

ISSN 1001-4918

CN 11-1608/B

9月 第37卷 第5期

2021年

Sep. 2021

Vol.37, No.5



心理发展与教育

全国中文核心期刊

XINLI FAZHAN YU JIAOYU

国家教育部 主管
北京师范大学 主办

心理发展与教育

2021 年 第 37 卷 第 5 期 (总第 170 期)

目 录

认知与社会性发展

- 部件类型还是交错关系信息的习得促进问题解决? 张忠炉 易俊如 张竹青 邢 强 雷 怡 李 红(609)
- 虚拟学习环境下图形加工的认知负荷研究 陈丽君 刘丽敏 林岳阳 张玲燕(619)
- 友伴人际品格对儿童人际品格的影响: 友伴数量的调节作用及儿童群体差异 刘丽莎 吴玉婷 李超群 徐良苑 李燕芳(628)
- 父母协同教养与学前儿童社会行为的关系: 亲子关系和同胞关系的链式中介作用 刘田田 李 燕 李有嘉 姜新苗(638)
- 2004 至 2016 年中国大学生身体自尊的变迁: 一项横断历史研究 施国春 赵东妍 范会勇(648)
- 父母教养方式与大学生手机依赖: 自我控制和感觉寻求的链式中介作用 李文福 贾旭卿 李功迎 张庆林(660)
- 中庸思维与大学生网络成瘾: 同伴冲突和性别的作用 魏 华 李 倩 周宗奎 丁 倩 熊 婕(668)
- 幼儿园新教师学历与离职意向的关系: 入职适应、工作满意度的多重中介作用 周思妤 王艺卓 李晓巍(675)

教与学心理

- 父母教育卷入与小学儿童数学焦虑的纵向联系: 数学态度的中介作用 赵晓萌 张傲雪 张明亮 李红霞 司继伟(683)
- 汉语儿童口语流畅性与阅读理解的关系: 一项三年追踪研究 周婷娜 李宜逊 李 虹 徐钟庚 张 锋 程亚华(691)

心理健康与教育

- 童年晚期至青少年早期攻击和同伴侵害的关系: 交叉滞后研究 纪林芹 张 蒙 董美慧 潘 斌 张文新(701)
- 青少年学业成绩、攻击行为与受欢迎程度的关系: 一项交叉滞后研究 任 萍 宋子婧 孟晓哲 秦幸娜 张云运(710)
- 父母教养方式与初中生网络受欺负行为的关系: 一项追踪研究 吴 鹏 张 琪 王杨春子(719)
- 家庭功能与初中生欺负行为: 有调节的中介作用 赖燕群 连 榕 杨 琪 牛更枫(727)
- 大学生社会性发展与心理健康的关系: 述情障碍的中介作用及其性别差异 唐辉一 陈 倩 吴俊华(735)
- 变革型领导对教师职业倦怠的影响: 社会情感能力和幸福感的链式中介作用 田 瑾 毛亚庆 熊华夏(743)
- 农村老年人的社会排斥体验与健康状况: 有调节的中介作用 刘聪慧 董 妍 王鸿飞 张登浩(752)

本期责任编辑: 黄四林 胡清芬 蔺秀云 刘国芳 彭华茂 邢淑芬 张 丽 赵景欣

期刊基本参数: CN11-1608/B* 1985* b* 16* 152* zh* p* ¥20.00* 7400* 17* 2021-5

CONTENTS

The Facilitating Effect of Element Type and Crossed Relation on Problem Solving	
..... ZHANG Zhonglu YI Junru ZHANG Zhuqing XING Qiang LEI Yi LI Hong(609)	
Research on Cognitive Load of Graphic Processing in Virtual Reality Learning Environment	
..... CHEN Lijun LIU Limin LIN Yueyang ZHANG Lingyan(619)	
Influence of Playmates' Interpersonal Character on Children's Interpersonal Character: The Moderating Role of the Number of Playmates and Child Group Differences	
..... LIU Lisha WU Yuting LI Chaoqun XU Liangyuan LI Yanfang(628)	
Co-parenting and Preschool Children's Social Behavior: The Chain Mediating Effects of Parent-child Relationship and Sibling Relationship Quality	
..... LIU Tiantian LI Yan LI Youjia JIANG Xinmiao(638)	
Changes in College Students' Physical Self-esteem in 2004 ~ 2016: A Cross-temporal Meta-analysis	
..... SHI Guochun ZHAO Dongyan FAN Huiyong(648)	
The Effect of Parenting Style on Mobile Phone Addiction: The Chain Mediating Effect of Self-control and Sensation Seeking	
..... LI Wenfu JIA Xuqing LI Gongying ZHANG Qinglin(660)	
Zhong-yong Thinking Style and Internet Addiction of College Students: The Role of Peer Conflict and Gender ...	
..... WEI Hua LI Qian ZHOU Zongkui DING Qian XIONG Jie(668)	
Relationship between Educational Level and Turnover Intention of New Preschool Teachers: The Mediating Role of Career Adaptability and Job Satisfaction	
..... ZHOU Siyu WANG Yizhuo LI Xiaowei(675)	
Longitudinal Associations between Parental Involvement and Children's Math Anxiety in Primary School: The Mediating Role of Mathematics Attitude	
..... ZHAO Xiaomeng ZHANG Aoxue ZHANG Mingliang LI Hongxia SI Jiwei(683)	
The Relation between Oral Reading Fluency and Reading Comprehension among Chinese Children: A 3-year Longitudinal Study	
..... ZHOU Tingna LI Yixun LI Hong XU Zhonggeng ZHANG Feng CHENG Yahua(691)	
The Bidirectional Associations between Aggression and Peer Victimization from Late Childhood to Early Adolescence: A Cross-lagged Study	
..... JI Linqin ZHANG Meng DONG Meihui PAN Bin ZHANG Wenxin(701)	
The Relationship between Academic Achievement, Popularity and Aggressive Behavior of Adolescents: A Cross-lagged Analysis	
..... REN Ping SONG Zijing MENG Xiaozhe QIN Xingna ZHANG Yunyun(710)	
The Relationship between Parental Style and Cyber Victimization of Junior High School Students: A Longitudinal Study	
..... WU Peng ZHANG Qi WANGYANG Chunzi(719)	
The Effect of Family Functioning on Junior Middle School Students' Bullying: A Moderated Mediation Effect ...	
..... LAI Yanqun LIAN Rong YANG Qi NIU Gengfeng(727)	
The Relationship between College Student's Social Development Level and Mental Health: The Mediating Role of Alexithymia and the Gender Difference	
..... TANG Huiyi CHEN Qian WU Junhua(735)	
The Effect of Transformational Leadership on Teachers' Job Burnout: The Chain Mediating Role of Social Emotional Competence and Well-being	
..... TIAN Jin MAO Yaqing XIONG Huaxia(743)	
Social Exclusion Experience and Health Condition among the Rural Elders: The Moderated Mediating Effect ...	
..... LIU Conghui DONG Yan WANG Hongfei ZHANG Denghao(752)	

部件类型还是交错关系信息的习得促进问题解决?*

张忠炉¹ 易俊如¹ 张竹青¹ 邢强¹ 雷怡² 李红²

(1. 广州大学教育学院心理系, 广州 510006; 2. 四川师范大学脑与心理科学研究院, 成都 610066)

摘要: 本研究旨在探讨知觉组块中部件类型和空间交错关系信息的学习是否促进问题解决。研究采用学习-测试范式, 71 名有效被试(女性 25 名, 平均年龄 = 20.51 ± 2.35 岁) 先学习解答组块破解问题然后进行测试。研究分别在学习和测试阶段基于组块破解任务操纵了部件类型(汉字水平 vs. 笔画水平) 和空间交错关系(交错 vs. 非交错)。学习阶段, 被试分别在四组中完成组块破解练习; 在测试阶段完成所有四组问题。研究发现, 对交错关系信息的学习与利用相对于部件类型信息促进了问题解决: 在涉及交错信息的测试任务上, 涉及交错信息比非交错信息的学习条件解答率更高, 反应时更短; 反之则不是。然而部件类型则没有发现类似的促进效应。与此同时, 交错关系信息的习得需要对任务的重复操作学习: 涉及交错关系信息的组块破解学习成绩在不同任务间并不随时间推移而提高, 但会随重复学习次数而提高。

关键词: 组块破解; 顿悟问题解决; 汉字; 部件类型; 交错关系

分类号: B844

1 引言

古语云“成也萧何, 败也萧何”。这隐喻了某些个体、事物或信息对问题解决具有关键作用。在组块破解的顿悟问题解决领域, 以往研究表明, 构成知觉组块的两种基本信息: 部件类型和交错关系, 这两点对顿悟问题解决形成阻碍 (Zhang et al., 2015)。组块破解(chunk decomposition) 是特殊形态的顿悟 (Huang et al., 2015; 黄福荣等, 2017), 指的是将知觉组块破解为更细小的部件从而有利于问题解决 (Knoblich et al., 1999; Knoblich et al., 2001; Luo et al., 2006; Zhang et al., 2015)。关于组块破解, 前人主要集中在对其困难机制 (Knoblich et al., 1999, 2001; Wu et al., 2013; Zhang et al., 2015) 和认知神经机制 (Huang et al., 2015; Luo et al., 2006; Tang et al., 2016; Wu et al., 2009, 2013; Zhang et al., 2019; 张忠炉等, 2016) 的探讨上, 然而对如何超越顿悟问题困难的研究至今很少。本研究旨在探讨部件类型和交错关系信息的习得是否能够, 以及如何促进组块破解的发生及问题的解决。这对于培养学生如何利用信息促进问题解决的思维

具有教育意义。

知觉组块总是由两类信息构成: 可以拆分的更细小的部件类型以及这些部件之间形成的或强或弱的关系 (Chase & Simon, 1973; Gobet et al., 2001)。前人研究区分了两类部件: 组块和非组块 (Knoblich et al., 1999; Luo et al., 2006)。前者指的是构成知觉组块的部件仍然是有意义的知觉组块, 比如构成罗马字符组块“VII”的部件“VI”和“I”在罗马数学运算中仍然是有意义的知觉模块“VI”表示 6 而“I”表示 1; 后者指的是构成知觉组块的部件是相对无意义的知觉单元, 比如构成罗马字符组块“X”的部件“/”和“\”在罗马数学运算中没有指代意义, 因此是非组块。关于知觉组块中部件间的空间关系, Zhang 等人 (2015) 区分了两类: 交错或非交错的空间关系。交错关系指的是部件之间在视觉空间上的分布交叉并且相交, 比如“X”中的“/”和“\”呈交错关系。相反地, 非交错关系指部件之间在空间分布上没有交叉或相互分离, 比如“VI”中的“V”和“I”呈非交错关系。这种交错或非交错的空间关系也意味着部件之间强或者弱的关系 (Gobet et al., 2001)。

研究发现, 作为构成知觉组块的两类基本信息,

* 基金项目: 国家自然科学基金(31571153; 31871130); 广东省“脑科学与类脑研究”重大科技专项: 自闭症诊疗方法方法研究(2018B030335001); 全国教育科学“十三五”规划项目(BBA200033); 广州市哲学社会科学发展“十三五”规划项目(2020GZYB91)。

通讯作者: 雷怡, E-mail: lei yi821@vip.sina.com

部件类型和交错关系对于形成组块破解困难具有重要作用 (Knoblich et al., 1999; Luo et al., 2006; Zhang et al., 2015)。早期研究认为,部件类型信息导致了组块破解困难:涉及无意义的非组块加工比涉及有意义的组块加工的组块破解更难 (Knoblich et al., 1999; Luo et al., 2006)。近期一项研究证实,相比于部件类型信息,交错关系信息对产生组块破解困难具有更重要的主导作用 (Zhang et al., 2015)。具体而言,不论被移动部件类型是否为组块,当部件之间呈交错关系较之非交错关系解答更难;而当被移动部件为相对无意义的视觉单元(非组块)时较之组块条件解答更难,但这仅仅局限于当两个部件之间呈非交错关系 (Zhang et al., 2015)。以研究组块破解的经典材料——火柴棒算数问题——为例,解答者需要通过移动一根火柴棒使等式成立。问题“ $XI = III + III$ ”(答案为“ $VI = III + III$ ”)之所以比问题“ $VI = VII + I$ ”(答案为“ $VII = VI + I$ ”)更难,不仅是由于知觉组块“X”中被移动的部件“/”或者“\”本身为无意义的视觉单元(非组块),更重要的因素是知觉组块“X”中部件之间在视觉空间上的交错关系。相对而言,知觉组块“VII”中被移动的部件“I”本身为有意义的知觉组块并且和剩余部件“VI”之间呈非交错的空间关系(空间上相互分离)。

由此可见,部件类型和交错关系导致了组块破解困难 (Zhang et al., 2015)。相反地,两类信息是否也可以通过某种途径促进组块破解的发生并解决问题 (张忠炬,李红,2014)? 前人研究提示这是有可能的。比如在 Knoblich 等人 (1999) 的研究中,被试先后完成两组火柴棒算数任务:每组既包含顿悟式组块破解(比如“ $XI = III + III$ ”,答案为“ $VI = III + III$ ”)也包含非顿悟式组块破解(比如“ $IV = V - III$ ”,答案为“ $IV = VI - II$ ”)任务。结果发现,在组一中涉及顿悟式组块破解和非顿悟式组块破解的问题解答有显著差异,而在组二中两类问题的解答成绩差异消失。Knoblich 等人 (1999) 将之归因为组块破解的迁移效应,也即顿悟式组块破解(比如涉及到组块“X”的破解)一旦发生,这种效应就能保持并促进解决包含类似组块破解(比如“X”)的其他问题(比如同类的问题“ $I + III = XI$ ”就很容易解答)。邢强等人 (2013) 采用学习-测试范式研究了汉字字谜中组块破解的促进效应。被试先学习一个字谜任务,然后完成另外一个字谜任务,两个字谜任务之间含有类似的组块破解(顿悟或者非顿悟的)机制。研究同样发现,顿悟比非顿悟的组块破解具有更大

的促进效应。他们将之归因于原型启发机制,也即通过学习任务激活原型事件以及关键启发信息从而促进顿悟问题解决 (曹贵康等, 2006; 吴真真等, 2008; 张庆林, 邱江, 2005; 张庆林等, 2004; 朱丹等, 2011)。两个研究表明,不管是迁移还是原型启发,组块破解一旦发生便可促进类似问题的解决。然而两个研究并没有深究组块破解促进问题解决的机制。考虑到知觉组块的两个基本信息源:部件类型和空间关系,一个问题是,这里发生迁移或者原型启发的信息到底是部件类型还是交错的空间关系? 另外,两项研究都是基于部件类型的组块破解假设,但实际操作上并没有区分部件类型和空间交错关系,因此并不能科学地回答哪种信息(部件类型或者交错关系)促进了问题解决。

本研究旨在探讨组块破解促进问题解决的机制到底是部件类型信息还是空间交错关系信息抑或是两者? 为了这个目的,本研究借鉴前人的研究范式和思想 (Knoblich et al., 1999; 邢强等, 2013), 先让被试学习含有不同类型信息的汉字破解任务 (Luo et al., 2006; Zhang et al., 2015), 然后尝试解决相同类型的问题。个体在学习阶段和测试阶段完成的任务都是汉字破解任务(即左右同时呈现两个汉字,通过移动右边汉字的一部分到左边汉字上从而形成两个新汉字)。在本实验的学习测试范式中,个体在学习阶段首先学习若干的汉字破解任务,然后在测试阶段完成另外若干的汉字破解任务。为了操纵部件类型(汉字水平 vs. 笔画水平)和交错关系(非交错 vs. 交错)两个变量(潜在的关键信息),我们将学习阶段和测试阶段的汉字破解任务分别都分为四个组:汉字且非交组,笔画且非交组,汉字且交组,笔画且交组。在学习阶段,被试分别在四组不同的条件下学习解决汉字破解任务,随后在测试阶段则完成所有条件的测试任务。考虑到部件类型和交错关系这两类信息是知觉组块的基本构成并且二者能够导致组块破解困难 (Knoblich et al., 1999; Luo et al., 2006; Zhang et al., 2015), 以及组块破解的问题能够通过迁移或原型启发的方式得到解决 (Knoblich et al., 1999; 邢强等, 2013; 张庆林, 邱江, 2005), 本研究假设:包含部件类型以及交错关系信息的组块破解任务的学习可能促进之后测试阶段包含对应信息的问题解决。

另外以往关于组块破解和问题解决的促进效应的机制研究,不论是迁移 (Knoblich et al., 1999) 还是原型启发 (邢强等, 2013), 他们都较少从学习的

进程角度考察这种促进是由哪些具体因素导致的。一般而言,随着进程的推进(比如先后的时间位点),学习成绩会提高(Kattner et al., 2017; Kim et al., 2018)。另外也有研究表明,对学习材料的重复编码和提取有助于学习成绩的提高(Verkoeijen et al., 2011; 贾永萍等, 2016)。鉴于此,本研究还将进一步考察,如果两类信息的习得对问题解决有促进作用,这种习得在时间进程上是如何变化的?因此本研究在学习阶段另外还操纵了两个不同类型的进程变量:刺激材料呈现的时间位点以及组块破解任务的重复学习次数。前者指的是每组的学习中刺激材料先后出现的时间位点,后者指的是每组材料重复呈现的次数,由此考察两类信息在学习阶段的习得机制。本研究初步假设,在学习阶段,问题解决率会随着时间和重复学习次数的变大而提高。

2 研究方法

2.1 实验设计

实验采用 2(学习条件-交错关系:非交错 vs. 交错) * 2(学习条件-部件类型:汉字水平 vs. 笔画水平) * 2(测试问题-交错关系:非交错 vs. 交错) * 2(测试问题-部件类型:汉字水平 vs. 笔画水平) 的混合实验设计。其中学习条件-交错关系和学习条件-部件类型为组间变量,测试问题-交错关系和测试问题-部件类型为组内变量。因变量为问题解决率和反应时。

2.2 实验被试

72 名大学生志愿者参与实验研究并被随机分配到四组学习条件,其中一名被试由于全程输入拼音因此剔除其数据,剩余 71 名被试(其中女性 25 名,平均年龄 = 20.51 ± 2.35 岁),母语为汉语,惯用右手,视力正常或矫正视力正常。被试完成任务之后得到适当的报酬。

2.3 实验材料

实验主要涉及学习和测试两部分的材料。这些材料部分源于 Zhang 等人(2015)或基于该研究中的汉字破解任务及规则制作而成(示例如图 1)。学习和测试任务都为汉字破解任务,也即呈现两个汉字,让被试通过移动右边的汉字一部分到左边汉字上从而形成两个新汉字。学习材料分四组,每组 6 对汉字,共 24 对;测试材料分四组,每组 2 对汉字,共 8 对。学习和测试的四组材料的设计如图 1,四组分别为:(1) 汉字且非交错条件的组块破解(UC 组)——被移动部件为汉字且和剩余部件在空间结

构上呈非交错关系;(2) 笔画且非交错条件的组块破解(US 组)——被移动部件不是汉字(而是笔画)且和剩余部件在空间结构上呈非交错关系;(3) 汉字且交错条件的组块破解(CC 组)——被移动部件为汉字且和剩余汉字为交错关系;(4) 笔画且交错条件的组块破解(CS 组)——被移动部件为笔画且和剩余部件为交错关系。每组学习和测试的源汉字都不相同。

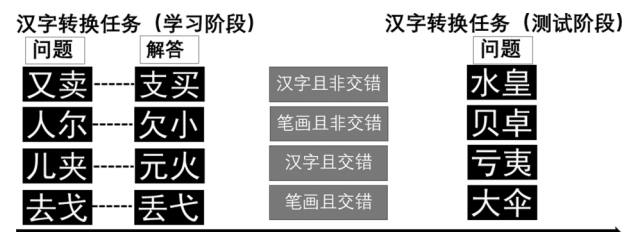


图 1 各个条件下实验材料示意图

2.4 实验程序

被试坐在安静的屋子里进行单独的测试。被试首先完成学习阶段的任务。每组被试尝试完成 6 个汉字破解任务,在每个试次中,屏幕上呈现左右两个汉字 30 秒,被试的任务是从右边汉字移动一部分到左边汉字的上方从而形成两个新汉字。移动的规则是:第一,右边的任何部件都可以移动,可以是笔画、偏旁或者汉字等;第二,只可以移动部件但不能丢弃或者旋转部件;第三,两个汉字必须是有效的新汉字。被试一旦想到答案就按 Enter 键,当文本框弹出的时候,就将答案输入文本框中,被试被告知当文本框弹出的时候只输答案不做其他事情比如继续思考问题等。被试再次按 Enter 键后文本框消失,随后呈现答案(两个新汉字),如果被试 30 秒内没有想到答案程序自动跳出并呈现答案,被试理解答案并按键进入下一个问题。

表 1 学习阶段 6 个刺激材料在不同时间位点和不同被试间的呈现情况

	时间位点 1	时间位点 2	时间位点 3	时间位点 4	时间位点 5	时间位点 6
被试 1	材料 1	材料 2	材料 3	材料 4	材料 5	材料 6
被试 2	材料 2	材料 3	材料 4	材料 5	材料 6	材料 1
被试 3	材料 3	材料 4	材料 5	材料 6	材料 1	材料 2
被试 4	材料 4	材料 5	材料 6	材料 1	材料 2	材料 3
被试 5	材料 5	材料 6	材料 1	材料 2	材料 3	材料 4
被试 6	材料 6	材料 1	材料 2	材料 3	材料 4	材料 5
.....						

