0.03	0.42	0.54

**Table 7.** The influence of peer relationship to aggressive behavior: a moderating mediation effect

**表 7.** 同伴关系对攻击性行为的影响:有调节的中介效应

Index	Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
0.08	0.04	0.01	0.16

## 4. 讨论与建议

本研究将初中生同伴关系作为自变量,敌意归因偏差作为中介变量,攻击性行为作为因变量,更深入的讨论敌意归因偏差在初中生同伴关系与攻击性行为之间起到的作用。研究表明,敌意归因偏差在初中生同伴关系与攻击性行为之间起到中介作用。从一定程度来说,初中生同伴关系对攻击性行为的影响,会通过敌意归因偏差的间接作用来实现。对此结果的解释如下:

具体来说,当人们在人际环境中产生攻击性认知,如敌意归因偏差,他们可能会对他人采取攻击行为,这些攻击行为可能导致他人的攻击行为的反应,进而强化和发展他们的攻击性认知,潜在地触发进一步的攻击行为(Fangying Quan et al., 2019)。因此也能发现,敌意归因偏差高的个体在感知到威胁、激惹或者受到挑衅的时候才会提高其攻击行为产生的可能。很多暴力或者攻击行为的产生,可能都是因为错误加工了对手给予的信息。所以在同伴拒绝或者同伴关系不良的压力事件下,初中生会容易对这种模糊的事件产生敌意归因偏差,进行做出攻击性行为。

本研究结果显示,情绪智力在初中生同伴关系与攻击性行为的主路径之间起调节作用。具体为情绪智力缓和了主路径,意味着初中生同伴关系对攻击性行为的影响会取决于情绪智力的水平。同时,情绪智力调节了后半段路径,调节了敌意归因偏差对攻击性行为的影响效果。

严重的暴力行为会在 12~20 岁时出现急剧上升,也就是说青少年时期需要更加注重调节情绪与规范行为,以防攻击性行为甚至更严重的行为的产生(智银利,刘丽,2003)。情绪智力在初中生同伴关系与攻击性行为的主路径之间起调节作用。在同伴关系不良的情况下,初中生很有可能做出攻击性行为,拥有良好的情绪智力可以调节攻击性行为的。通过前面研究发现,高情绪智力的学生相比低情绪智力的学生,

在同伴关系不良的情况下, 会减少攻击性行为。因为良好的情绪智力可以调节他们的愤怒, 情绪认知整合模型认为情绪具有调节认知功能。可见, 情绪和社会信息处理密切相关。同时影响到认知, 感受的挫折感降低, 减少了攻击性行为。情绪智力调节了后半段路径, 调节了敌意归因偏差对攻击性行为的影响效果。从信息加工的认知研究范式来看, 信息加工过程包含情绪系统和认知系统, 二者相互影响, 情绪状态可以启动信息处理过程, 也是信息处理的背景。在社会信息的加工过程中认知和情绪共同影响着加工过程。通过前面研究发现, 高的情绪智力的学生比低情绪智力的学生, 在敌意归因偏差情况下, 减少了攻击性行为。情绪智力作为一种重要的心理能力, 能提供调控和管理他人情绪的知识及策略, 有效避免人际冲突, 减少攻击性行为造成的负面影响(夏锡梅, 侯川美, 2019)。情绪作为一个独立的心理过程在调节动机、认知和行为方面可以发挥重要作用。所以通过同伴关系不良引起的敌意归因偏差的认知, 可以通过情绪智力调节进而减少攻击性行为。

## 5. 结论

本研究以广东省的初中生为对象, 以一般攻击理论为理论背景框架, 探讨初中生同伴关系通过敌意归因偏差对攻击性行为的影响机制, 同时纳入情绪智力作为调节变量, 探讨不同的情绪智力水平下, 初中生同伴关系对攻击性行为的影响。最终得出的结论如下:

- 1) 初中生同伴关系、敌意归因偏差、情绪智力, 攻击性行为在年级、父亲受教育程度、月收入、父母教育方式上具有显著差异, 在其他人口学变量上的差异不显著;
- 2) 初中生同伴关系对攻击性行为有显著的负向预测作用;
- 3) 初中生同伴关系通过敌意归因偏差负向影响攻击性行为, 敌意性归因偏差在两者之间起部分中介作用;
- 4) 情绪智力在敌意归因偏差与攻击性行为之间发挥负向调节作用, 即情绪智力水平越高, 敌意归因偏差对攻击性行为的正向影响越弱。情绪智力在同伴关系与攻击性行为之间发挥负向调节作用, 即情绪智力水平越高, 同伴关系对攻击性行为的负向影响越弱, 得出本研究的有调节的中介模型。

## 参考文献

- 雷爱华(2012). “班情汇报”: 凝聚家校共育合力. *中小学德育*, (6), 77-78.
- 刘俊升, 周颖, 顾文瑜(2009). Buss-Perry 攻击性量表在青少年中的初步修订. *中国临床心理学杂志*, 17(4), 449-451.
- 刘霞, 张跃兵, 张国华, 王敏, 翟景花, 任一赛(2017). 济宁市农村初中生攻击性行为与家庭环境的关系. *中国预防医学杂志*, 18(8), 572-575.
- 夏锡梅, 侯川美(2019). 情绪智力与中学生攻击行为的关系: 道德推脱的中介作用. *中国特殊教育*, (2), 91-96.
- 张亚莉(2008). *初中生自我概念和学校适应相关研究*. 博士学位论文, 西北大学.
- 智银利, 刘丽(2003). 儿童攻击性行为研究综述. *教育理论与实践*, 23(7), 43-45.
- 周宗奎, 万晶晶(2005). 初中生友谊特征与攻击行为的关系研究. *心理科学*, 28(3), 573-575+572.  
<https://doi.org/10.16719/j.cnki.1671-6981.2005.03.015>
- 邹泓(1998). 同伴关系的发展功能及影响因素. *心理发展与教育*, (2), 39-44.
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The Aggression Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(9), 452-459.  
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.63.3.452>
- Castro, B., Veerman, J. W., Koops, W., Bosch, J. D., & Monshouwer, H. J. (2002). Hostile Attribution of Intent and Aggressive Behavior: A Meta-Analysis. *Child Development*, 73, 916-934. <https://doi.org/10.1111/1467-8624.00447>
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., & Murphy, B. C. (1996). Parents' Reactions to Children's Negative Emotions: Relations to Children's Social Competence and Comforting Behavior. *Child Development*, 67, 2227-2247.  
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1996.tb01854.x>
- Hayes, A. F. (2012). *Process: A Versatile Computational Tool for Observed Variable Mediation, Moderation, and Condi-*

- tional Process Modeling*. White Paper. <http://www.Athayes.Com/public/process2012>
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. (2000). Models of Emotional Intelligence. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of Human Intelligence* (pp. 396-420). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511807947.019>
- Parkhill, M. R., & Pickett, S. M. (2016). Difficulties in Emotion Regulation as a Mediator of the Relationship between Child Sexual Abuse Victimization and Sexual Aggression Perpetration in Male College Students. *Journal of Child Sexual Abuse*, 25, 674-685. <https://doi.org/10.1080/10538712.2016.1205161>
- Quan, F., Yang, R., Zhu, W., Wang, Y., Gong, X., Chen, Y., Xia, L. X. et al. (2019). The Relationship between Hostile Attribution Bias and Aggression and the Mediating Effect of Anger Rumination. *Personality and Individual Differences*, 139, 228-234. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.11.029>
- Stappenbeck, C. A., & Fromme, K. (2014). The Effects of Alcohol, Emotion Regulation, and Emotional Arousal on the Dating Aggression Intentions of Men and Women. *Psychology of Addictive Behaviors: Journal of the Society of Psychologists in Addictive Behaviors*, 28, 10-19. <https://doi.org/10.1037/a0032204>