为了研究学习效应随时间的动态变化规律,对学习阶段的材料做了如下两个操作:第一,6 个材料在被试间进行呈现时间位点的平衡(表 1);第二,学

习阶段的汉字破解任务重复进行三次。

接着完成测试阶段的任务。测试阶段被试完成另外的 8 个汉字破解任务。分 2 个组块,每个组块包含 4 个条件的例子,组块内的试次随机呈现,组块呈现的顺序在被试间平衡。测试阶段的任务规则和程序等同学习阶段但不提供答案反馈。

3 实验结果

3.1 部件类型和交错关系影响测试问题解答率

不同条件下对应的测试问题解答正确率如表

2。进行 2(学习条件-交错关系:非交错 vs. 交错) *

2(学习条件-部件类型:汉字水平 vs. 笔画水平) *

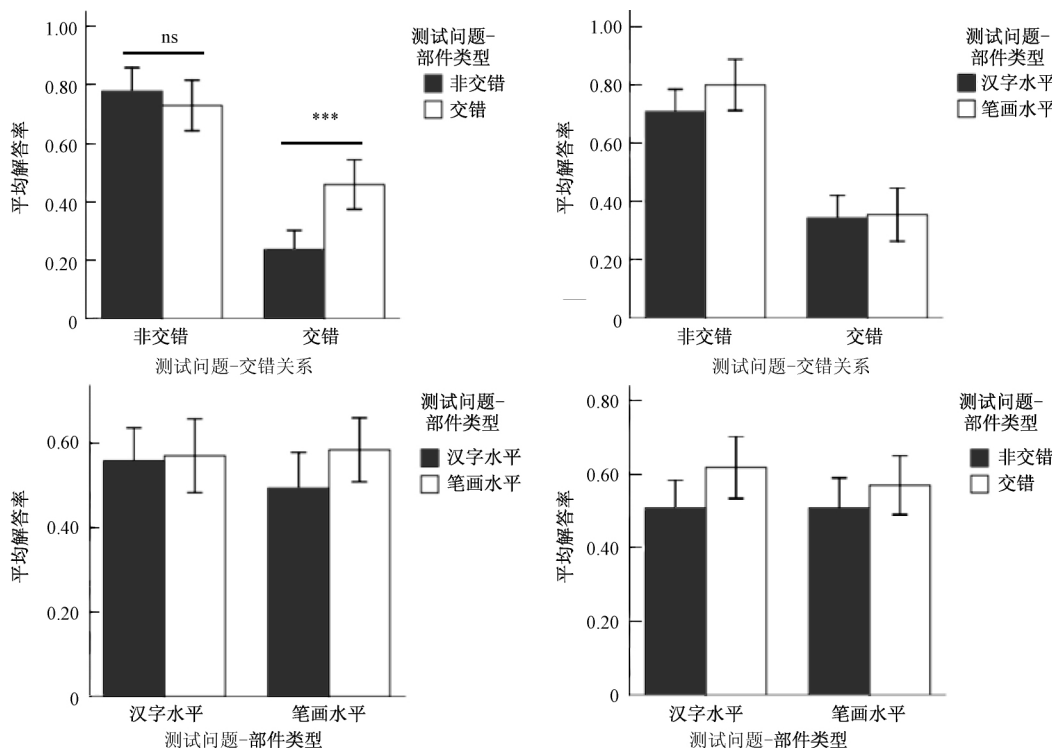


图 2 不同学习条件下各类测试问题的解答率

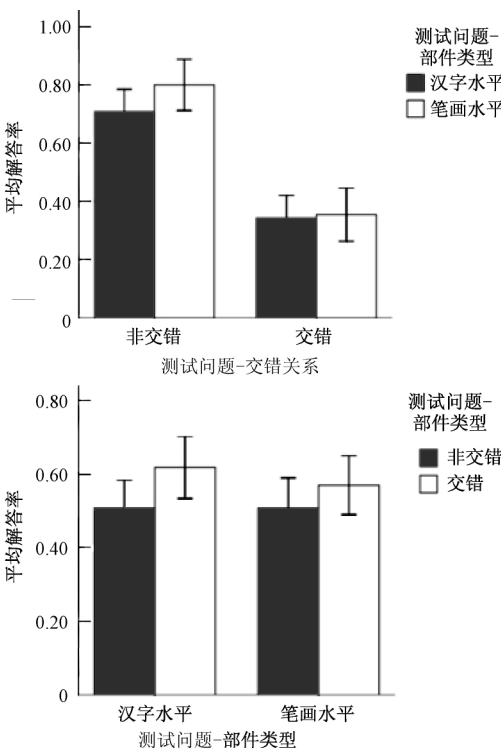
(误差条表示 95% 的置信区间; *** $p < 0.001$; ns: $p > 0.05$ 。下同)

结果显示,测试问题-交错关系和学习条件-交错关系的交互效应显著, $F(1, 67) = 13.67, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.17, Power = 0.95$ 。进一步的简单效应分析发现,在涉及非交错信息的测试问题上,先前学习了交错信息($M = 0.73, SD = 0.26$)和学习了非交错信息($M = 0.78, SD = 0.23$)的两条件在解答率上差异不显著, $F(1, 67) = 0.68, p = 0.41, 95\% CI = [-0.16, 0.07], \eta_p^2 = 0.01, Power = 0.13$;在涉及交错信息的测试问题上,先前学习了交错信息($M = 0.46, SD = 0.25$)比学习了非交错信息($M = 0.24, SD = 0.19$)解答率更高, $F(1, 67) = 17.21,$

2(测试问题-交错关系:非交错 vs. 交错) * 2(测试问题-部件类型:汉字水平 vs. 笔画水平)的四因素重复测量方差分析,其中学习条件-部件类型和学习条件-交错关系两变量为被试间变量,测试问题-部件类型和测试问题-交错关系两变量为被试内变量。

表 2 四种学习条件对应的四类测试问题解答率

测试阶段的 问题类型	非交错		交错	
	汉字水平	笔画水平	汉字水平	笔画水平
汉字-非交错	0.74(0.32)	0.89(0.27)	0.75(0.35)	0.69(0.35)
笔画-非交错	0.71(0.31)	0.78(0.35)	0.64(0.38)	0.83(0.30)
汉字-交错	0.24(0.31)	0.17(0.30)	0.50(0.34)	0.53(0.44)
笔画-交错	0.24(0.26)	0.31(0.25)	0.39(0.27)	0.42(0.26)



$p < 0.001, 95\% CI = [0.12, 0.33], \eta_p^2 = 0.20, Power = 0.98$ 。其他交互效应不显著。

3.2 部件类型和交错关系信息影响测试问题解答反应时

同 Knoblich 等人(1999),对于任一组任务,如果其解答率为 0(也即在该组中的所有任务都做错),其所对应的反应时被替换为任务反应的上限——30s(这种情况由于没有记录到反应时,但其反应时应至少为 30s)。在反应时指标上进行同样的四因素重复测量方差分析。结果显示,测试问题-交错关系和学习条件-交错关系的交互效

应显著, $F(1, 67) = 17.70, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.21, Power = 0.99$ 。进一步简单效应分析发现, 在涉及非交错信息的测试问题上, 先前学习了交错信息 ($M = 12.28, SD = 6.30$) 和学习了非交错信息 ($M = 9.94, SD = 4.40$) 在解答的反应时上差异不显著, $F(1, 67) = 3.29, p = 0.074, 95\%$

$CI = [-0.24, 4.95], \eta_p^2 = 0.05, Power = 0.43$; 在涉及交错信息的测试问题上, 先前学习了交错信息 ($M = 17.92, SD = 6.69$) 比学习了非交错信息 ($M = 23.34, SD = 5.83$) 反应时更短, $F(1, 67) = 13.10, p = 0.001, 95\% CI = [-8.45, -2.44], \eta_p^2 = 0.164, Power = 0.95$ 。

表3 四个学习条件对应的四类测试问题解答反应时(s)

测试阶段的问题类型	非交错		交错	
	汉字水平	笔画水平	汉字水平	笔画水平
汉字-非交错	8.30 (6.34)	8.19 (5.79)	11.26 (8.63)	11.18 (7.63)
笔画-非交错	10.15 (6.75)	13.03 (7.05)	14.88 (8.25)	11.78 (7.55)
汉字-交错	25.50 (7.31)	26.31 (6.57)	19.95 (8.06)	19.54 (9.27)
笔画-交错	22.39 (9.63)	19.24 (9.70)	17.51 (9.57)	14.66 (9.71)

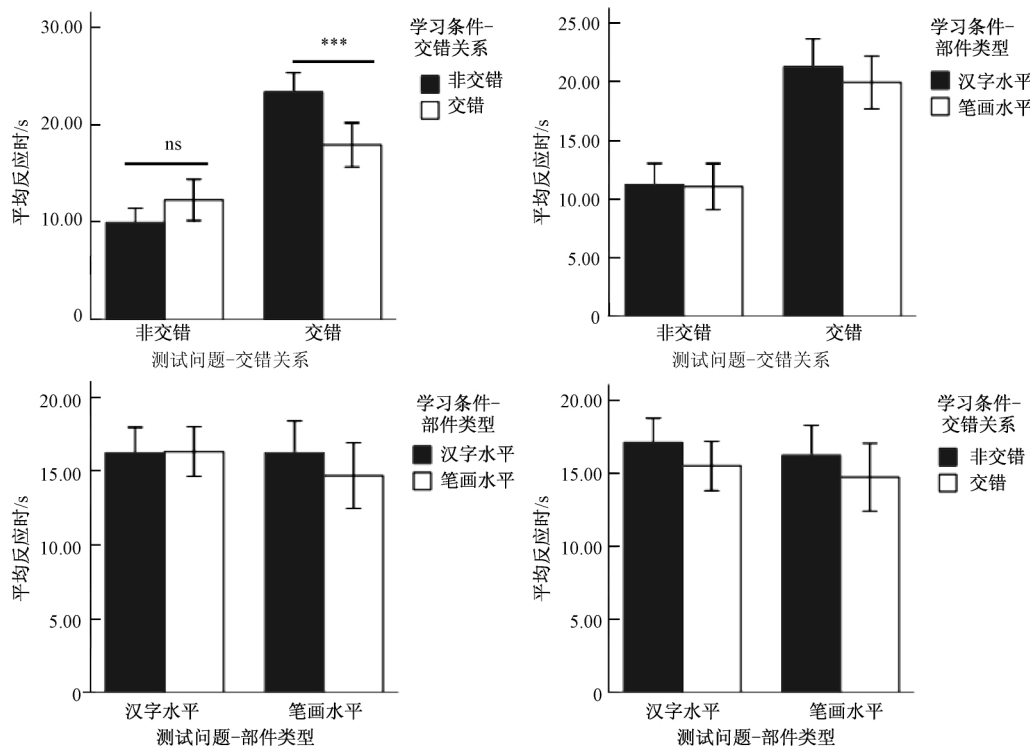


图3 不同学习条件下各类测试问题的反应时

另外测试问题-交错关系和测试问题-部件类型之间存在显著的交互效应。进一步简单效应分析发现, 不论在汉字水平还是笔画水平, 交错 ($M_1 = 22.79, SD_1 = 8.31; M_2 = 18.40, SD_1 = 9.85$) 比非交错 ($M_1 = 9.75, SD_1 = 7.20; M_2 = 12.49, SD_2 = 7.48$) 反应时都更长 [汉字水平: $F(1, 70) = 84.98, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.55$; 笔画水平: $F(1, 70) = 17.88, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.20$]。在非交错的测试问题上, 汉字水平的反应时 ($M = 9.75, SD = 7.20$) 比笔画水平的反应时 ($M = 12.49, SD = 7.48$) 更短, $F(1, 70) = 5.74, p = 0.02, \eta_p^2 = 0.08$; 在交错的测试问题上, 汉字水平的反应时 ($M = 22.79, SD = 8.31$) 比

笔画水平的反应时 ($M = 18.40, SD = 9.85$) 更长, $F(1, 70) = 9.34, p = 0.003, \eta_p^2 = 0.12$ 。其他交互效应不显著。

4 部件类型和交错关系信息的习得进程分析

以上验证了交错关系的促进效应, 但没有发现部件类型的促进效应。本实验的学习阶段区分了两个变量: (重复) 呈现次数 (1、2、3) 和时间位点 (依照时间序列共有 6 个时间位点: 1、2、3、4、5、6)。通过这两个变量可以考察习得两类信息的动态实时的变化过程 (材料重复效应以及材料呈现的时间位点效

应)。以下我们对学习阶段的数据进行正确率和反应时指标上的分析。72 人中有 1 人只输入拼音而没有输入汉字,因此排除在分析之外。将所有解答率为 0 所对应的反应时替换为上限(30s)进行分析。

4.1 部件类型和交错关系信息的习得进程(解答率)

对学习阶段的组块破解问题解答率进行 3 (呈

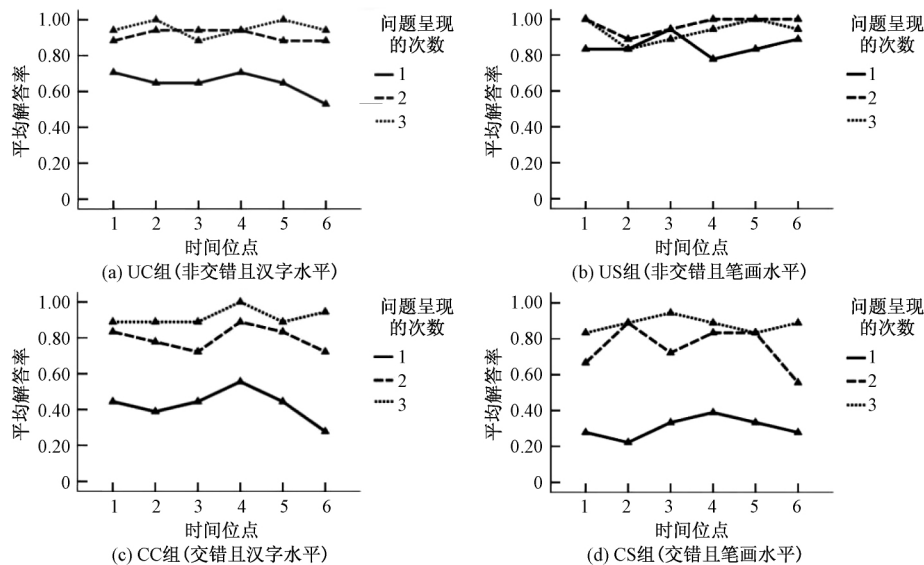


图 4 四种条件下的成绩随时间位点和呈现次数变化示意图(解答率)

结果显示(如图 4),对于时间位点这一变量,没有发现任何的主效应和相关的交互效应。对于呈现次数,没有发现其他的三项或四项交互显著效应,只发现呈现次数,学习条件-交错关系,学习条件-部件类型三项交互效应显著, $F(2, 134) = 6.108, p = 0.004, \eta_p^2 = 0.084, Power = 0.85$ 。进一步进行简单-简单效应分析发现,在四种学习条件(UC: 非交错且汉字水平, US: 非交错且笔画水平, CC: 交错且汉字水平, CS: 交错且笔画水平)下都表现了呈现次数的显著效应: 在 UC 条件下, $F(2, 66) = 18.97, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.365, Power = 1.00$; 在 US 条件下, $F(2, 66) = 3.38, p = 0.04, \eta_p^2 = 0.093, Power = 0.62$; 在 CC 条件, $F(2, 66) = 48.43, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.60, Power = 1.00$; 在 CS 条件下, $F(2, 66) = 66.88, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.67, Power = 1.00$ 。分别在每个组别上对呈现次数(1, 2, 3)的三个水平进行事后成对比较发现,除了在 UC 条件以及 US 条件下, r_2 和 r_3 没有显著差异(UC 条件: $p = 0.89$; US 条件: $p = 0.93$),其他的都存在显著差异。

分别在不同呈现次数(1, 2, 3)上对四组进行简单-简单效应分析发现,第一次呈现,四组之间存在

现次数: 1, 2, 3) * 6 (时间位点: 1, 2, 3, 4, 5, 6) * 2 (学习条件-交错关系: 非交错 vs. 交错) * 2 (学习条件-部件类型: 汉字水平 vs. 笔画水平)的四因素重复测量方差分析,其中呈现次数和时间位点为被试内变量,学习条件-交错关系和学习条件-部件类型为被试间变量。

显著差异, $F(3, 67) = 27.38, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.55, Power = 1.00$ 。两两比较发现,除了 CC 和 CS 组没有差异($p = 0.42$),其他两两存在差异: $US > UC > CC(CS)$ 。第二次呈现,四组之间存在显著差异, $F(3, 67) = 4.90, p = 0.004, \eta_p^2 = 0.18, Power = 0.89$ 。两两比较发现,只有 US 和 CC($p = 0.053$)以及 US 和 CS 之间存在显著差异($p = 0.007$),即 $US > CC(CS)$,其他无显著差异。第三次呈现,四组没有显著差异 [$F(3, 67) = 0.77, p = 0.51, \eta_p^2 = 0.03, Power = 0.21$]。

4.2 部件类型和交错关系信息的习得进程(反应时)

将解答率为 0 所对应的反应时替换为 30s。同样进行如上的四因素重复测量方差分析,其中呈现次数和时间位点为被试内变量,学习条件-交错关系和学习条件-部件类型为被试间变量。结果显示,对于时间位点这一变量,没有发现任何的主效应和相关的交互效应。对于呈现次数变量,没有发现其他的三项或四项交互显著效应,只发现了呈现次数,学习条件-交错关系,学习条件-部件类型三项交互效应显著, $F(2, 134) =$

4.631, $p = 0.014$, $\eta_p^2 = 0.065$, $Power = 0.74$ 。进一步简单-简单效应分析发现,在四种学习条件(UC、US、CC、CS)下都表现了呈现次数变量的显著效应:在非交错汉字水平, $F(2, 66) = 49.05$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.60$, $Power = 1$;在非交错笔画水平, $F(2, 66) = 23.98$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.42$, $Power = 1$;在交错汉字水平, $F(2, 66) = 79.02$,

$p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.71$, $Power = 1$;在交错笔画水平, $F(2, 66) = 100.70$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.75$, $Power = 1$ 。分别在每个组别上对呈现次数的三个水平进行事后成对比较发现,除了在UC条件以及US条件下,第二次和第三次没有显著差异(UC条件: $p = 0.11$ 以及US条件: $p = 1.00$),其他都存在显著差异。

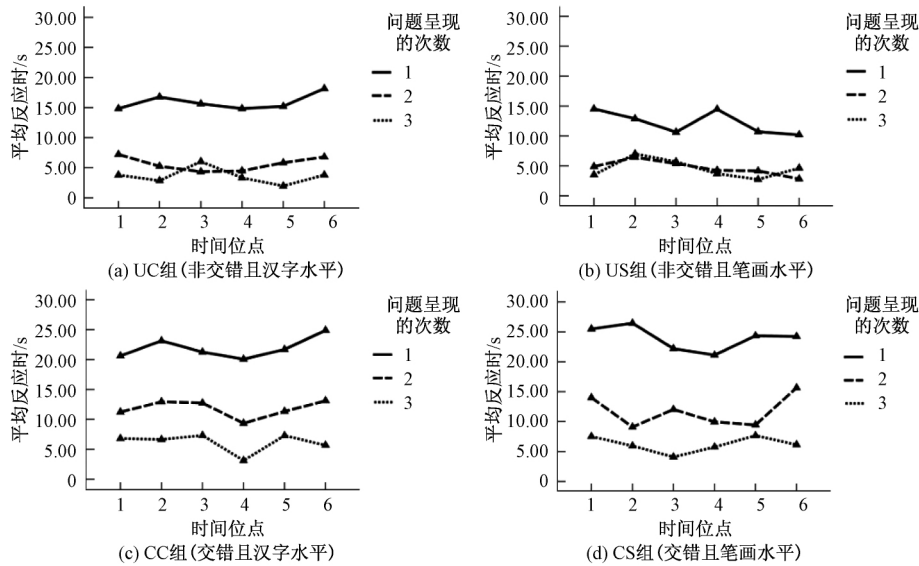


图5 四种条件下的成绩随时间位点和呈现次数变化示意图(反应时)

分别在不同呈现次数(1、2、3)上对四组反应时进行简单-简单效应分析发现,第一次呈现,四组之间存在显著差异, $F(3, 67) = 26.14$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.54$, $Power = 1$ 。两两比较发现,除了UC和US($p = 0.11$),CC和CS组没有差异($p = 1.00$),其他两两存在差异:UC(US) < CC(CS)。第二次呈现,四组之间存在显著差异, $F(3, 67) = 8.24$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.27$, $Power = 0.99$ 。两两比较发现,除了UC和US($p = 1.00$),CC和CS组没有差异($p = 1.00$),其他两两存在差异:UC(US) < CC(CS)。第三次呈现,四组没有显著差异 [$F(3, 67) = 1.27$, $p = 0.29$, $\eta_p^2 = 0.05$, $Power = 0.32$]。

5 讨论

本研究基于学习-测试范式,在汉字组块破解任务中探讨了构成知觉组块的部件类型和交错关系信息对问题解决的影响。测试阶段的结果分析发现:(1)交错关系的学习-测试效应显著;(2)部件类型的学习-测试效应不显著。学习阶段的过程分析发现:(3)学习的重复(呈现次数)效应显著;(4)学习的时间位点效应不显著。以下对之展开讨论。

5.1 组块破解任务中问题解决的学习促进机制

以往研究表明,通过学习-测试的方式可以促进组块破解任务中的问题解决(邢强等,2013)。本研究进一步从两个方面揭示了其促进机制。第一,从信息源角度,本研究揭示,组块破解任务的学习促进问题解决主要得益于知觉组块中的交错关系信息而非部件类型信息。研究发现,在涉及交错关系信息的测试问题上,学习阶段涉及交错关系比非交错关系信息的条件成绩显著更好(解答率更高,反应时更短)。这证实了交错关系信息对问题解决的促进作用。相反地,研究并没有发现部件类型信息在问题解决上的作用。也即,不论在涉及汉字水平还是笔画水平的测试问题成绩上(正确解答率和反应时),学习涉及笔画信息和汉字信息的条件之间没有显著差异。

第二,从学习发生的机制看,交错关系信息的习得促进了组块破解任务的解答,这主要归因于原型启发而非及时的迁移作用。根据迁移机制(Knoblich et al., 1999),一旦组块破解发生(比如将“X”分解为“/”和“\”),那么解题的规则将迁移至任何含相同符号组块比如“X”的其他问题,从而提高问题

解答率。然而这种基于相同符号部件的迁移机制不能解释本研究的实验结果,主要表现在两个方面。首先,学习阶段没有发现组块破解的时间位点效应(其主效应和相关的交互效应都不显著),也就是说相继出现的六个组块破解任务(试次)之间并没有发现任何(短期立即的)的迁移效应(不论是在哪个阶段的重复练习序列中)。其次,即使个体学习完了包含有交错关系信息的组块破解任务,个体在之后解答涉及交错关系信息的测试问题的成绩相对于非交错关系测试问题并没有表现优势。相反的,测试阶段涉及交错关系信息的问题解答成绩依然显著小于涉及非交错关系信息的问题解答成绩。本研究中被破解的汉字组块各不相同,也即没有相同符号部件,只有相同的规则信息——交错关系信息和部件类型信息。这种规则信息的学习促进效应在没有相同部件的情况下并不能立即发生。而根据原型启发理论,测试问题的解决取决于在学习阶段获得的原型及其关键启发信息的激活(张庆林,邱江,2005;张庆林等,2004)。所谓的原型,可以是主试操纵的“源问题”在个体头脑中的表征或者主观认知。原型包含了许多信息,既有与问题解答具指导性和决定性的关键启发信息也有其他的无关信息。顿悟的发生需要激活这些关键的启发信息。所谓的激活就是将原型事件或者关键启发信息与当前问题联系起来并引导当前问题空间的启发式搜索。原型启发机制可以解释本研究中的结果。在本研究中,学习和测试阶段的组块破解任务程序类似,这相当于原型事件,通过多任务、反复地学习旨在激活原型事件,然而仅仅激活学习任务中的原型事件并不能解决问题,只有激活学习任务中的关键启发信息——交错关系信息,才能够最终解决测试阶段的问题。本研究结果显示,激活交错关系信息(关键启发信息)相对于激活非交错关系信息(非关键信息)对于解决相应的顿悟问题起到了促进作用。

5.2 交错关系信息促进问题解决的习得途径

本研究已经证实,交错关系信息可以通过学习-测试的途径促进问题解决。那么个体是如何习得交错关系这一关键信息并解决问题的呢?研究考察了学习阶段关键信息的学习效果随时间的动态变化。一个是学习效果在不同任务之间随时间的变化(时间位点效应);一个是对同一任务的学习遍数。本研究没有发现学习的时间位点效应:也即在6个时间位点上的组块破解学习任务成绩没有显著差别。这表明:学习的效果并不会随着时间推移在不

同任务间表现线性增加(图4和5)。

但有趣的是,组块破解的学习效果随着重复的遍数增加而提高,特别是涉及交错关系信息的组块破解练习(图4和5)。学习阶段的行为数据(正确率和反应时的结果)显示,非交错关系信息(UC, US)的习得只表现了首次重复效应(即第二遍组块破解的解答成绩显著高于第一遍),但二次重复效应则没有显著差异(即第三遍和第二遍的解答率没有显著差异了)。与之不同的是,对于交错关系信息(CC, CS)的习得,首次的重复效应和二次的重复效应都存在(组块破解成绩的显著差别:第三遍 > 第二遍 > 第一遍)。这表明,交错关系信息的习得需要多次重复。这也得到了另外的分析结果的支持:在前两遍的组块破解练习中,交错条件的成绩依然显著小于非交错条件(正确率更低,反应时更长),直到第三遍,交错条件和非交错条件的差异才消失。

需要注意的是,在学习阶段,被试完成的是问题解答任务(汉字组块破解任务)并提供答案反馈。这里的尝试解答问题其本质是一种基于问题解决的测试行为,而重复的解答行为则是重复测试,这不同于对答案的重复学习(Karpicke & Roediger, 2008; Roediger & Karpicke, 2006; Verhoeven et al., 2011; 贾永萍等,2016)。重复学习主要依赖于重复编码,而重复测试可以通过促进信息重新编码和有效提取来促进学习效果(Karpicke & Roediger, 2008)。本研究学习阶段,涉及交错关系信息的组块破解成绩的提高并不完全依赖于重复学习(即对答案的记忆), (对答案)的重复学习和(尝试解决问题)的重复测试可能联合起了作用。这是因为:如果没有基于问题解决的重度测试的作用而只是对答案的重复学习,那么第三遍和第二遍的组块破解成绩应该不会再有差别(像非交错条件那样),并且交错条件和非交错条件的组块破解成绩应该在第二遍学习解答时不再出现差异,而不是等到第三遍。

5.3 可能的不足

本研究有一些可能的不足需要考虑。第一,样本量的大小问题。样本量的大小直接影响效应量和统计检验力,进而影响有效结论的得出(Lakens, 2013)。根据Cohen(1988),基于 η_p^2 计算的效应大小0.13为中等,可接受的最小的统计检验力Power为0.8。本研究尽管只有72个样本量,但计算得到的交错关系信息在问题解决的促进效应都是中等偏大的(正确率:效应大小 $\eta_p^2 = 0.20$,统计检验力

$Power = 0.98$; 反应时: 效应大小 $\eta_p^2 = 0.164$, 统计检验力 $Power = 0.95$), 因此可以排除因样本量不足带来的影响; 第二, 测试阶段选择的材料较少而造成结果的不稳定性增大。由于顿悟材料来源的相对有限以及顿悟和创造性的不常发生, 这成为组块破解和顿悟问题解决甚至是创造性研究领域通常出现的困局 (Baird et al., 2012; Knoblich et al., 1999)。尽管如此, 测试阶段的数据依然显示在组块破解困难上稳健的交错关系效应(交错条件比非交错条件下解答率更低, 反应时更长, 如图 2、3), 这跟前人的研究结果一致 (Zhang et al., 2015), 因此间接表明: 材料虽较少但仍然有效。

5.4 对教育实践的启示

本研究对教育实践具有启示作用: 当问题解决教学涉及需要破解知觉组块或整体时, 应注重对学生关注局部元素或事物之间关系的意识的培养; 为了提高个体的问题解决能力, 针对性的重复操作练习是必要的; 教育应注重对信息原型的学习, 从而将不利因素转换为对问题解决有利的因素。

6 结论

(1) 基于组块破解任务, 对空间交错关系信息的学习与利用相对于部件类型信息促进了问题解决; (2) 交错关系信息的习得依赖于基于问题解决的反复练习。

参考文献:

- Baird, B., Smallwood, J., Mrazek, M. D., Kam, J. W. Y., Franklin, M. S., & Schooler, J. W. (2012). Inspired by distraction: Mind wandering facilitates creative incubation. *Psychological Science*, 23(10), 1117–1122.
- Chase, W. G., & Simon, H. A. (1973). Perception in chess. *Cognitive Psychology*, 4(1), 55–81.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Gobet, F., Lane, P. C. R., Croker, S., Cheng, P. C-H., Jones, G., Oliver, I., & Pine, J. M. (2001). Chunking mechanisms in human learning. *Trends in Cognitive Sciences*, 5(6), 236–243.
- Huang, F., Fan, J., & Luo, J. (2015). The neural basis of novelty and appropriateness in processing of creative chunk decomposition. *NeuroImage*, 113, 122–132.
- Karpicke, J. D., & Roediger, H. L. (2008). The critical importance of retrieval for learning. *Science*, 319(5865), 966–968.
- Kattner, F., Cochrane, A., Cox, C. R., Gorman, T. E., & Green, C. S. (2017). Perceptual learning generalization from sequential perceptual training as a change in learning rate. *Current Biology*, 27(6), 840–846.

- Kim, T., Chen, J., Verwey, W. B., & Wright, D. L. (2018). Improving novel motor learning through prior high contextual interference training. *Acta Psychologica*, 182, 55–64.
- Knoblich, G., Ohlsson, S., Haider, H., & Rhenius, D. (1999). Constraint relaxation and chunk decomposition in insight problem solving. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 25(6), 1534–1555.
- Knoblich, G., Ohlsson, S., & Raney, G. E. (2001). An eye movement study of insight problem solving. *Memory & Cognition*, 29(7), 1000–1009.
- Lakens, D. (2013). Calculating and reporting effect sizes to facilitate cumulative science: A practical primer for t-tests and ANOVAs. *Frontiers in Psychology*, 4, 863. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00863>
- Luo, J., Niki, K., & Knoblich, G. (2006). Perceptual contributions to problem solving: Chunk decomposition of Chinese characters. *Brain Research Bulletin*, 70(4–6), 430–443.
- Qiu, J., Li, H., Yang, D., Luo, Y. J., Li, Y., Wu, Z. Z., & Zhang, Q. L. (2008). The neural basis of insight problem solving: An event-related potential study. *Brain and Cognition*, 68(1), 100–106.
- Roediger III, H. L., & Karpicke, J. D. (2006). The power of testing memory: Basic research and implications for educational practice. *Perspectives on Psychological Science*, 1(3), 181–210.
- Tang, X., Pang, J., Nie, Q. Y., Conci, M., Luo, J., & Luo, J. (2016). Probing the cognitive mechanism of mental representational change during chunk decomposition: A parametric fMRI study. *Cerebral Cortex*, 26(7), 2991–2999.
- Verhoeijen, P. P., Tabbers, H. K., & Verhage, M. L. (2011). Comparing the effects of testing and restudying on recollection in recognition memory. *Experimental Psychology*, 58(6), 490–498.
- Wu, L., Knoblich, G., & Luo, J. (2013). The role of chunk tightness and chunk familiarity in problem solving: Evidence from ERPs and fMRI. *Human Brain Mapping*, 34(5), 1173–1186.
- Wu, L., Knoblich, G., Wei, G., & Luo, J. (2009). How perceptual processes help to generate new meaning: An EEG study of chunk decomposition in Chinese characters. *Brain Research*, 1296, 104–112.
- Zhang, Z. L., Luo, Y., Wang, C. L., Warren, C. M., Xia, Q., Xing, Q., ... Li, H. (2019). Identification and transformation difficulty in problem solving: Electrophysiological evidence from chunk decomposition. *Biological Psychology*, 143, 10–21.
- Zhang, Z., Yang, K., Warren, C. M., Zhao, G., Li, P., Lei, Y., & Li, H. (2015). The influence of element type and crossed relation on the difficulty of chunk decomposition. *Frontiers in Psychology*, 6, 1025. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01025>
- 曹贵康, 杨东, 张庆林. (2006). 顿悟问题解决的原型事件激活: 自动还是控制. *心理科学*, 29(5), 1123–1127.
- 黄福荣, 和美, 罗劲. (2017). 组块破解形态顿悟的脑认知机理. *科学通报*, 62(31), 3594–3604.
- 贾永萍, 周楚, 李林, 郭秀艳. (2016). 汉字的无线索回忆再认效应: 重复学习和重复测验的作用. *心理学报*, 48(2), 111–120.
- 邱江, 张庆林. (2011). 创新思维中原型激活促发顿悟的认知神经

- 机制. *心理科学进展*, 19(3), 312–317.
- 邢强, 张忠炉, 孙海龙, 张金莲, 王菁. (2013). 字谜顿悟任务中限制解除和组块破解的机制及其原型启发效应. *心理学报*, 45(10), 1061–1071.
- 吴真真, 邱江, 张庆林. (2008). 顿悟的原型启发效应机制探索. *心理发展与教育*, 24(1), 31–35.
- 张庆林, 邱江. (2005). 顿悟与源事件中启发信息的激活. *心理科学*, 28(1), 6–9.
- 张庆林, 邱江, 曹贵康. (2004). 顿悟认知机制的研究述评与理论构想. *心理科学*, 27(6), 1435–1437.
- 张忠炉, 李红. (2014). 通达创造性顿悟的具身之路. *华东师范大学学报(教育科学版)*, 32(4), 80–89.
- 张忠炉, 张嘉卉, 宋欣欣, 窦皓然, 杨文龙, 于龙, … 李红. (2016). P300 与创造性组块破解. *科学通报*, 61(22), 2494–2501.
- 朱丹, 罗俊龙, 朱海雪, 邱江, 张庆林. (2011). 科学发明创造思维过程中的原型启发效应. *西南大学学报: 社会科学版*, 37(5), 144–149.

The Facilitating Effect of Element Type and Crossed Relation on Problem Solving

ZHANG Zhonglu¹ YI Junru¹ ZHANG Zhuqing¹ XING Qiang¹ LEI Yi² LI Hong²

(1. Department of Psychology, School of Education, Guangzhou University, Guangzhou 510006;

2. Institute of Brain and Psychological Sciences, Sichuan Normal University, Chengdu 610066)

Abstract: The current study aimed to explore whether and how the information of element type and spatially crossed relation in a perceptual chunk can facilitate problem solving. Seventy-one valid participants (25 females, mean age = 20.51 ± 2.35 years) completed the character decomposition task in a learning-testing paradigm. The study manipulated two variables in both learning and testing phases: Element type was defined as whether the to-be-removed element is a meaningful chunk or not (chunk vs. stroke), while crossed relation was defined as whether the to-be-removed element and the remained part is spatially crossed or not in a perceptual chunk (uncrossed vs. crossed). The combinations of the two variables thus generated four conditions. In Condition 1, the task carries the information of character level as well as uncrossed relation; In Condition 2, the task carries the information of stroke level as well as uncrossed relation; In Condition 3, the task carries the information of character level as well as crossed relation; In Condition 4, the task carries the information of stroke level as well as crossed relation. Participant completed the chunk decomposition task for one condition in the learning phase and then performed all tasks for four conditions in the testing phase. To further explore the time course in the learning phase, we manipulated another two variables: time position (1, 2, 3, 4, 5, 6) and presentation times (1, 2, 3). There are 6 stimuli recursively presented once for each position in each learning condition. Participants repeatedly performed the character decomposition tasks for three times (every 6 trials) in the learning phase. The results in the testing phase showed that participants performed more accurately and faster for the information of crossed relation than uncrossed relation, not vice versa. In contrast, we did not find similar facilitation effect for the information of element type on problem solving. The results indicate that the information of crossed relation rather than element type facilitates the chunk decomposition problem solving. Moreover, the results in the learning phase showed that the chunk decomposition task was performed better for the information of crossed relation with repeated times, not over time. The results indicate that the facilitation effect of crossed relation requires repeated performances on the task during the learning phase.

Key words: chunk decomposition; insight problem solving; Chinese character; element type; crossed relation

虚拟学习环境下图形加工的认知负荷研究*

陈丽君 刘丽敏 林岳阳 张玲燕

(广东技术师范大学教育科学与技术学院, 广州 510665)

摘要: 基于单探测变化觉察和双任务范式,采用项目数量(3) × 呈现时间(2) × 文字线索(2) 混合实验设计,对沉浸式虚拟学习环境图形加工特征和认知负荷进行探讨,以任务绩效法与主观测量法评定认知负荷。44 名大学生的实验结果显示:(1) 项目数量对虚拟空间图形识记主任务绩效和主观认知负荷有显著影响,项目数量越多,主任务正确率越低,反应时越长,主观评定认知负荷越高,同时加工刺激数量以 4 个为宜;(2) 呈现时间对虚拟空间图形识记次任务绩效有显著影响,呈现时间越长,次任务正确率越高,呈现时间超过 0.5s 有利于次任务加工;(3) 文字线索对虚拟图形识记认知负荷有显著影响,重复性文字线索会增加认知负荷。结果表明,在沉浸式虚拟环境中,图形加工的认知负荷特点与平面和三维图形基本一致,项目数量多、呈现时间短以及有重复性文字线索时,认知负荷更高;任务绩效和主观测量评定指标在反映认知负荷强度上不完全一致。

关键词: 虚拟学习环境; 认知负荷; 图形加工; 呈现时间; 文字线索

分类号: B844

1 问题提出

随着云计算、大数据、深度学习等新一代信息技术的发展,虚拟现实技术(virtual reality, VR) 越来越广泛地运用于教育领域,成为最具应用前景的技术之一(Reisoğlu et al., 2017; 丁楠,汪亚珉,2017; 赵一鸣等,2016)。虚拟现实技术具有多感知性、沉浸性、交互性与构想性等特点,在提供更“真实”、更丰富学习资源的同时(Pantelidis, 2015; 张志祯, 2016),也易带来信息呈现形式不当、冗余感知刺激过多等问题,导致认知负荷过载,不利于有效学习(Andersen et al., 2016; 高媛等,2017)。

认知负荷指人在完成任务过程中进行信息加工所需的认知资源总量,即工作记忆能够注意和处理的内容总和(Chandler & Sweller, 1991)。只有将认知负荷控制在工作记忆所能承载的范围内,有效学习才能发生(DeLeeuw & Mayer, 2008; 张慧等, 2018)。虚拟学习环境能够充分“占据”学生的视、听、触等多个感知通道,这种多感官参与的学习形式可以提高学习效率(Chen, 2016; Dan & Reiner, 2018),但也可能造成认知负荷过载(Liu & Curet, 2015; 朱福军等,2017),阻碍学习进度(Kirschner

et al., 2009)。虚拟学习环境下,如何合理配置媒体资源和技术工具,优化控制认知负荷水平,进而提高学习者的认知加工效果,是需要重点关注的问题(Coyle et al., 2015)。

优化控制学习者的认知负荷水平,需要探讨认知负荷的来源及影响因素(孙崇勇,刘电芝, 2016)。Paas 和 Gog(2006)提出,认知负荷由学习任务、学习者以及两者的相互作用引起。Sweller(1994)认为,认知负荷有三个影响因素,学习的复杂性、材料的组织呈现方式和学习者的经验水平。与学习材料本身及呈现方式有关的因素,如项目数量、呈现时间、文字线索等会对虚拟环境认知负荷产生影响(谢和平等,2017)。目前,考察认知负荷的相关研究集中在平面和立体图形上(Vogel et al., 2006; 孙崇勇,2012; 吴文春等,2017),针对虚拟环境图形加工的研究较少。虚拟现实学习环境中,学习者的感官体验比平面和立体空间更加丰富,更具沉浸感(Chen, 2016),认知上承受的负荷量也可能发生变化。因此,在平面和立体空间学习环境中所发现的结论未必适用于虚拟现实环境。那么,在虚拟学习环境下哪些因素会对图形加工的认知负荷产生影响呢?

* 基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目“虚拟感知整合认知负荷的多维测评与优化控制研究”(18YJA880005)。

通讯作者: 张玲燕, E-mail: lingyan81@163.com

数量是最早被关注到的认知负荷影响因素 (Sweller, 1988)。Luck 和 Vogel (1997) 采用探测变化觉察范式研究发现, 当识记颜色方块数量为 1~3 个时, 被试几乎能 100% 做出正确反应, 但当数目增加至 4 及以上时, 记忆绩效开始下降。采用多特征客体作为实验材料的研究也发现, 视觉工作记忆容量是 3~4 个客体 (Vogel et al., 2001)。本研究拟采用 3~5 个具有颜色和形状两个基本特征的虚拟图形作为刺激材料, 考察数量对认知负荷的影响。

时间因素对认知负荷有显著影响 (Barrouillet et al., 2004; 李金波, 2009)。研究表明, 学习者对三维客体两个基本特征进行完整加工需要 0.5s 左右 (Vogel et al., 2006)。目前对平面和三维客体加工的时间机制研究较多 (吴文春等, 2017), 对虚拟环境客体加工特征的时间考察比较缺乏。虚拟现实学习空间信息的丰富性带来两种加工可能性: 易化加工或干扰加工。为探讨这两种假设, 预实验中, 以 0.5s 为锚定点, 设置 0.2s、0.5s、0.8s 三种呈现时间。0.2s 是一个较 0.5s 更短的加工时间, 0.8s 可以为学习者提供较充足的加工时间。结果发现 0.2s 时, 被试次任务成绩出现地板效应, 0.5s 和 0.8s 时, 主任务成绩都在适宜范围且有区分度。故本研究将刺激呈现时间设定为 0.5s 和 0.8s 两个水平, 以探索呈现时间长短对被试认知负荷的影响。

在多媒体学习环境中, 设计者往往会为图形材料加入相关文字线索, 通过图文整合促进学习者的认知加工效果 (王文智, 2009)。然而, 关于文字线索在图形加工认知负荷中发挥的作用存在争议。有研究显示, 文字线索会降低图形加工认知负荷 (王福兴等, 2015); 但也有研究发现, 文字线索增加了认知负荷 (Bobis et al., 1993)。本研究拟考察在虚拟环境下, 文字线索对图形加工认知负荷的影响。

认知负荷研究离不开对个体工作记忆的考察。Phillips 和 Christie (1977) 提出的变化觉察范式是使用最广泛的视觉工作记忆研究范式, 本研究采用变化觉察范式中的单探测变化觉察范式开展实验, 即在检测阶段只出现单个项目。常用认知负荷测量方法有任务绩效法与主观测量法 (Brunken et al., 2003; Paas & Merrienboer, 1994)。任务绩效法根据被试完成指定任务的客观绩效来评定认知负荷, 分为单任务和双任务测量范式。其中, 双任务范式要求被试在一定时间内同时完成主次两项任务 (Brünken et al., 2002)。一般认为, 被试完成任务的正确率高和反应时短反映认知负荷低 (李金波,

2009; 孙崇勇, 2012)。主观测量法是学习者根据完成任务时的主观感受, 对认知负荷进行评价的测量方法, 包括对任务难度的感受以及心理努力程度。任务绩效法对由刺激特性引起的认知负荷比较敏感, 而主观测量法则能提供学习者本身体验到但无法完全用绩效衡量的认知负荷程度。选取主观测量法能够有效辅助任务测量法, 对认知负荷进行更全面地反映。Tuovinen 和 Paas (2004) 将任务绩效与主观测量两类指标结合起来对认知负荷进行综合测评, 获得了利用单一指标无法得到的重要信息。本研究拟采用这两类指标进行认知负荷评定, 任务绩效法测量客观认知负荷值, 主观测量法衡量被试主观感受到的认知负荷; 同时考察评定指标的敏感性, 即各指标反映由项目数量、呈现时间和文字线索等带来的认知负荷变化是否显著, 以及是否一致。

综上所述, 从认知负荷角度考察虚拟环境视觉信息加工的影响因素和机制, 对增强虚拟学习环境构建的可信性和真实度, 优化控制虚拟感知认知负荷与学习成本, 具有理论意义和应用价值。基于此, 本研究拟在沉浸式虚拟学习环境中, 基于双任务实验范式, 使用虚拟空间三维立体图形作为实验材料, 着重探讨识记项目数量、呈现时间和文字线索对虚拟认知负荷的影响, 采用任务绩效法与主观测量法进行认知负荷评定。本研究假设, 在沉浸式虚拟学习环境中, 识记项目数量多和呈现时间短会增加认知负荷, 文字线索增加了信息加工量, 也会增加认知负荷, 识记项目数量、呈现时间与文字线索对虚拟认知负荷产生交互影响。

2 方法

2.1 被试

广东省某高校本科生 44 名 (男生 25 人, 女生 19 人), 平均年龄为 19.70 ± 1.19 岁, 此前无参加此类实验的经验。所有被试均报告其视力或者矫正视力正常, 无色盲或色弱, 右利手。

2.2 仪器与材料

实验仪器为联想 Lenovo 电脑媒体渲染管理工具 (型号 P510/coco), HTC 人机交互位置光学交互平台, 含 HTC 虚拟现实头盔 (型号 HTCVRILE) 以及 HTC 手柄。实验程序采用 Unity5.6.1f1 编程系统基于 VR 仪器的程序编制。

为了更好地呈现出虚拟学习场景的沉浸感和立体空间感, 虚拟场景构建为一个空房间, 房间地面为灰黑色, 墙面为白色, 屋顶为棕黄色, 在屋顶一端设

计有三条延伸的白线以更好地突出场景的立体感。在虚拟空间的右侧,开有一扇窗口,窗外有光亮,以更好地模拟一个真实空房间的感觉(图1)。研究通过虚拟现实头盔和渲染工具,在90~110度左右的显示视场角中,以VR引擎技术,产生实时VR图像,同时通过对被试头部位置的定位和数据的配合采集,以三维引擎响应头部转动时产生的场景变换,配合手柄在场景中的定位及渲染,让被试充分感受到沉浸感。随着被试头部的运动,可以产生实时、逼真的场景感和身临其境的沉浸体验。

虚拟实验材料为由不同颜色和形状组成的规则三维立体图形。客体颜色有11种,包括红色、蓝色、黄色、橙色、绿色、紫色、青色、褐色、黑色、深灰色、白色。客体形状有11种,包括长方体、正方体、十字体、三棱锥、球体、椭圆球体、圆柱、圆锥、五角星体、半月形体、爱心体(吴文春等,2017)。这些颜色和形状都是大学生比较熟悉的。任选一种颜色和形状构成一个虚拟刺激图形,每个图形的呈现视角约为 $1.8^{\circ} \times 1.8^{\circ}$ 。在同时呈现的多个虚拟识记项目当中,客体颜色与形状随机搭配出现,不存在颜色和形状重复的图形。

采用Paas和Van Merriënboer(1994)编制的认知负荷自评量表进行主观认知负荷测量,包括心理努力和任务难度两个评价指标,均使用9级评分制。从1到9表示付出的心理努力和任务难度依次递增。此量表的效度系数为0.77(孙崇勇,刘电芝,2013),本研究中的一致性信度系数Cronbach's α 为0.92。

2.3 实验设计

采用3(项目数量:3个、4个、5个) $\times$ 2(呈现时间:0.5s、0.8s) $\times$ 2(文字线索:有、无)混合实验设计。其中,识记项目数量和呈现时间为组内因素,文字线索为组间因素。因变量是被试完成任务的认知负荷。其中,任务绩效法认知负荷评定指标包括主任务正确率、主任务反应时、次任务正确率和次任务反应时;主观测量法认知负荷评定指标包括主观评定的心理努力和任务难度。

2.4 实验程序

实验包括三个阶段:

(1) 实验前的准备

被试坐在一张有靠背的椅子上,戴上虚拟现实头盔,左右手分别握住一个手柄。双手放在一个不遮挡手柄空间识别的位置。戴上虚拟头盔后,被试在视觉上进入一个虚拟场景建构的空房间,正前方

是一面白色的墙,墙上正中间位置呈现指导语及实验材料。进入虚拟场景后,提示被试可环视四周,上下左右前后看看,充分体验虚拟空间的沉浸感,当被试觉得已经适应了这一环境便可以按照空间中呈现的指导语完成实验。

(2) 练习阶段

练习环节共有8个试次。单个试次分为四个阶段:(1) 注视阶段:要求被试注视呈现在虚拟空间前方中央位置的红色“+”,呈现时间为0.8s;(2) 学习阶段:每3个颜色与形状互不相同的三维立体规则图形组合成主任务识记项目,随机出现在虚拟空间中央位置,要求被试识记主任务图形,呈现时间为0.5s;次任务(红气球)出现几率为50%,要求被试在观察到红气球时按下右手柄圆盘键,红气球会在按键后或0.5s后消失;(3) 保持阶段:识记项目消失,出现空白屏,保持时间为0.5s;(4) 检测阶段:虚拟空间中央出现一个图形,其中一半是学习阶段主任务的其中一个图形,另一半是未在学习阶段出现的主任务同类型图形(次任务图形不在检测阶段出现),要求被试判断该图形是否在学习阶段识记过,判断“是”按右手柄圆盘键,判断“否”按左手柄圆盘键。接着呈现持续时间为0.8s的空白屏作为实验缓冲,再进入下一个试次。单一试次具体流程如图1。

在练习阶段,被试每完成一个试次,均可得到正误和反应时间的反馈。练习阶段可重复进行,直至被试完全理解并熟悉实验流程。

(3) 正式实验阶段

正式实验程序与练习阶段程序相同,但在检测阶段之后不给予结果反馈。正式实验识记项目数量为3、4或5个,呈现时间为0.5s或0.8s,材料为有文字线索和无文字线索两类,考察上述因素对虚拟图形加工效果和认知负荷的影响。正式实验的学习阶段,每一轮次的试次均重复20次。为避免顺序效应,采用拉丁方设计控制识记项目呈现顺序,每个被试共完成120个试次。每一轮次结束,被试需取下虚拟头盔,填写认知负荷主观评定量表。为控制疲劳等实验误差,每轮填写完量表后,被试可自行休息3分钟。休息后,被试再次戴上虚拟头盔,环顾四周,重新感受并适应虚拟环境后继续进行实验。实验共约需要40分钟。

2.5 数据分析

使用SPSS 22.0统计分析软件对数据进行处理。

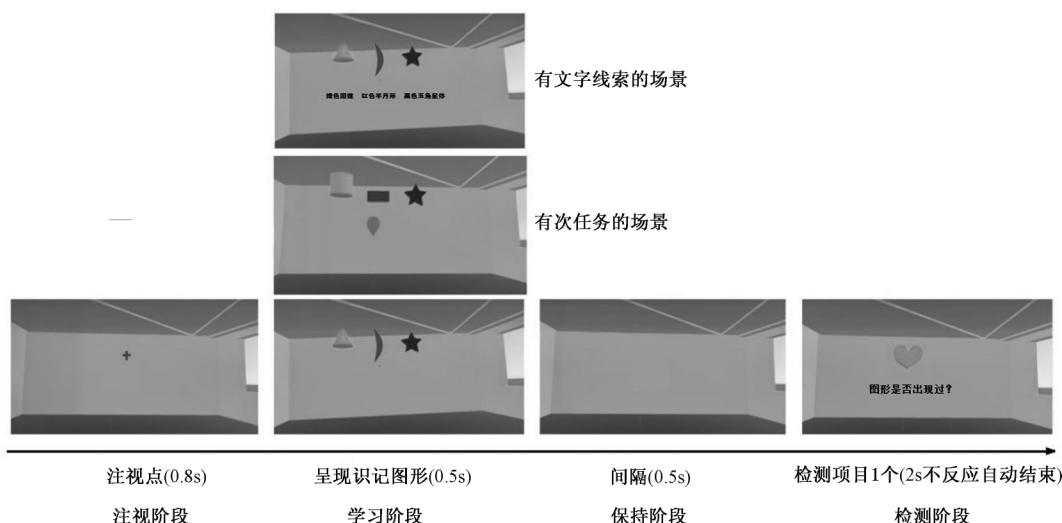


图1 单一试次具体流程

3 结果与分析

3.1 基于任务绩效法的认知负荷测定结果分析

对基于任务绩效法的认知负荷指标,即主任务

正确率、主任务反应时、次任务正确率和次任务反应时(描述性统计结果见表1)进行重复测量方差分析。

表1 不同实验条件下虚拟学习环境图文整合的认知负荷($M \pm SD$)

项目数量	呈现时间	文字线索	任务绩效法指标				主观测量法指标	
			主任务正确率	主任务反应时(ms)	次任务正确率	次任务反应时(ms)	心理努力	任务难度
3 个	0.5s	有	0.88 ± 0.08	674.20 ± 179.58	0.58 ± 0.35	334.33 ± 166.35	4.68 ± 2.10	3.73 ± 1.61
		无	0.89 ± 0.12	700.93 ± 142.48	0.45 ± 0.31	356.64 ± 151.98	4.73 ± 1.86	3.91 ± 1.80
	0.8s	有	0.90 ± 0.06	818.10 ± 208.78	0.68 ± 0.39	451.01 ± 230.70	4.45 ± 2.13	3.32 ± 1.84
		无	0.86 ± 0.10	692.34 ± 164.36	0.86 ± 0.27	523.73 ± 86.33	4.82 ± 1.92	3.36 ± 1.59
	总计		0.88 ± 0.09	721.39 ± 181.59	0.64 ± 0.36	416.43 ± 180.90	4.67 ± 1.98	3.58 ± 1.70
4 个	0.5s	有	0.83 ± 0.10	714.70 ± 205.75	0.55 ± 0.37	312.42 ± 176.70	6.14 ± 1.75	5.36 ± 1.79
		无	0.82 ± 0.14	728.14 ± 158.71	0.48 ± 0.32	353.93 ± 149.89	6.00 ± 1.75	5.36 ± 1.79
	0.8s	有	0.83 ± 0.10	891.93 ± 240.53	0.66 ± 0.38	450.72 ± 233.84	5.91 ± 1.72	5.55 ± 1.57
		无	0.83 ± 0.12	756.92 ± 144.30	0.84 ± 0.29	482.50 ± 130.40	5.68 ± 1.59	4.86 ± 1.78
	总计		0.83 ± 0.11	772.92 ± 202.38	0.63 ± 0.36	466.61 ± 187.80	5.93 ± 1.68	5.28 ± 1.72
5 个	0.5s	有	0.77 ± 0.10	736.70 ± 202.65	0.58 ± 0.37	333.47 ± 164.79	7.27 ± 1.64	7.00 ± 1.66
		无	0.76 ± 0.12	771.75 ± 197.90	0.48 ± 0.33	497.00 ± 142.47	7.05 ± 1.68	6.73 ± 1.72
	0.8s	有	0.76 ± 0.10	955.00 ± 237.17	0.65 ± 0.40	449.74 ± 237.65	7.18 ± 1.59	7.32 ± 1.36
		无	0.79 ± 0.12	778.22 ± 192.02	0.86 ± 0.29	497.00 ± 142.47	6.91 ± 1.54	6.20 ± 1.78
	总计		0.77 ± 0.11	810.67 ± 221.85	0.64 ± 0.37	399.39 ± 196.75	7.10 ± 1.59	6.83 ± 1.66

结果表明,识记项目数量主效应在主任务正确率上显著, $F(2, 168) = 41.75, p < 0.001, \eta^2 = 0.33$, 事后检验显示,识记项目数量为3时被试主任务正确率显著高于数量4 ($t = 4.42, df = 87, p < 0.001, d = 0.43$) 和数量5 ($t = 9.42, df = 87, p < 0.001, d = 0.71$); 识记项目数量为4时被试主任务正确率显著高于数量5 ($t = 5.00, df = 87, p < 0.001, d = 0.47$)。识记项目数量主效应在主任务反应时上显著, $F(2, 168) = 45.92, p < 0.001, \eta^2 = 0.35$ 。事后检验显示,识记项目数量为3时被试主任务反应时显著低于数量4 ($t = -5.61, df = 87, p < 0.001, d = 0.52$) 和数量

5 ($t = -9.17, df = 87, p < 0.001, d = 0.70$); 识记项目数量为4时被试主任务反应时显著低于数量5 ($t = -4.14, df = 87, p < 0.001, d = 0.41$)。呈现时间在次任务正确率上主效应显著, $F(1, 84) = 11.42, p < 0.01, \eta^2 = 0.12$, 呈现时间为0.8s时的次任务正确率高于0.5s。

文字线索和呈现时间的交互作用在主任务反应时上显著(图2a), $F(1, 84) = 4.67, p < 0.05, \eta^2 = 0.05$, 简单效应分析显示,有文字线索条件下,0.8s组主任务反应时高于0.5s组 ($t = 2.87, df = 42, p < 0.01, d = 0.40$); 在0.8s呈现时间下,有文字线索组

主任务反应时高于无文字线索 ($t = 2.51, df = 42, p <$

$0.05, d = 0.36$)。其它效应均不显著 ($p > 0.05$)。

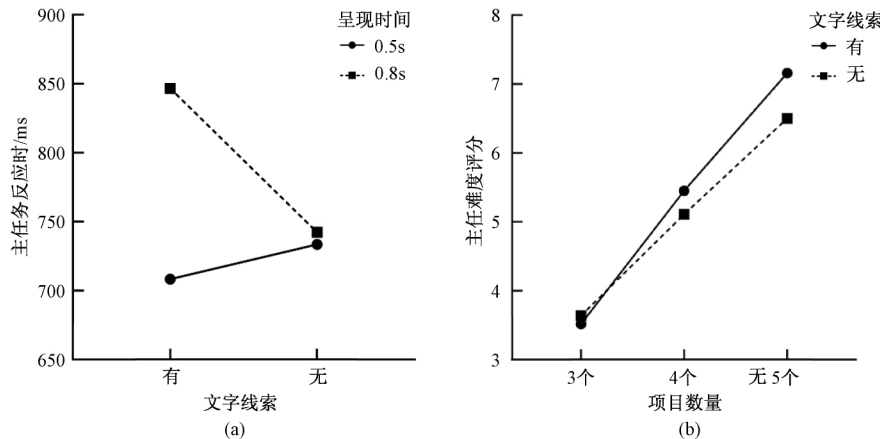


图2 虚拟图形加工认知负荷的交互作用

3.2 基于主观测量法的认知负荷测定结果分析

认知负荷主观测量分数(描述性统计结果见表1)的重复测量方差分析表明,识记项目数量主效应在心理努力指标上极其显著, $F(1.36, 114.25) = 155.49, p < 0.001, \eta^2 = 0.65$ 。事后检验显示,数量3时的心理努力平均分数显著低于数量4 ($t = -13.95, df = 87, p < 0.001, d = 0.83$) 和数量5 ($t = -16.12, df = 87, p < 0.001, d = 0.87$);数量4时的评分显著低于数量5 ($t = -12.21, df = 87, p < 0.001, d = 0.79$)。识记项目数量主效应在任务难度指标上极其显著, $F(1.52, 261.01) = 357.95, p < 0.001, \eta^2 = 0.68$ 。事后检验显示,数量3时的任务难度评分显著低于数量4 ($t = -12.00, df = 87, p < 0.001, d = 0.79$) 和数量5 ($t = -13.59, df = 87, p < 0.001, d = 0.82$);数量4时的任务难度评分显著低于数量5 ($t = -9.92, df = 87, p < 0.001, d = 0.73$)。

项目数量和文字线索交互作用在任务难度指标上显著(图2b), $F(1.49, 125.32) = 3.48, p < 0.05, \eta^2 = 0.04$,简单效应分析显示,有文字线索条件下,项目数量为5的任务难度评分高于4 ($t = 10.58, df = 43, p < 0.001, d = 0.85$) 和3的 ($t = 13.36, df = 43, p < 0.001, d = 0.90$),数量为4的任务难度评分高于3 ($t = 9.35, df = 43, p < 0.001, d = 0.82$);在无文字线索条件下,项目数量为5的任务难度评分高于4 ($t = 9.26, df = 43, p < 0.001, d = 0.82$) 和3的 ($t = 11.61, df = 43, p < 0.001, d = 0.87$) 的,数量为4的任务难度评分高于3 ($t = 8.10, df = 43, p < 0.001, d = 0.78$)。在识记项目为5时,有文字线索组的任务难度评分边缘显著高于无文字线索 ($t = 1.90, df = 86, p = 0.06, d = 0.20$);在识记项目为4和3

时,有无文字线索的任务难度评分差异不显著 ($p > 0.05$)。其它效应均不显著 ($p > 0.05$)。

4 讨论

实验探索了项目数量、呈现时间和文字线索对虚拟学习环境图形加工认知负荷的影响,同时对基于任务绩效法和主观测量法的认知负荷评定指标适用性进行考察。

4.1 项目数量对虚拟认知负荷的影响

在完成虚拟环境图形加工任务上,识记项目数量由3增加至5个,被试主任务正确率随之显著降低;主任务反应时随之显著增加,同时反映主观认知负荷的心理努力和任务难度评定分数也随之显著增加,这与前人研究结果一致(Callicott et al., 1999; Dan & Reiner, 2017)。从具体指标变化来看,3、4、5个识记项目的主任务正确率均值为88%、83%和77%,主任务反应时均值为721.39ms、772.92ms和810.67ms,心理努力均值为4.67、5.93和7.10,任务难度均值为3.58、5.28、6.83。参考已有研究结论(Luck & Vogel, 1997),综合任务绩效和主观测量反映的认知负荷状况,建议在虚拟学习场景中,同时进行视觉加工的客体数量不超过4个,否则会造成认知负荷超载。

4.2 呈现时间对虚拟认知负荷的影响

孙崇勇(2012)指出在双任务测量中,次任务成绩是直接预测认知负荷的客观指标。本研究发现,次任务正确率受到呈现时间的显著影响,时间由0.5s延长至0.8s,次任务正确率从52%显著提高至76%。这说明在0.8s时,学习者在完成主任务之余,拥有额外心理资源去加工次任务。延长呈现时

间可以释放出更多认知资源,从而降低认知负荷(Barrouillet et al., 2007; 邢强, 黄伟东, 2008)。可见,在虚拟现实学习空间中,认知负荷除受到刺激材料特性影响,同时也会因呈现时间不同而表现出差异(汪存友等, 2019)。该发现启示,在进行虚拟空间学习环境创设时,应合理设置刺激材料的学习时长,以进一步优化控制认知负荷与学习成本。

呈现时间主效应在主任务相关的指标和主观测量指标上并不显著。这可能是由于,不管时间长短,被试都会优先完成主任务(李金波, 许百华, 2009),故时长未对主任务绩效产生显著影响(王抢等, 2014)。在任务绩效指标上,项目数量和呈现时间分别对主任务正确率与反应时,以及次任务正确率产生影响,说明这两个因素影响虚拟感知过程的加工机制是不同的(高贺明等, 2015)。项目数量对认知负荷的影响主要体现在注意资源的分配方面。数量越多,注意的分配越困难。呈现时间对认知负荷的影响则主要体现工作记忆的存储和加工方面。研究显示,在虚拟学习材料呈现方面,0.5s 是一个可以参考的基本呈现时间,在这个时长下,被试只能集中认知资源完成主任务,超过这个时长后,被试将可以开始启动执行次任务。

4.3 文字线索对虚拟认知负荷的影响

文字线索对认知负荷的影响体现在与其它变量的交互作用上。文字线索和呈现时间交互作用在主任务反应时上显著。在 0.8s 呈现时间下,有文字线索的主任务反应时长高于无文字线索;有文字线索条件下,0.8s 的主任务反应时高于 0.5s。在有无文字线索时,主任务正确率分别为 82.72% 和 82.53%,没有显著差异。这说明在加工时间较充分的条件下,与图形意义重复的文字线索不但不能提高任务绩效,反而可能增加不必要的认知负荷。这与刘畅和张璐(2015)的研究结果一致。Bobis 等人(1993)指出,当文字与图形所表达的信息相同,而不是互相解释或补充说明时,将其放在一起,学习者会尝试建立两者间的关联,这样反而使学习者耗费更多的心理资源,增加认知负荷。有研究发现,具身方位与文字线索一致时能够促进认知加工(王斌等, 2019),在虚拟学习空间中,这种加工优势可能只出现在任务难度较大的时候。

文字线索和项目数量交互作用在任务难度指标上显著。在识记项目为 5 时,有文字线索组的任务难度评分边缘显著高于无文字线索;在识记项目为 4 和 3 时,有无文字线索的任务难度评分差异不显

著。当项目数量较少时(3~4 个),被试认知加工资源比较充分,文字线索是否出现并未对主观感受的任务难度产生影响。但当数量增加至 5 个时,被试的认知资源已经难以再分配到图形材料之外的刺激上,这时意义重复的文字线索反而会额外占用认知资源,带来更高的认知负荷。此结果与 Mayer 和 Moreno(2002)的观点一致,即对简单材料而言,被试在图文整合中无需先提取关键词语,可以直接与已有经验整合完成信息构建,此时文字线索的出现反而成为干扰。

4.4 项目数量、时间和文字线索对虚拟认知负荷的整合影响

研究结果显示,项目数量、呈现时间和文字线索既可独立影响虚拟认知负荷,也会产生交互性的整合影响。如当项目数量增加或者呈现时间比较充分时,意义重复的文字线索不但不能促进虚拟图形加工的完成,反而可能带来额外的认知负荷。因此,在设计和建构虚拟学习环境时,不仅要独立考察单一因素,也需要综合考虑多个因素之间的交互性和整合性影响,即信息不同组合方式带来的影响(Kalyuga et al., 2004; Van Merriënboer & Sweller, 2005)。当提供不同类型的虚拟学习材料时,需要考虑刺激数量和加工时间等因素对认知负荷的整合性影响,采用更加科学合理的信息组合方式,优化呈现效果并控制认知负荷水平,以促进学习者的认知加工效果。根据本研究结果,文字线索是否需要提供,以及是提供补充性还是重复性文字线索,需要视具体任务难度和性质而定。对于简单虚拟视觉图形学习材料,重复性文字线索的作用不明显(Mayer & Moreno, 2002)。未来研究可进一步探索在特定呈现时间下,对于难度较大的视觉学习材料,应如何提供文字线索,以提高学习效果。

4.5 任务绩效和主观测量指标的分离性

本研究发现,被试在双任务范式下进行虚拟学习材料加工时,任务绩效和主观测量指标在反映认知负荷变化的性质和强度上并不完全一致。丁道群和罗扬眉(2009)指出,不同指标可能对不同认知负荷敏感。李金波等人(2010)发现,在人机交互持续作业中认知负荷在主任务反应时、主任务正确率上变化显著,但在心理努力、任务难度指标上变化不显著。本研究也发现了这种不同类型认知负荷指标的分离性现象,如在 0.8s 呈现时间下,一方面,有文字线索时被试的主任务反应时显著长于无文字线索,反映了认知负荷增加;另一

方面,被试主观评定的任务难度却并没有显著变化。这说明任务绩效类与主观测量类指标对虚拟环境认知负荷的敏感度可能存在差异。虚拟现实技术能够帮助学习者建构更真实的学习情境,使学习者获得具有“临场感”的感知体验(王辞晓, 2018),这种浸入感可能会对主观认知负荷指标带来一定影响。因此,虚拟信息加工的认知负荷评定需要根据实际情况选择适宜指标。在整合多个指标进行综合性评定时,也需要考虑到指标反映认知负荷的一致性问题。

4.6 研究局限与展望

研究考察了虚拟学习环境下学习者进行图形加工时认知负荷的影响因素和加工特征,有助于深入了解虚拟感知信息的加工过程和加工机制,为丰富认知负荷理论和虚拟环境的开发应用提供实证依据。但本研究仍存在一些局限:(1)在呈现时间上,研究发现从0.5s到0.8s似乎存在一个加工的转折点,即时长增加后,被试明显开始进入到次任务加工,表现为次任务正确率显著提升,但这个完整加工过程的变化发展究竟如何?后续研究可以考虑进一步拓展呈现时间范围,如0.3s、1.0s,厘清个体虚拟加工的时间进程与机制;(2)虚拟学习环境的特征是多感知性,对于听觉和触觉等通道信息与视觉结合之后的认知负荷情况,有待进一步探索。同时也可将对静态客体图形的考察,拓展到对动态图形、空间位置和呈现方式等的探索(Harris et al., 2019)。

5 结论

(1)项目数量对虚拟认知负荷有显著影响,数量越多负荷越高,虚拟空间学习情境中刺激数量以4个为宜。

(2)呈现时间影响虚拟图形加工的次任务绩效,呈现时间越长次任务正确率越高,0.5s是可参考的呈现时间基线,超过这个时长,有利于次任务的加工。

(3)虚拟环境下重复性文字线索会增加简单图形加工的认知负荷。

(4)任务绩效和主观测量两类指标在反映虚拟认知负荷强度上存在一定的分离性。

广东技术师范大学教育科学与技术学院的卓铎涛、林伟婷、赖珊珊和曾雯珍四位同学在本研究的数据收集工作中做出了贡献,在此表示感谢!

参考文献:

- Andersen, S. A. W., Mikkelsen, P. T., Konge, L., Cayé-Thomasen, P., & Sørensen, M. S. (2016). Cognitive load in distributed and massed practice in virtual reality mastoidectomy simulation. *Laryngoscope*, 126(2), E74–E79. <http://doi.org/10.1002/larg.25449>
- Barrouillet, P., Bernardin, S., & Camos, V. (2004). Time constraints and resource sharing in adults' working memory spans. *Journal of Experimental Psychology General*, 133(1), 83–100.
- Barrouillet, P., Bernardin, S., Portrat, S., Vergauwe, E., & Camos, V. (2007). Time and Cognitive load in working memory. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 33(3), 570–585.
- Bobis, J., Sweller, J., & Cooper, M. (1993). Cognitive load effects in a primary-school geometry task. *Learning & Instruction*, 3(1), 1–21.
- Brunken, R., Plass, J. L., & Leutner, D. (2003). Direct measurement of cognitive load in multimedia learning. *Educational Psychologist*, 38(1), 53–61.
- Brünken, R., Steinbacher, S., Plass, J. L., & Leutner, D. (2002). Assessment of cognitive load in multimedia learning using dual-task methodology. *Experimental Psychology*, 49(2), 109–119.
- Callicott, J. H., Mattay, V. S., Bertolino, A., Finn, K., Coppola, R., Frank, J. A., ... Weinberger, D. R. (1999). Physiological characteristics of capacity constraints in working memory as revealed by functional MRI. *Cerebral Cortex*, 9(1), 20–26.
- Chandler, P., & Sweller, J. (1991). Cognitive load theory and the format of instruction. *Cognition & Instruction*, 8(4), 293–332.
- Chen, Y.-L. (2016). The effects of virtual reality learning environment on student cognitive and linguistic development. *Asia-Pacific Education Research*, 25(4), 637–646.
- Coyle, H., Traynor, V., & Solowij, N. (2015). Computerized and virtual reality cognitive training for individuals at high risk of cognitive decline: Systematic review of the literature. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 23(4), 335–359.
- Dan, A., & Reiner, M. (2017). Eeg-based cognitive load of processing events in 3D virtual worlds is lower than processing events in 2D displays. *International Journal of Psychophysiology*, 122(12), 75–84.
- Dan, A., & Reiner, M. (2018). Reduced mental load in learning a motor visual task with virtual 3D method. *Journal of Computer Assisted Learning*, 34(1), 84–93.
- Deleeuw, K. E., & Mayer, R. E. (2008). A comparison of three measures of cognitive load: Evidence for separable measures of intrinsic, extraneous, and germane load. *Journal of Educational Psychology*, 100(1), 223–234.
- Harris, D. J., Buckingham, G., Wilson, M. R., & Vine, S. J. (2019). Virtually the same? How impaired sensory information in virtual reality may disrupt vision for action. *Experimental Brain Research*, 237(11), 2761–2766.
- Kirschner, F., Paas, F., & Kirschner, P. A. (2009). A cognitive load approach to collaborative learning: United brains for complex

- tasks. *Educational Psychology Review*, 21(1), 31–42.
- Liu, M., & Curet, M. (2015). A review of training research and virtual reality simulators for the da vinci surgical system. *Teaching & Learning in Medicine*, 27(1), 12–26.
- Kalyuga, S., Chandler, P., & Sweller, J. (2004). When redundant on-screen text in multimedia technical instruction can interfere with learning. *Human Factors: The Journal of the Human Factors and Ergonomics Society*, 46(3), 567–581.
- Luck, S. J., & Vogel, E. K. (1997). The capacity of visual working memory for features and conjunctions. *Nature*, 390(6657), 279–281.
- Mayer, R. E., & Moreno, R. (2002). Aids to computer-based multimedia learning. *Learning & Instruction*, 12(1), 107–119.
- Paas, F., & Gog, T. V. (2006). Optimising worked example instruction: different ways to increase germane load. *Learning & Instruction*, 16(2), 87–91.
- Paas, F., & Van Merriënboer, J. (1994). Variability of worked examples and transfer of geometrical problem-solving skills: A cognitive-load approach. *Journal of Educational Psychology*, 86(1), 122–133.
- Pantelidis, V. S. (2015). Virtual reality and engineering education. *Computer Applications in Engineering Education*, 5(1), 3–12.
- Phillips, W. A., & Christie, D. F. (1977). Interference with visualization. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 29(4), 637–650.
- Reisoglu, I., Topu, B., Yilmaz, R., Karakus Yilmaz, T., & Goktas, Y. (2017). 3D virtual learning environments in education: A meta-review. *Asia Pacific Educational Review*, 18(1), 81–100.
- Sweller, J. (1988). Cognitive load during problem solving: effects on learning. *Cognitive Science*, 12(2), 257–285.
- Sweller, J. (1994). Cognitive load theory, learning difficulty and instructional design. *Learning and Instruction*, 4(4), 295–312.
- Tuovinen, J. E., & Paas, F. (2004). Exploring multidimensional approaches to the efficiency of instructional conditions. *Instructional Science*, 32(1–2), 133–152.
- Van Merriënboer, J. J. G., & Sweller, J. (2005). Cognitive load theory and complex learning: recent developments and future directions. *Educational Psychology Review*, 17(2), 147–177.
- Vogel, E. K., Woodman, G. F., & Luck, S. J. (2001). Storage of features, conjunctions, and objects in visual working memory. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 27(1), 92–114.
- Vogel, E. K., Woodman, G. F., & Luck, S. J. (2006). The time course of consolidation in visual working memory. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 32(6), 1436–1451.
- 丁道群, 罗扬眉. (2009). 认知风格和信息呈现方式对学习者认知负荷的影响. *心理学探新*, 29(3), 37–40.
- 丁楠, 汪亚珉. (2017). 虚拟现实在教育中的应用: 优势与挑战. *现代教育技术*, 27(2), 19–25.
- 高贺明, 李富洪, 张奇. (2015). 定向遗忘的三阶段加工: 注意退出、注意抑制与累积复述. *第十八届全国心理学学术会议*, 355–356.
- 高媛, 黄真真, 李冀红, 黄荣怀. (2017). 智慧学习环境中的认知负荷问题. *开放教育研究*, 23(1), 56–64.
- 李金波. (2009). 网络学习环境中影响学习者认知负荷的因素. *电化教育研究*, 30(9), 37–41.
- 李金波, 许百华. (2009). 人机交互过程中认知负荷的综合测评方法. *心理学报*, 41(1), 35–43.
- 李金波, 许百华, 田学红. (2010). 人机交互中认知负荷变化预测模型的构建. *心理学报*, 42(5), 559–568.
- 刘畅, 张璐. (2015). 时间限制和搜索任务类型对搜索体验的影响分析. *现代图书情报技术*, 31(9), 1–8.
- 孙崇勇. (2012). 心理负荷测量方法的现状与发展趋势. *人类工效学*, 18(2), 88–92.
- 孙崇勇, 刘电芝. (2013). 认知负荷主观评价量表比较. *心理科学*, 36(1), 196–203.
- 孙崇勇, 刘电芝. (2016). 学习材料的背景颜色对认知负荷及学习的影响. *心理科学*, 39(4), 869–874.
- 王辞晓. (2018). 具身认知的理论落地: 技术支持下的情境交互. *电化教育研究*, 39(7), 22–28.
- 王福兴, 段朝辉, 周宗奎, 陈璐. (2015). 邻近效应对多媒体学习中图文整合的影响: 线索的作用. *心理学报*, 47(2), 224–233.
- 王抢, 朱彤, 朱可宁, 吴玲. (2014). 视觉与听觉次任务对驾驶人视觉的影响及差异. *安全与环境学报*, 14(4), 49–52.
- 王文智. (2009). 基于认知负荷理论的多媒体教学呈现原则探讨. *远程教育杂志*, 17(2), 33–37.
- 吴文春, 孙悦亮, 徐学. (2017). 三维图形的客体和空间工作记忆存储机制. *心理发展与教育*, 33(2), 145–152.
- 谢和平, 安婧, 王福兴. (2017). 多媒体学习中的图文整合: 同步化线索和学习者经验的作用. *心理科学*, 40(5), 82–88.
- 王斌, 李智睿, 伍丽梅, 张积家. (2019). 具身模拟在汉语肢体动作词理解中的作用. *心理学报*, 51(12), 1291–1305.
- 汪存友, 王军, 李玲静. (2019). 工作记忆容量对软件操作技能教学视频自主学习效果和认知负荷的影响研究. *现代教育技术*, 29(1), 52–58.
- 邢强, 黄伟东. (2008). 认知负荷对顿悟问题解决的影响. *心理科学*, 31(4), 981–983.
- 张慧, 张定文, 黄荣怀. (2018). 智能教育时代认知负荷理论发展、应用与展望——“第十一届国际认知负荷理论大会”综述. *现代远程教育研究*, 156(6), 37–44.
- 张志桢. (2016). 虚拟现实教育应用: 追求身心一体的教育——从北京师范大学“智慧学习与VR教育应用学术周”说起. *中国远程教育*, 6, 5–15.
- 赵一鸣, 郝建江, 王海燕, 乔星峰. (2016). 虚拟现实技术教育应用研究演进的可视化分析. *电化教育研究*, 37(12), 26–33.
- 朱福军, 郑萌, 顾倩颐. (2017). VR技术视角下课堂学习环境革新与重构. *中国教育技术装备*, 2, 43–45.

Research on Cognitive Load of Graphic Processing in Virtual Reality Learning Environment

CHEN Lijun LIU Limin LIN Yueyang ZHANG Lingyan

(Faculty of Educational Science and Technology, Guangdong Polytechnic Normal University, Guangzhou 510665)

Abstract: To detect influential factors of cognitive load in virtual reality learning environment, this study selected 44 undergraduates as subjects to conduct a three-factor mixed design experiment: 3 (memorization project number: 3, 4, 5) $\times$ 2 (presentation time: 0.5s, 0.8s) $\times$ 2 (text clues: with or without), using single stimulus test paradigm for stimulus perception detection and dual-task paradigm for cognitive load measurement. Participants were asked to determine whether a figure had just appeared on certain position or not after learning. A sub-task signal appeared half the time. The results showed that: (1) The number of items has a significant impact on learners' cognitive load. The more items, the lower the correct rate of main task and the higher the learners' cognitive load was. The appropriate number of stimulus is four; (2) Item duration had a significant impact on learners' cognitive load. The longer the item duration, the higher the accuracy of sub-tasks and the lower the learners' cognitive load was. However, item duration didn't affect main-task's performance. Item duration longer than 0.5s was helpful for sub-task processing; (3) Text cues had significant effect on cognitive load. Repeated text cues increased cognitive load. These findings illustrated that number of items and length of item duration was positively related to cognitive load; text clue was helpful to released subjective cognitive load. Task performance and subjective measurement indicators were not always consistent in reflecting cognitive load intensity.

Key words: virtual reality learning environment; cognitive load; graphic processing; presentation time; text clues

友伴人际品格对儿童人际品格的影响: 友伴数量的调节作用及儿童群体差异*

刘丽莎^{1,2} 吴玉婷² 李超群² 徐良苑² 李燕芳²

(1. 教育部普通高校人文社会科学重点研究基地北京师范大学教师教育研究中心, 北京 100875;

2. 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)

摘要: 友伴是儿童发展的重要影响源。本研究从儿童积极发展的视角探讨友伴人际品格(仁慈和公正)对儿童人际品格的影响及友伴数量在其中的调节作用,并检验了儿童的群体(学段、性别、是否独生)差异状况。研究采用班级同伴提名法及儿童品格调查问卷对 1555 名 4~9 年级儿童及其互提名友伴展开调查。结果发现:(1) 友伴仁慈和公正显著预测所有儿童群体的仁慈和公正;(2) 儿童的友伴数量更多时,友伴公正对其公正的预测作用更显著;该调节效应仅体现在初中生和男生群体上。研究结果表明,儿童与具有积极品格特征的友伴交往对其积极品格的发展至关重要,且对于特定群体(如初中生、男生),与越多具有积极品质的友伴交往,其受到的积极影响越大。

关键词: 友伴; 儿童; 人际品格; 友伴数量; 群体差异

分类号: B844

1 引言

儿童积极的品格特征是其当前及未来幸福的重要的发展资产(developmental assets)(Park & Peterson, 2006a; Scales et al., 2000)。其中,人际品格(interpersonal character)是品格的重要内容,其主要反映个体在人际交往中的积极人格特质和行为表现(Park & Peterson, 2006a)。来自个人、社会、心理和行为的各项证据表明,人际品格在个体不同的人生领域中扮演着重要的角色。Peterson 和 Seligman (2004)指出,人际品格是人类重要的积极特征,与个体在复杂社会环境中的社会适应密切相关(Shoshani & Slone, 2013)。大量研究还发现,人际品格与个体的生活幸福感、满意度密切相关(Park et al., 2004; Park & Peterson, 2006b)。

个体的人际品格可以反映在仁慈和公正两个方面(Park & Peterson, 2006a; Peterson & Seligman, 2004)。美国心理学家 Seligman 2000 年联合全美 55 名心理学家和社会学家,从全球范围内开展品格资料的收集,通过对人类各个文化和时代倡导的道德品格进行提炼,总结出六种普适性的美德:智慧、勇气、仁慈、公正、节制、卓越,这当中仁慈(humanity)

和公正(justice)是世界各国最广泛认同和倡导的美德。由于美德内涵的抽象性,每种美德由具体的品格内容来体现。其中,仁慈和公正均反映了人际品格的内容,但涉及社会关系的不同领域且由不同的品格内容构成(Dahlsgaard et al., 2005; Park & Peterson, 2006a; Peterson & Seligman, 2004)。其中仁慈指向人与人之间一对一的关怀关系,体现为照顾和友好对待他人的品格,可以通过友善、爱、情商等品格来体现;公正指向一对多或多对多的群体性关系,体现为个人与群体(或社群)乃至整个社会之间的最优互动关系,表现在公平、领导力、合作等方面(Dahlsgaard et al., 2005; Park & Peterson, 2006a)。

目前,针对儿童(人际)品格的相关研究大多仅停留在对现状的简单描述和相关关系的分析上。友伴是儿童重要的影响源,相比一般同伴关系,儿童与友伴情感纽带更紧密,互动交往更频繁,观察模仿友伴的频率更高(Hartup & Abecassis, 2002),因而儿童和友伴之间可能存在较高的相似性。以往有关友伴影响的研究主要集中在友伴的消极影响方面(如偏差行为、吸烟、饮酒)(Brechwald & Prinstein, 2011; Christakis & Fowler, 2013)。近年来,不少学

* 基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目(31900774);北京市社会科学基金项目(19JYB013)。

通讯作者: 李燕芳, E-mail: liyanfang@bnu.edu.cn

者呼吁关注友伴在促进儿童朝向积极方向发展的影响(Brechwald & Prinstein, 2011),并不断验证友伴的积极影响(Berthelon et al., 2019; Law et al., 2013; Poldin et al., 2016; Van Goethem et al., 2014)。然而,这些研究主要集中在友伴外显行为影响领域,尚没有研究探讨友伴在内隐人际品格特征方面的积极影响,作为一项社会性积极特质(Park & Peterson, 2006a),友伴与儿童的人际品格是否积极相关?基于此,本研究考察友伴人际品格(包含仁慈和公正)对儿童人际品格的影响,并探讨影响者的数量(友伴数量)和儿童的个体特征(年龄、性别、是否独生)是否影响友伴影响效应。通过对以上问题的探究,本研究将拓展儿童品格的研究领域,丰富已有友伴影响领域的相关研究成果,加深人们对友伴在促进儿童积极发展(尤其品格发展)和适应方面的认识。此外,明晰儿童群体差异,为具体和针对性地指导儿童良好人际品格的发展提供科学依据。

1.1 友伴人际品格对儿童人际品格的影响

儿童与友伴具有紧密的情感联结,并密切交往互动,因而友伴是儿童重要的影响源,特别与儿童在许多特征上存在较高的相似性(Hartup & Abecassis, 2002)。有多种机制和理论解释这种相似性。例如,同质理论(Homophily Theory)认为,个体与友伴在态度、行为方面倾向于同质,并认为个体通过选择与自己具有相似特征的人建立关系,或者通过与其交往互动,促使二者之间在态度、行为等特征方面的同化(Brechwald & Prinstein, 2011)。社会学习理论(Social Learning Theory)的观点认为,友伴群体是发生学习和强化过程的重要场所,通过观察模仿及相应的反馈强化,个体将从友伴那里习得情感和社交技能,这就促进了个体和友伴之间的相似性(Bandura, 1986)。

已有研究开展了大量友伴影响的研究,但这些研究大多考察友伴对儿童的消极影响(如犯罪、攻击或偏差行为、吸烟、饮酒、抑郁、焦虑)(Brechwald & Prinstein, 2011; Christakis & Fowler, 2013; Galupe et al., 2019; 方晓义, 1997; 游志麒等, 2016),而很少关注友伴的积极影响。友伴的影响并不一定是有害的,也可能影响青少年朝积极的方向发展(Brechwald & Prinstein, 2011)。近年来,国外不少学者逐渐开始关注和开展友伴积极特征的影响的研究(Berthelon et al., 2019; Law et al., 2013; Poldin et al., 2016; Van Goethem et al., 2014; 张凤娟,

2014),但这些研究主要集中在友伴亲社会行为影响领域,如分享、帮助、合作、捐赠、志愿服务(Law et al., 2013; Van Goethem et al., 2014),另外有少数学者关注了友伴学业的影响(Berthelon et al., 2019; Poldin et al., 2016)。这些研究表明,友伴积极特征可以促进儿童积极特征的发展。尽管如此,总的来看目前研究大多关注友伴外显行为对儿童相应行为影响,尚没有研究考察友伴在(人际)品格特征方面的积极影响,不同于外显行为特征,品格很大程度反映个人特质(Park & Peterson, 2006a),很难直接看见,那么,友伴人际品格会影响儿童人际品格吗?基于此,本研究将检验友伴对儿童的人际品格(仁慈和公正)是否存在积极影响,通过开展此研究,丰富已有友伴影响领域的相关研究,加深人们对友伴在促进儿童积极发展和适应方面的认识,拓展儿童积极健康发展的路径。

1.2 友伴数量的调节作用

尽管友伴对儿童具有重大影响,友伴影响效应并非稳定不变,而可能受到其他相关因素的调节。Prinstein(2007)在综述同伴影响领域的相关研究时,总结了调节同伴影响的有关因素,发现儿童所处的同伴环境因素(如所在群体的规模)是一类重要的调节因子(Véronneau & Vitaro, 2007)。这种调节作用符合社会影响理论(Social Impact Theory)(Latané, 1981),该理论指出,在一个特定的社会情境中,个体受到来自他人的社会影响的程度取决于三个方面的因素:他人的数量(number)、重要性(strength)和直接性(immediacy)。友伴是儿童直接且密切互动的重要他人,由此推论,友伴的数量可能影响友伴人际品格与儿童人际品格的相关程度。

当前,已有一些研究关注了友伴数量在友伴影响当中的作用(Berthelon et al., 2019; Wentzel et al., 2004; 方晓义, 1997; 游志麒等, 2016),并发现友伴数量越多将会扩大友伴的消极或积极影响。例如,游志麒等人(2016)考察3034名大学生在班级中的朋友的抑郁水平对其抑郁水平的影响,发现抑郁朋友的数量越多,个体抑郁的风险显著增加。Berthelon等人(2019)对学习小组中友伴学业的影响效应开展研究,发现学习小组的人数越多,越能够促进个体从小组中受益,进而提高自身的学业成绩。总结以往研究,大多考察友伴数量在友伴消极影响(如吸烟、饮酒、抑郁)中的调节作用(方晓义, 1997; 游志麒等, 2016),另有部分研究考察友伴数量在友伴学业影响中的调节作用(Berthelon

et al., 2019; Wentzel et al., 2004)。那么, 友伴数量是否能够调节友伴人际品格的影响? 是否友伴数量越多, 友伴人际品格对儿童人际品格的影响效应也越大呢? 这些答案尚未可知, 本研究将对此进行检验。

1.3 儿童群体差异

Prinstein(2007) 综述能够调节同伴影响的因素发现, 儿童的个体特征如人口学因素(如性别、种族) 是其中一类调节因素。Brechwald 和 Prinstein(2011) 对同伴影响的相关研究进行全面综述, 也得出了类似的发现: 儿童个体的人口学特征(年龄、性别等) 能影响同伴影响效应。友伴是儿童重要的一种同伴类型, 对于不同年龄段、不同性别甚至有无同胞的儿童来说, 其受到的友伴影响的状况也可能不同。

例如, 随着个体向青春期过渡, 儿童与友伴相处的时间增多, 被友伴接纳和社会支持的需求变得十分重要(Brown & Klute, 2006)。这一时期, 儿童更加重视和发展友谊, 并认识到和朋友拥有相同的价值观和社会理解的重要性。研究指出, 青少年期儿童在社会化过程中受同伴尤其朋友影响的程度超过其他任何时期(Steinberg & Monahan, 2007)。由此, 相比友伴人际品格对小学生人际品格的预测作用, 友伴人际品格可能更显著地预测初中生的人际品格, 此外, 友伴数量对友伴人际品格预测小学生和初中生人际品格的调节作用也可能不同。

男生和女生在友伴交往及受到友伴影响方面的特点不同。Gorrese 和 Ruggieri(2012) 对 54 个有关同伴依恋研究的元分析结果表明, 与男生相比, 女生与同伴之间的关系更加紧密, 并且在友谊的构建方面, 女生更加重视二元友谊关系, 而男生通常在更大的同伴群体中交友(Benenson et al., 1997; Maccoby, 2002)。目前, 已有一些研究检验友伴影响的儿童性别差异(Burk et al., 2012; Giletta et al., 2012; Prinstein, 2007), 但这些研究主要围绕友伴消极特征的影响进行考察。例如, 由于女生更可能在二元友谊关系中分享负面情绪和压力体验, 女生更容易受到友伴抑郁和焦虑情绪的影响(Giletta et al., 2012; Prinstein, 2007)。目前, 尚没有研究揭示友伴人际品格影响的性别差异, 那么, 友伴人际品格对男女生的影响是否不同? 此外, 相比于女生, 男生更可能在较大的群体中交友, 并且群体活动对他们影响更

大(Maccoby, 2002), 因此, 友伴数量对男生社会化的意义可能比对女生的意义更大。那么, 友伴数量是否在友伴与男生人际品格的关系中发挥独特作用?

此外, 相比非独生子女, 同伴交往及友谊状况对独生子女的发展可能具有更为重要的作用(Falbo, 2012; 风笑天, 2000)。“社会交往补偿说”认为, 由于独生子女缺少与兄弟姊妹的社会交往实践, 因而需要向外拓展同辈关系来锻炼和提升社会技能, 促进社会化发展。因此从某种程度上, 相较于非独生子女的友伴功能, 独生子女的友伴可能具有社会补偿功能(郝玉章, 风笑天, 1997), 独生子女的友伴状况可能与他们的发展结果密切相关。基于以上观点和相关发现, 友伴人际品格会更显著地预测独生子女的人际品格吗? 此外, 友伴数量的调节作用是否具有独生和非独生差异呢?

综上, 本研究将检验友伴人际品格对儿童人际品格的预测作用及友伴数量在其中的调节作用是否因儿童群体(如学段、性别、是否独生) 不同而存在差异。

2 研究方法

2.1 被试

本研究被试根据国家统计局(2015 年) 各地区人口、教育、经济水平的统计指标采用分层取样获得。首先从我国东、中、西行政区域分别选取一个人口规模最大省份(山东、河南、四川)^①, 进一步在三个省中各选取一个中等规模(人口数量) 和经济水平的城市, 再在所选取的三所城市的城市和农村地区分别选取中等水平的普通公立小学和初中各一所, 共计 12 所学校参与调查。在每所小学的 4~6 年级、初中 7~9 年级随机选取 1~2 个班级的学生进行调查, 共有 42 个班级、2005 名学生参与了本次调查, 其中城市儿童 1054 人(占 52.0%), 男生 1007 名(50.2%), 小学生 1022 名(51.0%), 独生子女 737 名(36.8%)。

由于本研究主要关注友伴人际品格对儿童人际品格的影响效应及机制, 研究仅选取了拥有 1 个及以上互选(最喜欢一起玩) 的友伴的儿童作为研究对象, 最终共计 1555 名 4~9 年级儿童(46.9% 男生, $M_{\text{年龄}} = 12.76 \pm 1.77$ 岁, 年龄范围: 8.48~17.52 岁) 纳入本研究。其中, 城市儿童占 52.7%, 初中生占 50.7%, 独生子女占 37.2%。

^① 三个省 2015 年的人口规模位于全国前三位。

2.2 研究工具

2.2.1 人口学变量

包括儿童年龄、性别(0 = 女孩, 1 = 男孩), 城乡地区(0 = 农村, 1 = 城市), 是否独生(0 = 非独生, 1 = 独生), 均由儿童自我报告。

2.2.2 儿童和友伴人际品格

使用 Park 和 Peterson(2006) 所编制的儿童青少年优势品格调查问卷(VIA-Youth) 中文版中仁慈和公正分量表来测查儿童的人际品格。该工具已在我国建立了良好的信效度指标(Ngai, 2015; Zhang et al., 2016)。其中, 仁慈量表包含三个维度: (1) 友善, 共 7 个题目(如“当我看到需要帮助的人时, 我会尽我所能去帮助他”); (2) 爱, 共 6 个题目(如“我和我的朋友或家人分享我的感受”); (3) 情商, 6 个题目(如“我擅长与各种各样的人相处”)。公正量表包含三个维度: (1) 公平, 共 7 个题目(如“就算不喜欢某些人, 我也会公平地对待他们”); (2) 领导力, 共 5 个题目(如“我擅长组织小组活动”); (3) 合作, 4 个题目(如“我和一组人一起做事时, 我会非常配合”)。量表采用 5 点计分(从“1 - 非常不像我”到“5 - 非常像我”), 由儿童根据自己的实际情况进行评定, 各量表包含一定的反向计分题, 除反向题目外, 题目分数越高, 代表人际品格越好。本研究中, 各维度和量表总体的内部一致性系数在 0.68 ~ 0.86 之间。验证性因素分析结果显示两个量表均具有良好的结构效度, 仁慈: $\chi^2(146) = 724.21$, CFI = 0.93, TLI = 0.92, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.04; 公正: $\chi^2(99) = 449.13$, CFI = 0.96, TLI = 0.96, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.03。

本研究中, 儿童和友伴各自评定自身在以上各项品格上的表现, 其中, 友伴“仁慈”和“公正”下各项品格的得分通过计算每个儿童的友伴在各项品格上的平均分获得。

2.2.3 友伴数量

本研究中, 儿童的友伴数量采用班级提名法获得。主试向儿童提供带有 ID 编码的班级花名册, 要求儿童提名班级内三名最喜欢一起玩的友伴, 将该友伴姓名所对应的 ID 编号填写到作答纸上。根据全班每个儿童提名的友伴和被友伴提名的情况, 匹配每个儿童的互选(最喜欢一起玩)的友伴。每个儿童可拥有 1 ~ 3 个互选友伴, 本样本中, 仅拥有 1 名互选友伴的儿童占 42.1%, 拥有 2 名互选友伴的儿童占 37.6%, 拥有 3 名互选友伴的儿童占 20.3%。

2.3 研究程序

采集数据前发放知情同意书, 对返回家长同意书的学生进行调查。以班级为单位对儿童进行集中施测, 实施测查的老师为心理学专业经过严格培训后的硕士或博士生。施测中, 儿童需填写一份品格量表, 并填写相关人口学信息, 如性别、年龄、是否独生等; 此外, 研究者发给每名儿童一份 ID 编码后的班级花名册, 要求儿童提名 3 位最喜欢一起玩的友伴的编号(ID), 并记录在作答纸上。所有儿童被告知独立作答, 并向其承诺相关信息的保密性。各班级儿童平均作答率为 96.9%, 个别缺席儿童主要由于事假或病假未参与调查。

2.4 数据处理

采用 SPSS 22.0 对数据进行初步描述统计, 使用 Mplus 7.0 构建 SEM 模型考察友伴人际品格与儿童人际品格之间的关系, 并检验友伴数量在其中的调节作用。模型估计方法为最大似然稳健估计(MLR)。

3 研究结果

3.1 儿童及友伴人际品格状况及儿童群体差异

儿童友伴数量和人际品格的均值、标准差描述统计结果见表 1。其中儿童平均(互选)友伴数量为 1.78 个($SD = 0.76$, 取值范围为 1 ~ 3)。进一步对儿童友伴数量、人际品格的得分状况进行了儿童群体差异检验, 结果发现: (1) 学段上, 小学生和初中生在友伴数量、各项人际品格得分上的差异均不显著($t = -1.07 \sim 1.75, p > 0.05$); (2) 性别方面, 女生的友伴数量显著高于男生($M_{男生} = 1.72, M_{女生} = 1.84, t = -2.94, p < 0.01$), 此外, 女生在友善、爱、公平、领导力、合作的人际品格方面得分也显著高于男生($M_{男生} = 2.88 \sim 3.84, M_{女生} = 3.04 \sim 4.04, t = -7.06 \sim -2.08, p < 0.05$); (3) 是否独生方面, 独生子女与非独生子女在友伴数量上差异不显著($M_{独生} = 1.79, M_{非独生} = 1.78, t = 0.38, p > 0.05$), 独生子女在所有人际品格维度上的得分均显著高于非独生子女($M_{独生} = 3.07 \sim 4.04, M_{非独生} = 2.90 \sim 3.91, t = 2.51 \sim 5.16, p < 0.05$)。

此外, 检验儿童拥有的友伴数量不同时, 儿童仁慈和公正品格的得分是否存在差异。结果显示, 拥有 1 个、2 个、3 个(互选)友伴的儿童, 其在“仁慈”下的“情商”品格, 以及“公正”下的“领导力”和“合作”品格的得分差异显著($F = 3.47 \sim 5.42, p < 0.05$), 其中, 拥有 2 个友伴的儿童, 其情商和合作得

分显著高于拥有 1 个友伴的儿童 ($p < 0.05$); 拥有 3 个友伴的儿童, 其领导力显著高于拥有 1 个友伴的儿童 ($p < 0.01$)。

3.2 友伴数量、友伴人际品格与儿童人际品格的相关关系

对友伴数量、友伴人际品格与儿童人际品格的相关关系进行分析(表 1)。相关关系表明, 友伴数

量和儿童爱、情商、领导力和合作品格显著正相关 ($r = 0.06 \sim 0.08, p < 0.05$)。友伴仁慈和公正与儿童仁慈和公正均显著正相关 ($r = 0.16 \sim 0.23, p < 0.001$), 具体上, 友伴与儿童在“仁慈”下的“友善”、“爱”、“情商”上的相关系数分别为 0.18、0.18、0.21; 友伴与儿童在“公正”下的“公平”、“领导力”、“合作”上的相关系数分别为 0.23、0.18、0.16。

表 1 友伴数量、友伴人际品格与儿童人际品格间的相关关系

M(SD)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
人口学特征																	
地区(城市)	—																
学段(初中)	—	0.04															
儿童年龄	12.76(1.77)	0.02	0.84***														
性别(男)	—	-0.01	0.00	0.01													
是否独生(独生)	—	0.40***	0.02	-0.01	0.08**												
友伴数量	1.78(0.76)	-0.04	0.01	0.02	-0.08**	0.01											
友伴人际品格																	
仁慈																	
友善	3.95(0.53)	0.20***	0.00	-0.03	-0.20***	0.09***	-0.01										
爱	3.93(0.59)	0.14***	-0.02	-0.08**	-0.13***	0.06*	0.03	0.51***									
情商	3.59(0.56)	0.22***	0.03	-0.01	-0.06*	0.11***	0.02	0.55***	0.50***								
公正																	
公平	3.80(0.58)	0.12***	-0.02	-0.08**	-0.05*	0.09**	-0.02	0.65***	0.49***	0.49***							
领导力	2.99(0.74)	0.15***	-0.03	-0.08**	-0.09***	0.08**	0.02	0.45***	0.38***	0.44***	0.41***						
合作	3.92(0.62)	0.19***	0.01	-0.01	-0.11***	0.10***	0.02	0.69***	0.52***	0.53***	0.70***	0.41***					
儿童人际品格																	
仁慈																	
友善	3.94(0.63)	0.16***	-0.02	-0.05	-0.18***	0.06*	0.03	0.18***	0.16**	0.15***	0.15***	0.13***	0.16***				
爱	3.92(0.69)	0.14***	-0.04	-0.09***	-0.12***	0.13***	0.06*	0.18***	0.18***	0.17***	0.17***	0.15***	0.17***	0.51***			
情商	3.58(0.66)	0.20***	0.01	-0.02	-0.05	0.13***	0.06*	0.15***	0.16***	0.21***	0.12***	0.13***	0.15***	0.55***	0.48***		
公正																	
公平	3.79(0.68)	0.11***	-0.03	-0.09***	-0.05*	0.08**	0.01	0.17***	0.18***	0.15***	0.23***	0.11***	0.18***	0.64***	0.48***	0.51***	
领导力	2.96(0.88)	0.13***	-0.04	-0.08**	-0.09***	0.09***	0.08***	0.16***	0.15***	0.16***	0.11***	0.18***	0.13***	0.42***	0.36***	0.44***	0.38***
合作	3.91(0.73)	0.18***	-0.01	-0.04	-0.11***	0.09***	0.06*	0.16***	0.18***	0.16***	0.18***	0.12***	0.16***	0.66***	0.51***	0.54***	0.69***

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

3.3 友伴人际品格对儿童人际品格的预测作用

采用结构方程模型(SEM)构建潜变量来考察友伴人际品格对儿童人际品格的预测作用。其中 Model 1a 构建仁慈潜变量模型, 包含友善、爱 and 情商三个因子。Model 1b 构建公正潜变量模型, 包含公平、领导力、合作三个因子。模型因子载荷均在 0.40 以上, 且均在 0.001 水平上显著。所有模型均控制儿童年龄、性别、城乡地区及是否独生。

所有模型均显示拟合良好, 其中 Model 1a: $\chi^2(28) = 119.62$, CFI = 0.97, TLI = 0.95, RMSEA = 0.05, SRMR = 0.02; Model 1b: $\chi^2(28) = 153.12$, CFI = 0.96, TLI = 0.93, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.03。模型结果显示(图 1 和图 2), 友伴仁慈显著预测儿童仁慈 ($B = 0.31, SE = 0.04, p < 0.001$); 友伴公正显著预测儿童公正 ($B = 0.27, SE = 0.04, p < 0.001$)。

进一步检验儿童群体差异, 结果显示, 友伴仁慈对所有群体儿童仁慈的预测作用均达到显著性水平 ($B = 0.23 \sim 0.38, SE = 0.05 \sim 0.07, p < 0.001$); 同

样地, 友伴公正对所有群体儿童公正的预测作用均达到显著性水平 ($B = 0.15 \sim 0.35, SE = 0.05 \sim 0.06, p < 0.01$)。

3.4 友伴数量在友伴人际品格预测儿童人际品格中的调节作用

进一步构建潜变量交互模型来检验友伴数量在友伴人际品格预测儿童人际品格中的调节作用, 分别在 Model 1a 和 Model 1b 基础上加入“友伴仁慈 $\times$ 友伴数量”和“友伴公正 $\times$ 友伴数量”交互项。模型结果显示(图 3 和图 4), 友伴数量对友伴仁慈预测儿童仁慈的调节作用不显著 ($B = 0.03, SE = 0.05, p > 0.05$), 友伴数量对友伴公正预测儿童公正的调节作用显著 ($B = 0.10, SE = 0.05, p < 0.05$)。

进一步简单斜率检验发现(图 5), 不论儿童友伴数量多少, 友伴公正对儿童公正的预测作用均显著, 但与友伴数量少的儿童相比 ($simple\ slope = 0.19, 95\% CI = 0.11 \sim 0.26, t = 4.97, p < 0.001$), 友伴数量更多的儿童, 友伴公正对其公正的预测作用更大 ($simple\ slope = 0.32, 95\% CI = 0.21 \sim 0.42, t = 5.83, p < 0.001$)。

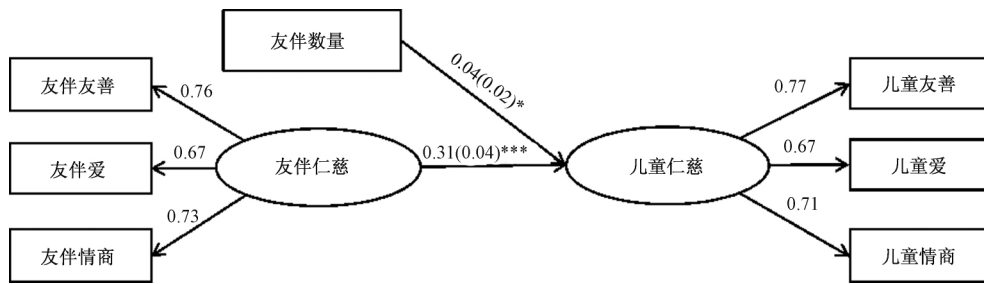


图1 Model 1a: 友伴仁慈对儿童仁慈的预测作用
(该模型控制了儿童年龄、性别、城乡地区及是否独生。下同)

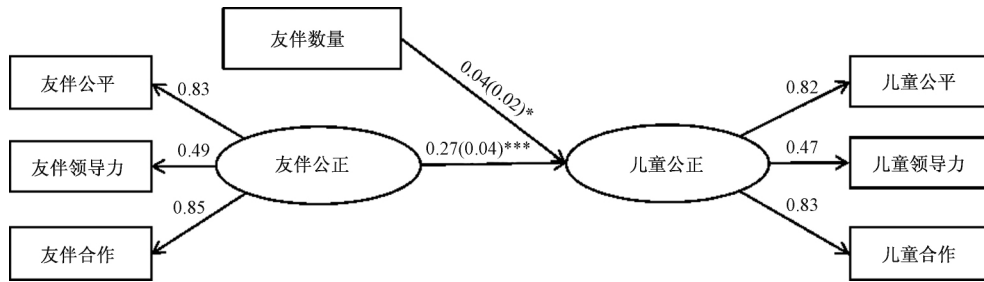


图2 Model 1b: 友伴公正对儿童公正的预测作用

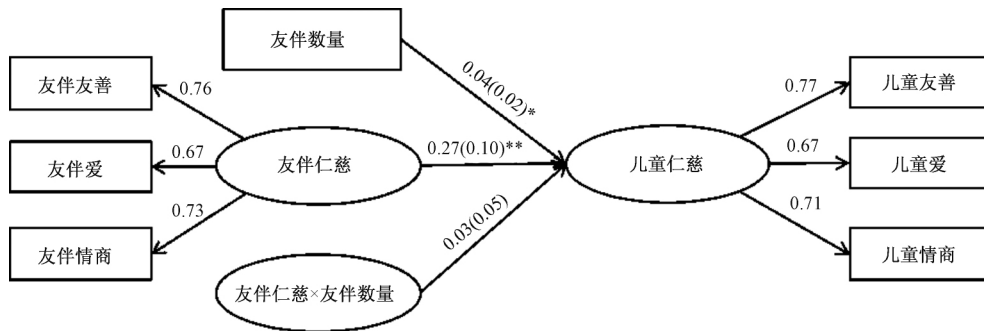


图3 Model 2a: 友伴数量对友伴仁慈预测儿童仁慈的调节作用

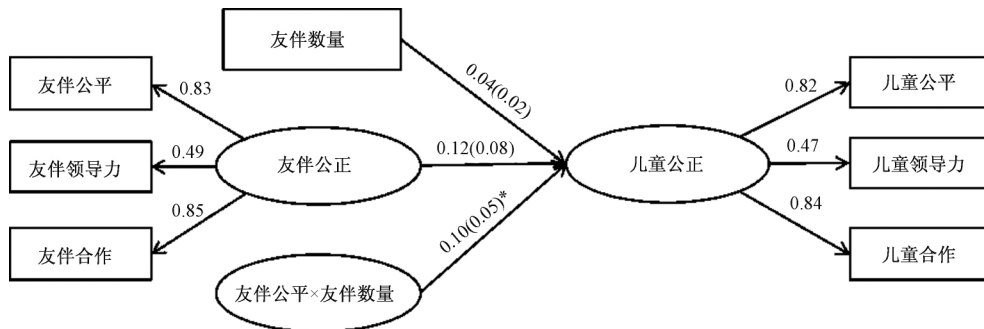


图4 Model 2b: 友伴数量对友伴公正预测儿童公正的调节作用

对儿童群体差异的检验发现,友伴数量对友伴公正预测初中生公正的调节作用显著($B = 0.13$, $SE = 0.07$, $p < 0.05$)。简单斜率检验表明(图6),不论初中生友伴数量的多少,友伴公正对初中生公正的预测作用均显著,但相比友伴数量少的初中生($simple\ slope = 0.25$, $95\% CI = 0.14 \sim 0.35$, $t = 4.58$,

$p < 0.001$),友伴数量多的初中生其友伴公正的预测作用更大($simple\ slope = 0.42$, $95\% CI = 0.28 \sim 0.57$, $t = 5.67$, $p < 0.001$)。此外,友伴数量对友伴公正预测男生公正的调节作用显著($B = 0.16$, $SE = 0.07$, $p < 0.05$)。简单斜率检验同样显示(图7),相比友伴数量少的男生($simple\ slope = 0.16$, $95\% CI =$

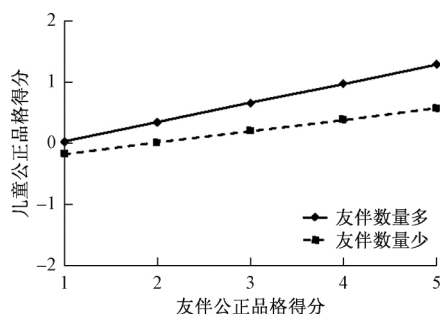


图5 儿童友伴数量少和多时,友伴公正预测儿童公正的斜率差异

0.06 ~ 0.27, $t = 3.11$, $p < 0.01$), 友伴公正对友伴数量多的男生公正的预测作用更大 (simple slope = 0.38, 95% CI = 0.21 ~ 0.54, $t = 4.49$, $p < 0.001$)。

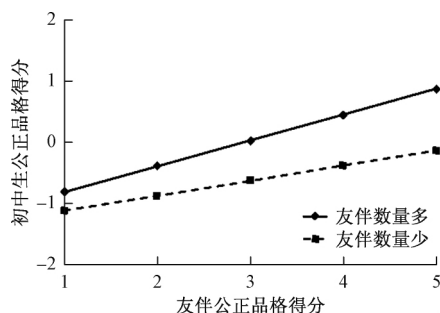


图6 初中生友伴数量少和多时,友伴公正预测初中生公正的斜率差异

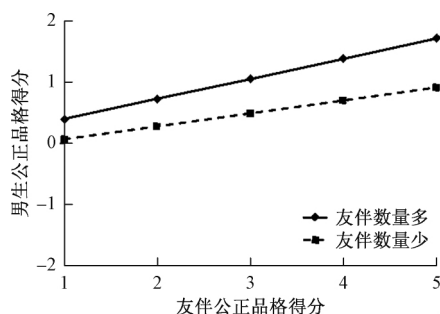


图7 男生友伴数量少和多时,友伴公正预测男生公正的斜率差异

4 讨论

本研究通过对 1555 名 4~9 年级儿童友伴人际品格对其人际品格的预测作用及友伴数量在其中的调节作用进行考察,并检验了儿童群体差异状况。研究发现友伴仁慈和公正显著预测所有儿童群体的仁慈和公正,友伴数量在友伴公正预测儿童公正中发挥显著的调节作用,且该调节作用仅出现在初中生和男生群体上。针对上述结果,研究将围绕以下几点展开讨论:

4.1 友伴人际品格与所有群体儿童的人际品格密切相关

本研究结果发现,友伴仁慈和公正显著预测儿童的仁慈和公正,且对所有群体儿童的预测作用均显著,该结果,一方面表明友伴人际品格与儿童人际品格紧密相关。儿童与友伴之间的交往和互动可能促进积极人际品格特征的传递,且不分儿童年龄、性别或是否独生,表现出广泛的友伴间的影响。与友伴的互动是儿童社会化的重要场所,友伴也是儿童发展的重要参照群体。正如社会学习理论所指出的,儿童会通过观察学习友伴榜样的相关特征。本研究结果揭示了友伴和儿童之间在积极品格特征方面的紧密关联,验证友伴间可以以积极的方式相互影响。

另一方面,由于本研究为横向研究,难以分辨出友伴和儿童之间相互影响的具体特点(如方向和程度),未来研究可以采用纵向研究或者社会网络分析法对该主题做深入探讨,识别友伴和儿童品格关联的内部机制,从而有利于加深我们对儿童的友伴交往与人际品格发展的关系的认识。此外,研究表明儿童与同伴的关系远近可能影响儿童与同伴的同质性程度(Brechwald & Prinstein, 2011),本研究使用了儿童和同伴互选“最喜欢一起玩”作为友伴来源,一定程度反映较为亲密的友谊关系,但当同伴为普通班级同学或最好朋友时,其与儿童的人际品格关系如何,是否能再次验证本研究结果?对此,可以继续开展多种类型同伴关系的探讨。最后,其他因素如班级和学校环境等,也可能影响友伴与儿童之间的关联状况,未来研究也应该加以考虑。

尽管如此,本研究设计及发现仍能为相关领域研究提供重要参考,特别是,本研究设计在前人基于友伴积极行为(如亲社会行为)和学业等领域对儿童影响的基础上(Berthelon et al., 2019; Law et al., 2013; Poldin et al., 2016; Van Goethem et al., 2014),拓展了友伴积极影响的领域,丰富了相关研究主题与成果。同时也启示研究者,应继续并扩大探寻友伴积极影响的研究内容和领域,引导和促进儿童朝向更加健康和适应的方向发展。

4.2 友伴数量越多,友伴公正对儿童公正的预测作用越大

研究发现,儿童的友伴数量越多,友伴公正对儿童公正的预测作用越大。该结果一定程度上验证了社会影响理论(Latané, 1981)的观点:个体所受他人的社会影响的程度受到他人数量的影响。研究结

果也与以往考察友伴数量对友伴影响的调节作用的相关研究结果一致 (Berthelon et al., 2019; Wentzel et al., 2004; 游志麒等, 2016)。结果表明, 儿童一起玩耍交往的友伴数量增加时, 友伴人际公正品格 (包括公平、领导力、合作) 对儿童的积极影响也将增强。然而, 本研究没有发现友伴数量在友伴仁慈预测儿童仁慈中的调节作用, 这可能与仁慈本身的概念属性有关, 不同于公正的理念——体现在广泛的人际关系中, 指向一对多或多对多的群体性关系, 表现为个人与群体 (或社群) 间的互动 (如公平、领导力、合作) (Dahlsgaard et al., 2005), 仁慈通常反映在个体与他人的二元关系, 指向人与人之间一对一的关怀关系 (如友善、爱、情商) (Dahlsgaard et al., 2005)。这种关系属性很容易在友伴与儿童之间相互感染, 而不受到友伴数量多少的干扰。

不仅如此, 研究还发现, 友伴数量对友伴公正传递的增强效应仅在初中生和男生上显著, 而在其他群体上均不显著。在年龄方面, 友伴数量的增强效应仅在初中生群体上出现, 这可能由于友伴的重要性随儿童年龄增加, 特别是进入青春期以后, 儿童开始扩大社会交往, 发展更多的社会关系, 尤其重视友谊关系的建立, 这一阶段受友伴群体的影响程度超过其他任何时期 (Steinberg & Monahan, 2007)。尽管我们的研究发现, 小学生和初中生在友伴数量上不存在显著差异, 但友伴数量显著正向预测初中生的仁慈和公正, 而对小学生的仁慈和公正预测不显著, 这在一定程度上表明友伴数量对于初中阶段学生的重要性超过小学阶段。

性别方面, 研究发现女生的 (互选) 友伴数量显著高于男生, 尽管如此, 友伴数量对友伴公正预测儿童公正的调节作用仅出现在男生群体上。这可能是因为, 在友谊的构建方面, 女生更加重视二元友谊关系 (即亲密关系的建立), 但男生更可能在较大的同伴群体中交友, 并且群体活动对他们影响更大 (Maccoby, 2002), 因此, 当友伴规模增加时, 男生受到来自友伴群体的影响也可能增大。本研究并没有发现友伴数量在独生或非独生群体上发挥显著的调节作用, 研究也显示独生和非独生子女在友伴数量上的差异不显著, 友伴数量对独生和非独生子女的仁慈和公正的预测作用也均不显著, 这表明, 相比友伴人际品格的作用, 友伴数量对于独生或非独生子女的人际品格并不具有特殊的作用。

5 总结与展望

本研究从友伴积极影响的角度探讨友伴人际品

格对儿童人际品格的影响及友伴数量在其中的调节作用, 并检验友伴对不同群体儿童的影响差异。研究结果表明, 友伴人际品格对儿童具有积极和广泛 (不分儿童群体) 的影响, 且儿童的友伴数量越多, 其受到友伴公正的影响越大, 特别是对初中生和男生群体。研究揭示了友伴和儿童之间在积极品格特征方面的紧密联系, 表明友伴间可以以积极的方式相互影响。因此, 儿童交往什么样的友伴对他们的健康发展十分重要, 跟具有良好品格的友伴一起学习、玩耍, 对儿童良好品格的塑造具有潜移默化的促进作用, 并且交往越多具有积极品质的朋友, 其所受的积极影响越大。本研究发现启示研究者, 应继续并扩大探寻友伴积极影响的研究内容和领域, 更深入认识和把握促进儿童积极发展的来源和途径。其次, 研究者应注重将取得研究成果运用到学校教育工作中, 与教育工作者一起制定相关干预和评估的方案, 实施方案并检验实践效果, 总结有效的实践策略和方式方法并加以推广, 最终广泛且切实地引导和促进我国儿童朝向更健康和适应的方向发展。

6 结论

本研究得到以下结论: (1) 友伴仁慈和公正显著预测所有儿童群体的仁慈和公正; (2) 友伴数量对友伴公正预测儿童公正的调节作用显著, 表现为儿童的友伴数量越多, 友伴公正对儿童公正的预测作用越大, 这一调节作用仅在初中生和男生群体上出现。

参考文献:

- Bandura, A. (Ed.). (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, N. J. 7 Prentice - Hall.
- Benenson, J. F., Apostoleris, N. H., & Parnass, J. (1997). Age and sex differences in dyadic and group interaction. *Developmental Psychology*, 33, 538 - 543.
- Berthelon, M., Bettinger, E., Kruger, D. I., & Montecinos - Pearce, A. (2019). The structure of peers: The impact of peer networks on academic achievement. *Research in Higher Education*, 60, 931 - 959.
- Brechwald, W. A., & Prinstein, M. J. (2011). Beyond homophily: A decade of advances in understanding peer influence processes. *Journal of Research on Adolescence*, 21(1), 166 - 179.
- Brown, B. B., & Klute, C., (2006). Friendships, cliques, and crowds. In G. R. Adams & M. D. Berzonsky (Eds.), *Blackwell handbook of adolescence* (pp. 330 - 348). Malden, MA: Blackwell.
- Burk, W. J., Van der Vorst, H., Kerr, M., & Stattin, H. (2012). Alcohol intoxication frequency and friendship dynamics: Selection and socialization in early, middle and late adolescent peer networks. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 73, 89 - 98.

- Christakis, N. A., & Fowler, J. H. (2013). Social contagion theory: Examining dynamic social networks and human behavior. *Statistics in Medicine*, 32(4), 556–577.
- Dahlsgaard, K., Peterson, C., & Seligman, M. E. (2005). Shared virtue: The convergence of valued human strengths across culture and history. *Review of General Psychology*, 9(3), 203–213.
- Falbo, T. (2012). Only Children: An Updated Review. *Journal of Individual Psychology*, 68(1), 38–49.
- Gallupe, O., McLevey, J., & Brown, S. (2019). Selection and influence: A meta-analysis of the association between peer and personal offending. *Journal of Quantitative Criminology*, 35(2), 313–335.
- Giletta, M., Scholte, R. H., Prinstein, M. J., Engels, R. C., Rabaglietti, E., & Burk, W. J. (2012). Friendship context matters: Examining the domain specificity of alcohol and depression socialization among adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 40(7), 1027–1043.
- Gorrese, A., & Ruggieri, R. (2012). Peer attachment: A meta-analytic review of gender and age differences and associations with parent attachment. *Journal of Youth and Adolescence*, 41(5), 650–672.
- Hartup, W. W., & Abecassis, M. (2002). Friends and enemies. In P. K. Smith & C. H. Hart (Eds.), *Blackwell handbook of childhood social development* (pp. 286–306). Malden, MA: Blackwell.
- Latané, B. (1981). The psychology of social impact. *American Psychologist*, 36, 343–356.
- Law, B. M., Shek, D. T., & Ma, C. M. (2013). Validation of family, school, and peer influence on volunteerism scale among adolescents. *Research on Social Work Practice*, 23(4), 458–466.
- Maccoby, E. E. (2002). Gender and group process: A developmental perspective. *Current Directions in Psychological Science*, 11(2), 54–58.
- Ngai, S. S. Y. (2015). Parental bonding and character strengths among Chinese adolescents in Hong Kong. *International Journal of Adolescence and Youth*, 20(3), 317–333.
- Park, N., & Peterson, C. (2006a). Moral competence and character strengths among adolescents: The development and validation of the Values in Action Inventory of Strengths for Youth. *Journal of Adolescence*, 29(6), 891–909.
- Park, N., & Peterson, C. (2006b). Character strengths and happiness among young children: Content analysis of parental descriptions. *Journal of Happiness Studies*, 7(3), 323–341.
- Park, N., Peterson, C., & Seligman, M. E. (2004). Strengths of character and well-being. *Journal of social and Clinical Psychology*, 23(5), 603–619.
- Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character Strengths and Virtues: A handbook and classification*. Oxford University press.
- Poldin, O., Valeeva, D., & Yudkevich, M. (2016). Which peers matter: How social ties affect peer-group effects. *Research in Higher Education*, 57(4), 448–468.
- Prinstein, M. J. (2007). Moderators of peer contagion: A longitudinal examination of depression socialization between adolescents and their best friends. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 36(2), 159–170.
- Scales, P., Benson, P., Leffert, N., & Blyth, D. A. (2000). The contribution of developmental assets to the prediction of thriving among adolescents. *Applied Developmental Science*, 4(1), 27–46.
- Shoshani, A., & Slone, M. (2013). Middle school transition from the strengths perspective: Young adolescents' character strengths, subjective well-being, and school adjustment. *Journal of Happiness Studies*, 14(4), 1163–1181.
- Steinberg, L., & Monahan, K. C. (2007). Age differences in resistance to peer influence. *Developmental Psychology*, 43(6), 1531–1543.
- VanGoethem, A. A., Van Hoof, A., van Aken, M. A., de Castro, B. O., & Raaijmakers, Q. A. (2014). Socialising adolescent volunteering: How important are parents and friends? Age dependent effects of parents and friends on adolescents' volunteering behaviours. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 35(2), 94–101.
- Véronneau, M. H., & Vitaro, F. (2007). Social experiences with peers and high school graduation: A review of theoretical and empirical research. *Educational Psychology*, 27(3), 419–445.
- Wentzel, K. R., Barry, C. M., & Caldwell, K. A. (2004). Friendships in middle school: Influences on motivation and school adjustment. *Journal of Educational Psychology*, 96(2), 195–203.
- Zhang, H. Y., Li, X. Y., & Wang, Y. C. (2016). Influence of character strengths on adolescent depressive symptoms and regulatory effect of gender and age. *Chinese General Practice*, 1(19), 115–118.
- 方晓义. (1997). 伙伴对青少年吸烟和饮酒行为的影响. *心理发展与教育*, 13(4), 51–56.
- 风笑天. (2000). 独生子女青少年的社会化过程及其结果. *中国社会科学*, 6, 118–131.
- 郝玉章, 风笑天. (1997). 中学独生子女社会化的现状——对湖北省五市镇 593 名中学生的调查分析. *青年研究*, 8, 7–15.
- 游志麒, 张凤娟, 范翠英, 平凡, 周宗奎. (2016). 班级朋友对抑郁的影响: 一项社会网络分析. *心理发展与教育*, 32(3), 339–348.
- 张凤娟. (2014). 朋友网络背景中的同伴乐观发展: 童年中晚期追踪研究(博士学位论文). 华中师范大学, 武汉.

Influence of Playmates' Interpersonal Character on Children's Interpersonal Character: The Moderating Role of the Number of Playmates and Child Group Differences

LIU Lisha^{1,2} WU Yuting² LI Chaoqun² XU Liangyuan² LI Yanfang²

(1. Center for Teacher Education Research of Beijing Normal University, Key Research Institute of Humanities and Social Sciences at Universities, MOE, Beijing 100875; 2. Collaborative Innovation Center of Assessment for Basic Education Quality, Beijing Normal University, Beijing 100875)

Abstract: Playmates is an important source of influence on children's development. This study aimed to explore the positive associations between playmates' and children's interpersonal character (including humanity and justice) from the perspective of children's positive development. In addition, the moderating role of the number of playmates in the associations and child group differences (i. e. , grade, gender, sibling status) were examined. Participates were 1555 fourth – to ninth – graders and their reciprocal playmates. The peer nomination method and a character questionnaire were employed to conduct the investigation. The results showed that: (1) The playmates' and children's humanity as well as justice was significantly associated, regardless of the child grade, gender, and sibling status; (2) The association between playmates' and children's justice was enhanced with the number of playmates increasing, however, this moderating effect displayed only on the secondary school children and boys. These findings suggested that children's associating with playmates who have positive character is significant to their development of positive character. In particular, children of some specific groups (e. g. , secondary school children and boys) interacting with more playmates with good character may receive the greater positive influence from playmates.

Key words: playmates; children; interpersonal character; number of playmates; child group difference

父母协同教养与学前儿童社会行为的关系： 亲子关系和同胞关系的链式中介作用*

刘田田¹ 李 燕¹ 李有嘉² 姜新苗³

(1. 上海师范大学教育学院, 上海 200234; 2. 中国福利会幼儿园, 上海 200438;
3. 郑州市管城回族区回民第一小学, 郑州 450000)

摘 要: 以河南省某市四所幼儿园大、中、小班共 196 名学前儿童及其父母和教师为研究对象, 基于家庭系统理论, 采用父、母填写的父母感知协同教养量表和亲子关系量表、母亲填写的儿童早期同胞关系质量问卷和幼儿教师报告的儿童行为量表探讨亲子关系、同胞关系在父母感知协同教养与学前儿童社会行为之间的中介作用。结果发现: (1) 母子冲突和母子亲密分别在母亲感知协同教养与同胞冲突和同胞温暖间起部分中介作用; 父子冲突和父子亲密分别在父亲感知协同教养与同胞冲突和同胞温暖间起完全中介作用; (2) 父/母子冲突和同胞冲突在母亲感知协同教养和儿童攻击行为间起链式中介作用; 父子冲突和同胞冲突在父亲感知协同教养和儿童攻击行为间起链式中介作用。

关键词: 同胞关系; 协同教养; 亲子关系; 攻击行为; 幼儿

分类号: B844

1 问题提出

随着二孩政策的全面放开, 家庭内逐渐出现了一种新的家庭关系——同胞关系 (sibling relationship)。同胞关系是指两个或两个以上同胞从意识到对方存在的那一刻起, 通过身体、言语或非言语的方式分享与彼此有关的知识、态度和情感等方面的互动 (Whiteman et al., 2011; 赵凤青, 俞国良, 2017)。同胞关系涉及温暖与冲突两个方面 (Buist et al., 2013)。同胞温暖是同胞间的积极方面, 如支持与陪伴等, 而同胞冲突是同胞间的消极方面, 如争吵与打架等 (Sanders, 2004)。二孩的出现在不同程度上改变着原有的家庭生态系统 (Cox, 2010; 陈斌斌, 施泽艺, 2017; 陈斌斌等, 2016)。同胞关系作为一种持久的亲密关系, 为儿童的社会、情感以及认知等方面的发展提供了重要的借鉴意义, 而且这种意义甚至会扩展到儿童的整个人生 (Cox, 2010; Kramer, 2010; Sroufe et al., 2005)。虽然一些研究已在不同程度上探讨了不同年龄群体中同胞关系与其他家庭子系统和社会行为之间的关系, 但目前国内鲜有研究探讨学前儿童家庭子系统与同胞关系之间的内在联系, 以及同胞关系如何影响儿童在其他

社会关系中的行为表现。基于此, 本研究从家庭系统理论出发, 探讨同胞关系在其他家庭子系统和社会行为之间的桥梁作用。

家庭源于婚姻关系的建立, 并逐渐孕育出协同教养、亲子关系和同胞关系。家庭系统理论认为, 同胞关系是家庭系统中一个重要的组成部分, 会受其它家庭子系统的作用与影响 (Cox, 2010; Cox & Paley, 1997, 2003)。早期的家庭系统理论对家庭子系统间的相互影响有两个重要的理论假设: 溢出假设 (Spillover Hypothesis) 和补偿假设 (Compensatory Hypothesis)。前者强调在一种关系中形成的习惯和行为会外溢和扩展到另外一种关系中, 而后者强调在一种关系中缺失的情感与行为会在其他关系中寻求补偿。大量研究证实, 溢出假设能够更好地解释家庭子系统间的相互影响 (Erel & Burman, 1995; Zimet & Jacob, 2001; 李苗苗等, 2019; 梁宗保等, 2013)。溢出假设认为, 个体的情感与行为只能在其所在的不同家庭子系统内产生作用。而这种情感转移不仅会发生在个体内, 还可以发生在个体间 (Bolger et al., 1989; Pedro et al., 2012; White, 1999), 如夫妻沟通模式也会影响配偶的婚姻满意度 (张锦涛等, 2009), 这种个体间的作用被称为交

* 基金项目: 上海市应用本科(学前教育专业建设)项目(304-B-9101-18-001001)。

通讯作者: 李燕, E-mail: liyan@shnu.edu.cn

又假设 (Crossover Hypothesis)。也就是说, 溢出假设和交叉假设分别解释家庭子系统间相互影响的不同侧面。因此, 本研究基于溢出假设和交叉假设探讨协同教养、亲子关系、同胞关系以及儿童社会行为之间的内在联系。

在儿童发展过程中, 所有承担教养责任的成人组成的协调活动称为协同教养 (Mchale, 2007; 刘畅, 伍新春, 2015; 王争艳, 程南华, 2014)。传统意义上, 母亲独自承担孩子的教养问题, 但在社会变迁的大背景下, 父亲逐渐承担起了教养责任并与母亲共同发挥作用 (Baril et al., 2007; Riina & Mchale, 2014; Sarkadi et al., 2008; 黄彬彬等, 2019; 刘畅, 伍新春, 2015)。二孩政策使得原生家庭系统发生明显变化, 即核心家庭由“2(父与母) + 1(一个子女)” (刘畅, 伍新春, 2015) 转变成“2(父与母) + 2(同胞两人)”。面对此转变, 父母需要调整他们的协同教养模式和观念, 头胎儿童也需要面对他们与二胎儿童之间的同胞关系问题。此时, 对于头胎儿童而言, 父母如何有效处理协同教养问题对他们如何处理同胞关系具有重要的榜样和示范作用。近期研究证实, 支持性协同教养与青少年的同胞冲突呈显著负相关, 不支持性协同教养与其呈显著正相关 (Chen, 2018)。因此, 本研究假设, 支持性协同教养能够正向预测学前儿童的同胞温暖, 负向预测同胞冲突。

协同教养是婚姻关系的一个重要体现 (陈玲玲等, 2014; 刘畅等, 2016), 而亲子关系常常被认为是婚姻关系的延续。研究发现, 婚姻满意度与支持性协同教养呈显著正相关 (Bonds & Gondoli, 2007; 刘畅等, 2016), 且能正向预测亲子关系 (李苗苗等, 2019; 梁宗保等, 2013)。因此, 可以推测出, 父母间相互支持的协同教养能正向预测亲子亲密、负向预测亲子冲突。直接证据表明, 父母间相互支持的协同教养不仅能正向预测自己与孩子间的亲子关系, 也能正向预测配偶与孩子间的亲子关系 (Holand & McElwain, 2013; Pedro et al., 2012)。而这些研究主要关注学步儿和小学儿童所在家庭子系统间的内在联系, 不能回答是否学前儿童所在家庭子系统间存在相同的溢出效应和交叉效应。因此, 本研究在探讨学前儿童父母的协同教养与亲子关系之间的溢出假设的同时, 也探讨了二者之间可能存在的交叉效应。基于溢出假设和交叉假设, 本研究认为, 支持性协同教养不仅能正向预测自己与孩子的亲子亲密、负向预测亲子冲突, 也能够正向预测配偶

与孩子的亲子亲密、负向预测亲子冲突。

进一步而言, 儿童在亲子关系建立的情感与行为模式会溢出到孩子的同胞关系中 (Derkman et al., 2011; Noller, 2010; Portner & Riggs, 2016; Whiteman et al., 2011)。研究发现, 积极的亲子关系正向预测同胞温暖、负向预测同胞冲突 (Buist et al., 2017; Frank, 2008; Portner & Riggs, 2016)。但这些研究主要集中在青少年和成年群体, 没有关注学前儿童。儿童早期是个体社会互动模式和社会行为模式发生发展的重要阶段 (Kouros et al., 2010; Zentner et al., 2014)。随着二孩政策的全面放开, 这一问题受到了广泛关注。但目前国内还没有研究直接探讨学前儿童的亲子关系和同胞关系之间的联系。本研究基于溢出假设认为, 学前儿童的亲子亲密和亲子冲突能够分别正向预测同胞温暖和同胞冲突。

以往研究发现, 协同教养 (Schoppe - Sullivan et al., 2009; Schoppe et al., 2001; Scrimgeour et al., 2013) 和亲子关系 (Samek et al., 2015; Youngblade & Belsky, 1995) 均在不同程度上影响了儿童在其他社会关系, 特别是同伴关系中的行为表现, 但这些研究主要关注独生子女家庭或没有考虑子女间的同胞关系。同伴关系是学前儿童社会化过程中的一个重要关系。同胞关系与同伴关系有着相仿的年龄和相似的特征, 它为儿童提供了一个如何处理同伴关系的良好机会 (Dunn & Mcguire, 1992; Stocker & Dunn, 1990)。这也是二孩家庭儿童不同于独生子女家庭儿童的一个重要特征。研究发现, 同胞关系能够有效预测儿童的外化行为 (Dunn, 2005; McElwain & Volling, 2005; Pike et al., 2005; Solmeyer et al., 2014)。相较于同胞温暖, 同胞冲突对儿童的外化行为具有更强的预测作用 (Buist et al., 2013), 并且能有效地预测儿童在同伴间的攻击行为 (Ostrov et al., 2006)。基于以上发现, 本研究假设, 在二孩家庭中, 其他家庭子系统对学前儿童社会行为表现的作用或许是通过同胞关系实现的。

综上, 基于国内外现有研究的局限, 本研究以学前儿童的同胞关系为出发点, 具体探讨它与家庭系统和儿童社会行为之间的关系。首先, 以往研究很少考察同胞关系在家庭系统内部与家庭系统外部之间的桥梁作用, 即家庭系统内其他子系统如何作用于同胞关系, 同胞关系又如何影响儿童在同伴关系中的行为表现。其次, 国内外现有研究较少关注学

前儿童群体,同时,对于学前儿童同胞关系与其他家庭子系统和社会行为之间关系的实证研究更是鲜有涉及。此外,以往研究多采用母亲单独报告的研究形式,很少同时考察父亲与母亲的协同教养对亲子关系作用的异同。因此,本研究拟采用父母成对数据来探讨父亲和母亲的协同教养对自己和配偶与子女间亲子关系的作用。因为父母数据本身具有非独立性的特点,是成对数据(Fincham & Beach, 2010; 李育辉, 黄飞, 2010; 刘畅, 伍新春, 2017; 张锦涛等, 2009), 不能将其视为独立样本进行处理,否则会造成统计检验中 I 型和 II 型错误的增加(Kenny et al., 2006)。因此,本研究采用主客体互依性模型(Actor - Partner Interdependence Model, APIM)(Cook & Kenny, 2005; 李育辉, 黄飞, 2010; 刘畅, 伍新春, 2017) 对成对数据进行分析。总之,本研究以家庭系统理论为基础,以 APIM 模型为分析方法,探讨父母感知的协同教养、亲子关系以及同胞关系之间的内在联系,同时,关注受其他家庭子系统影响的同胞关系质量又如何影响儿童的社会行为。研究中各变量间的概念路径图见图 1。

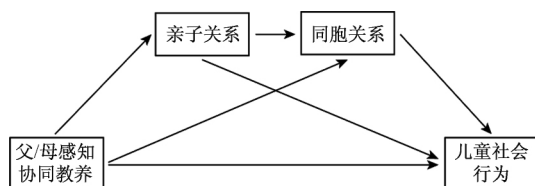


图 1 各变量间的概念路径图

2 研究方法

2.1 研究对象

采用方便取样,选取河南省某市四所幼儿园共 196 名来自二孩家庭的学前儿童(男孩 107 名) 及其父母和教师参与当前研究。本研究关注家庭系统对在园儿童行为的预测作用,因此将 196 名在园儿童(大班 76 人,中班 62 人,小班 58 人) 界定为目标儿童,其中有 165 名(84.2%) 头胎儿童。目标儿童的月龄为: $M_{\text{目标儿童}} = 63.05$, $SD_{\text{目标儿童}} = 10.63$ 。在本研究中,每名目标儿童有且仅有一名兄弟姐妹,与其构成同胞关系。196 对同胞的月龄分别为: $M_{\text{头胎儿童}} = 67.04$, $SD_{\text{头胎儿童}} = 11.43$; $M_{\text{二胎儿童}} = 30.77$, $SD_{\text{二胎儿童}} = 15.62$ 。同胞间的年龄间隔为: $M_{\text{月龄}} = 36.27$, $SD_{\text{月龄}} = 13.11$ 。父母的年龄分别为: $M_{\text{父亲}} = 32.47$ 岁, $SD_{\text{父亲}} = 2.76$ 岁; $M_{\text{母亲}} = 31.63$, $SD_{\text{母亲}} = 2.36$ 。177 名(90.3%) 母亲和 167 名(85.2%) 父亲为非独

生子女,其余父母为独生子女。父亲和母亲的受教育程度分别为: 高中及以下: 母亲 25 人(12.7%) 和父亲 32 人(16.3%); 大专: 母亲 59 人(30.1%) 和父亲 52 人(26.5%); 本科: 母亲 94 人(48.0%) 和父亲 96 人(49.0%); 研究生: 母亲 18 人(9.2%) 和父亲 16 人(8.2%)。

2.2 研究工具

2.2.1 父母感知协同教养量表

采用 Stright 和 Bales(2003) 编制的父母感知协同教养量表(Parents' Perceptions of the Co-parenting Relationship, PPCR) 测量父亲与母亲在儿童教养行为上感知到配偶的支持程度。采用父母感知的方式评估协同教养能够有效地预测他们实际的协同教养表现(Stright & Bales, 2003)。该量表中文版由侯忠伟(2007) 进行修订,具有良好的信、效度。共 14 个题目,分为支持协同教养(如“当我管教孩子时,配偶会支持我”) 与不支持协同教养(如“当我在与孩子有关的事情上需要配偶的帮助时,他/她并不帮忙”) 两个维度,每个维度 7 个题目,采用 5 点计分,1 表示从不,5 表示总是,由儿童的父母分别报告感知到的配偶支持程度。该量表的计分方式是反向计分不支持维度,与支持维度的题目合并后计算均分。本研究中,量表结构效度良好: 母亲感知协同教养, $\chi^2/df = 2.25$, CFI = 0.91, TLI = 0.90, RMSEA = 0.08; 父亲感知协同教养, $\chi^2/df = 1.74$, CFI = 0.93, TLI = 0.92, RMSEA = 0.06。父亲与母亲在量表得分上的内部一致性系数分别为 0.86 和 0.88。得分越高,代表父母感知配偶对自己教养孩子的支持程度越高,即支持性协同教养越高。

2.2.2 亲子关系量表

采用 Pianta(1992) 编制,张晓等人(2008) 修订的亲子关系量表(Child-Parent Relationship Scale, CPRS) 考察父母与孩子之间的亲子关系质量。共有 26 个题目,包括亲密性(10 题,如“我和孩子之间的关系亲密而且感情深厚”)、冲突性(12 题,如“孩子和我似乎总是在相互对抗”) 与依赖性(4 题,如“孩子过于依赖我”) 三个维度,采用 5 点计分,1 表示完全不符合,5 表示完全符合。与以往研究相同(张晓等, 2008), 考虑到依赖性维度信度较低,本研究仅采用了亲密性和冲突性两个维度。父亲与母亲分别评定与目标儿童的亲子关系。对父子关系和母子关系量表分别进行验证性因素分析,拟合结果可接受: 母子关系, $\chi^2/df = 1.81$, CFI = 0.86, TLI = 0.85, RMSEA = 0.06; 父子关系, $\chi^2/df = 1.91$, CFI = 0.85, TLI =

0.84, RMSEA = 0.07。父亲与母亲量表的亲密性和冲突性的内部一致性系数分别为 0.72、0.81、0.70 和 0.82。亲密性和冲突性的得分越高, 分别代表父母与子女之间的关系越亲密和冲突越多。

2.2.3 儿童早期同胞关系质量问卷(父母版)

采用李燕等人(2019)编制的儿童早期同胞关系质量问卷(父母版)(Parental Perceptions of Children's Sibling Relationship Quality Questionnaire, PPCSRQ)测量 0~8 岁儿童的同胞关系质量。该问卷由温暖(9 题, 如“谦让对方”)、冲突(4 题, 如“争抢行为(抢玩具、物品等)”)和嫉妒(5 题, 如“因大宝/二宝被关注, 二宝/大宝产生不愉快、嫉妒的情绪”)三个维度组成, 共 18 个题目, 采用 5 点计分, 1 表示从未, 5 表示总是, 由父母对子女的同胞关系质量进行评定。该问卷具有良好的信、效度。先前研究发现, 温暖与冲突是反映同胞关系质量较为稳定的指标, 且具有跨文化一致性(Buist et al., 2013)。因此, 本研究选取温暖与冲突两个维度, 由儿童的母亲填写相关题目。本研究中, 问卷结构效度良好: $\chi^2/df = 2.26$, CFI = 0.93, TLI = 0.91, RMSEA = 0.08。温暖与冲突的内部一致性系数分别为 0.88 和 0.83。温暖与冲突的得分越高, 分别代表同胞之间的关系越亲密, 冲突越多。

2.2.4 儿童行为量表

采用 Ladd 和 Profilet (1996) 编制, 朱晶晶等人(2018)修订的儿童行为量表(the Child Behavior Scale, CBS)测量儿童同伴关系中的多方面行为。采用 3 点计分, 从 1(不符合)到 3(完全符合), 由幼儿教师对目标儿童的行为表现进行评定。该量表具有良好的信、效度。根据研究目的, 选取攻击行为(7 题, 如“与其他孩子打架”)与亲社会行为(7 题, 如“帮助其他孩子”)两个维度。本研究中, 量表结构效度良好: $\chi^2/df = 2.20$, CFI = 0.93, TLI = 0.92, RMSEA = 0.08。两个维度的内部一致性信度分别为 0.83 和 0.80。在两个维度上的得分越高, 表示儿童攻击行为和亲社会行为越多。

2.3 数据处理与共同方法偏差检验

使用 SPSS 23 和 Mplus 7.0 对数据进行统计分析。本研究使用问卷法研究, 为避免可能存在的共同方法偏差, 采用 Harman 单因子检验进行了共同方法偏差的检验(Podsakoff et al., 2003; 周浩, 龙立荣, 2004)。由于本研究部分数据使用父母成对样本, 需要对数据进行三次共同方法偏差检验, 分别是整体、父亲以及母亲数据。结果显示, 特征值大于 1 的公因

子分别是 29 个(整体)、17 个(父亲)和 17 个(母亲), 第一个公因子的解释变异率分别是 11.78%、13.20% 和 14.80%, 均小于 40% 的临界值。这些结果表明, 本研究不存在共同方法偏差问题。

3 结果

3.1 同胞关系质量与儿童行为的特点

分别以同胞性别组合的二分变量(相同性别、不同性别)、三分变量(兄弟、姐妹、兄妹/姐弟)和四分变量(兄弟、兄妹、姐弟、姐妹)为自变量, 以同胞关系质量的两个维度(温暖、冲突)为因变量进行 MANOVA 分析, 结果发现, 同胞关系质量在不同的性别组合上不存在显著差异: 二分变量, $Wilks' \lambda = 0.996$, $F(2, 193) = 0.365$, $p = 0.695$; 三分变量, $Wilks' \lambda = 0.974$, $F(4, 384) = 1.295$, $p = 0.271$; 四分变量, $Wilks' \lambda = 0.968$, $F(6, 382) = 1.030$, $p = 0.405$ 。年龄间隔与同胞温暖无显著相关($r = 0.015$, $p = 0.838$), 与同胞冲突存在显著负相关($r = -0.256$, $p < 0.001$)。

儿童的攻击行为 [$t(194) = 3.915$, $p < 0.001$] 和亲社会行为 [$t(194) = -2.264$, $p < 0.05$] 存在显著的性别差异, 男孩比女孩具有更多的攻击行为, 但女孩比男孩具有更多的亲社会行为。对儿童年龄与社会行为进行相关分析发现, 儿童年龄与攻击行为不存在显著相关($r = -0.112$, $p = 0.118$), 但与亲社会行为存在显著正相关($r = 0.191$, $p < 0.01$)。

3.2 父母感知协同教养与亲子关系的差异特点

配对样本 T 检验结果显示: 父亲和母亲在感知协同教养 [$t(195) = -0.458$, $p = 0.648$] 与亲子冲突 [$t(195) = -0.260$, $p = 0.796$] 上不存在显著差异; 在亲子亲密上差异显著, $t(195) = 7.275$, $p < 0.001$, 母子亲密显著高于父子亲密。

3.3 各变量的描述统计与相关分析

由表 1 可知, 母亲感知协同教养与母子冲突、父子冲突以及同胞冲突之间均呈显著负相关, 而与母子亲密、父子亲密以及同胞温暖之间均呈显著正相关; 父亲感知协同教养与父子亲密呈显著正相关, 与父子冲突呈显著负相关; 父子亲密与母子亲密、父子冲突与母子冲突分别呈显著正相关; 亲子(父子与母子)冲突与同胞温暖呈显著负相关, 与同胞冲突呈显著正相关; 亲子(父子与母子)亲密与同胞温暖呈显著正相关, 与同胞冲突呈显著负相关; 攻击行为与母子亲密和亲社会行为呈显著负相关, 与同胞冲突呈显著正相关。

表 1 各变量的描述统计和相关分析($N=196$)

变量	$M \pm SD$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. 母亲感知协同教养	3.71 $\pm$ 0.61	—									
2. 父亲感知协同教养	3.73 $\pm$ 0.57	0.32***	—								
3. 母子冲突	2.54 $\pm$ 0.70	-0.35***	-0.10	—							
4. 母子亲密	4.41 $\pm$ 0.38	0.13	-0.03	-0.09	—						
5. 父子冲突	2.55 $\pm$ 0.69	-0.31***	-0.53***	0.31***	-0.05	—					
6. 父子亲密	4.15 $\pm$ 0.47	0.25***	0.25**	-0.08	0.30***	-0.18*	—				
7. 同胞温暖	4.14 $\pm$ 0.54	0.33***	0.09	-0.28***	0.52***	-0.18*	0.36***	—			
8. 同胞冲突	3.19 $\pm$ 0.71	-0.30***	-0.06	0.41***	-0.17*	0.30***	-0.13	-0.31***	—		
9. 攻击行为	1.33 $\pm$ 0.43	-0.03	0.01	0.01	-0.16*	-0.01	-0.03	-0.03	0.16*	—	
10. 亲社会行为	2.29 $\pm$ 0.50	0.01	-0.03	-0.07	-0.03	0.02	-0.05	0.08	-0.07	-0.16*	—

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.4 变量间的主客体互依性路径分析模型

根据主客体互依性模型的分析思路,同时控制了儿童年龄和年龄间隔后,采用结构方程模型对感知协同教养、亲子关系、同胞关系以及儿童行为之间的关系进行路径分析(图2)。根据国内外学者推荐的拟合指数标准(Hu & Bentler, 1999; 温忠麟等, 2004),该模型拟合良好: $\chi^2(31) = 42.05, p = 0.089$, CFI = 0.97, TLI = 0.93, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.05。在本研究中,父母感知的协同教养与他们各自的亲子关系之间的关系为主体效应,而与配偶的亲子关系之间的联系为客体效应。限定主体效应路径相等之后,模型的卡方变化不显著[亲子亲密: $\chi^2(1) = 0.48, p > 0.10$; 亲子冲突: $\chi^2(1) = 0.02, p > 0.10$],说明父母感知协同教养对各自亲子关系的影响不存在显著的性别差异。同样,限定客体效应路径相等之后,卡方的变化达到显著水平[亲子亲密: $\chi^2(1) = 6.52, p < 0.05$; 亲子冲突: $\chi^2(1) = 2.77, p < 0.10$],说明父母感知协同教养对配偶的亲子关系的影响存在显著的性别差异,即母亲感知协同教养显著影响了父子关系,但父亲感知协同教养并不显著影响母子关系。

具体结果发现,母亲感知协同教养不仅能够显著预测母子关系(母子冲突: $B = -0.407, SE = 0.084, p < 0.001$; 母子亲密: $B = 0.096, SE = 0.046, p < 0.05$),也能有效地预测父子关系(父子冲突: $B = -0.176, SE = 0.075, p < 0.05$; 父子温暖: $B = 0.150, SE = 0.069, p < 0.05$),而父亲感知协同教养仅仅能预测父子关系(父子冲突: $B = -0.580, SE = 0.080, p < 0.001$; 父子亲密: $B = 0.151, SE = 0.059, p < 0.05$)。母亲感知协同教养正向预测同胞温暖($B = 0.150, SE = 0.059, p < 0.05$),负向预测同胞

冲突($B = -0.174, SE = 0.088, p < 0.05$)。进一步地,母子冲突正向预测同胞冲突($B = 0.278, SE = 0.075, p < 0.001$),负向预测同胞温暖($B = -0.121, SE = 0.053, p < 0.05$);母子亲密正向预测同胞温暖($B = 0.598, SE = 0.104, p < 0.001$)。类似地,父子冲突正向预测同胞冲突($B = 0.215, SE = 0.082, p < 0.01$),父子亲密也正向预测同胞温暖($B = 0.203, SE = 0.074, p < 0.01$)。同胞冲突正向预测儿童的攻击行为($B = 0.109, SE = 0.044, p < 0.05$)。其他直接路径系数均不显著,见图2。

本研究在路径分析的基础上,采用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法抽样 10000 次,取 95% 的置信区间,进一步分析中介模型。置信区间不包含 0,表明中介效应显著。显著的中介模型见表 2。中介分析发现,母亲感知协同教养既直接预测又通过母子冲突间接预测同胞冲突和同胞温暖,同时,也通过母子亲密间接预测同胞温暖;父亲和母亲感知协同教养分别通过父子冲突和父子亲密间接预测同胞冲突和同胞温暖。父/母子冲突和同胞冲突在母亲感知协同教养和儿童的攻击行为间起链式中介作用;同样,父子冲突和同胞冲突也在父亲感知协同教养和儿童的攻击行为间起到链式中介作用。

4 讨论

本研究以家庭系统理论为基础,通过 APIM 路径分析模型,探讨学前儿童家庭子系统与同胞关系之间的内在联系,以及同胞关系如何影响学前儿童在其他社会关系中的行为表现。本研究发现,在二孩家庭中,父母感知协同教养不仅能直接预测学前儿童的同胞关系,还可以通过亲子关系间接作用于

① 根据 Kenny 和 Ledermann(2010)的建议,在使用卡方差值方法检验主客体效应时,如果样本量不是足够大,推荐使用 $\alpha = 0.20$ 作为检验标准,鉴于当前研究使用的被试量为中等水平,本研究采用 $\alpha = 0.10$ 作为检验标准。

同胞关系。同时,协同教养与亲子关系完全通过同胞关系间接地作用于学前儿童的攻击行为。

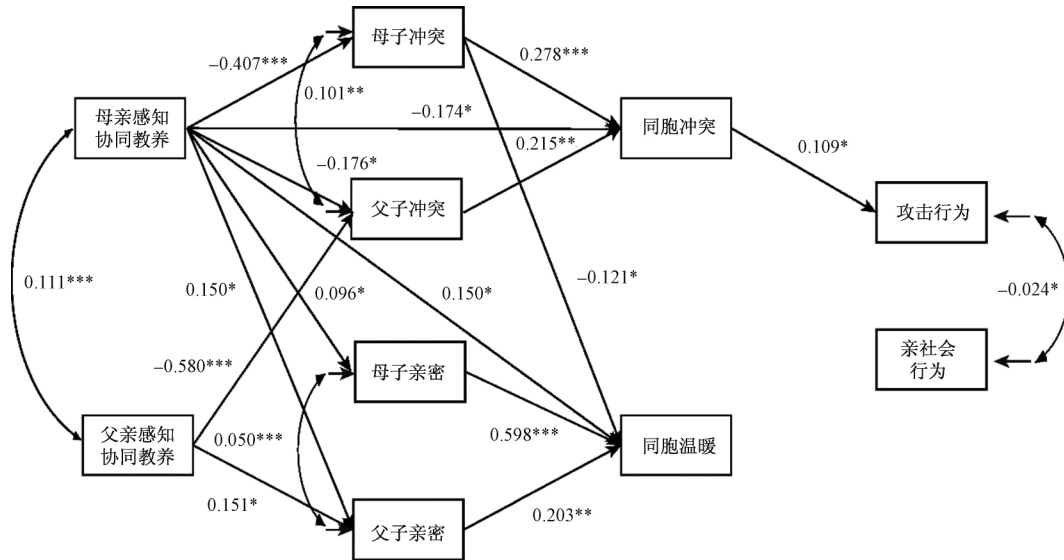


图2 亲子关系和同胞关系在父母感知协同教养与儿童社会行为间的链式中介模型
(图中路径系数为非标准化回归系数; 未显著路径和控制变量未在图中加以标识)

表2 路径分析中显著的中介路径

显著的中介路径	估计值	SE	95% 置信区间
路径一: MPC→MCC→SW	0.049	0.022	[0.013, 0.102]
路径二: MPC→MCC→SC	-0.113	0.042	[-0.210, -0.046]
路径三: MPC→MCI→SW	0.057	0.029	[0.005, 0.120]
路径四: MPC→FCC→SC	-0.038	0.023	[-0.100, -0.005]
路径五: MPC→FCI→SW	0.030	0.020	[0.003, 0.082]
路径六: FPC→FCC→SC	-0.125	0.049	[-0.235, -0.037]
路径七: FPC→FCI→SW	0.031	0.017	[0.006, 0.075]
路径八: MPC→SC→AB	-0.019	0.013	[-0.056, -0.001]
路径九: MPC→MCC→SC→AB	-0.012	0.007	[-0.032, -0.003]
路径十: MPC→FCC→SC→AB	-0.004	0.003	[-0.015, -0.001]
路径十一: FPC→FCC→SC→AB	-0.014	0.008	[-0.036, -0.002]

注: MPC = 母亲感知协同教养, FPC = 父亲感知协同教养, MCC = 母子冲突, MCI = 母子亲密, FCC = 父子冲突, FCI = 父子亲密, SC = 同胞冲突, SW = 同胞温暖, AB = 攻击行为。

4.1 协同教养、亲子关系与同胞关系

本研究发现,母亲感知的协同教养与学前儿童的同胞温暖呈显著正相关,与同胞冲突呈显著负相关,这与先前在学龄儿童与青少年群体发现的研究结果一致(Chen, 2018, 2019)。支持性的协同教养涉及到与配偶之间温暖与合作的教养行为(Feinberg, 2003),这为儿童提供了一个通过观察父母,并逐渐学习和内化积极行为的良好机会(Scrimgeour et al., 2013)。也就是说,父母间支持性协同教养为儿童提供一个良好的家庭情感氛围和处理同胞关系的良好示范,有助于促进积极同胞关系的形成。

同时,支持性协同教养也能够减轻母亲养育两个孩子的教养压力,并使其更有自信地处理同胞间的矛盾与冲突(Chen, 2020),进而减少同胞子女间的冲突行为,增加温暖行为。总之,本研究表明,父亲对母亲的支持性教养行为能够直接影响学前儿童同胞关系的形成与发展。

同时,父母感知的协同教养还可以通过亲子关系间接影响子女的同胞关系。本研究发现,父母感知的协同教养对亲子关系的影响符合溢出假设,这与学步儿和小学儿童群体发现的溢出效应类似(Holland & McElwain, 2013; Ippolito Morrill et al., 2010; Pedro et al., 2012)。当学前儿童的父母在教养子女上得到配偶支持时,他们会把协同教养中产生的积极情感与行为以相同效价迁移到亲子关系中,促进亲子间的温暖与亲密,减少冷漠与冲突。与以往研究发现的交叉效应不同(Holland & McElwain, 2013; Pedro et al., 2012),本研究发现,仅母亲感知的协同教养会增强父子亲密,减少父子冲突,反之则不成立。这说明,虽然父亲在养育子女过程中的作用逐渐突显,但母亲依然是子女的主要养育者(Han & Jun, 2013; McHale & Lindahl, 2011; 刘畅, 伍新春, 2015)。当母亲感知到自己教养孩子的努力和付出得到了配偶的积极回应和支持时,她们的情绪更为积极,会更有信心和力量参与到母子互动中,这有助于她们采取积极的养育行为并积极地解决养育中的问题,进而建立更为积极的亲子关系。反之,当母亲感知到父亲对自己教养活动的较

少支持时,会产生对父亲的不满情绪(Mchale & Rasmussen, 1998)。同时,如果父亲认可并支持母亲教养活动,母亲也会在孩子面前支持父亲,帮助父亲树立积极父亲形象,鼓励孩子与父亲的互动,这都有助于增进父子感情连接,减少由于父亲较少陪伴和参与家庭活动导致的父子冲突或疏离,增进父子温暖。

此外,本研究发现了与青少年和成年群体一致的结果(Buist et al., 2017; Frank, 2008; Portner & Riggs, 2016),即学前儿童在亲子互动中的行为模式也会溢出到同胞关系中,说明如果学前儿童在亲子关系(无论是父子关系还是母子关系)中与他们的父母有更多的矛盾和冲突时,他们会把这种消极的情感和行为迁移到同胞关系中,导致同胞关系恶化,反之,学前儿童与同胞间会有更多的温暖与亲密行为。产生这种现象的原因或许是,在二孩家庭中,由于父母不可能同时关注到两个孩子的所有需要(Volling et al., 2002),因此,儿童往往面临着母爱与父爱的争夺(Mchale et al., 2000)。如果由于其他同胞的存在,致使儿童得到的父母关爱减少,他们则会把这种不满的情绪迁怒到他们的同胞身上,进而导致同胞间的温暖行为减少,消极行为增多(Brody, 2004)。

以上发现表明,如果父母在教养子女时相互支持,会直接影响到他们与子女间的互动模式,进而促进积极同胞关系的形成与发展。总之,亲子关系或完全或部分地中介父母间支持性协同教养与同胞关系之间的联系。

4.2 同胞关系在家庭系统和儿童社会行为间的桥梁作用

本研究发现,同胞冲突会影响学前儿童在同伴关系的攻击行为,但不会影响亲社会行为,而同胞温暖在学前儿童的攻击行为和亲社会行为中均不起作用,这与元分析的结果相似(Buist et al., 2013),即同胞冲突比温暖对学前儿童的外化行为具有更强的预测作用。同胞关系与同伴关系的特征具有很大的相似性(Dunn, 1983; Stocker & Dunn, 1990; Whiteman et al., 2011),因此,同胞关系中的行为表现会在一定程度上迁移到同伴关系中。本研究支持了这一观点,但本研究也发现并非所有同胞关系中的行为均会其他关系中得以体现,如同胞温暖并不会预测学前儿童的亲社会行为。这表明,消极的同胞关系而非积极的同胞关系对学前儿童的社会行为,特别是攻击行为具有更重要的影响。

以往对独生子女家庭的研究发现,其他家庭子

系统,如协同教养(Leary & Katz, 2004; Scrimgeour et al., 2013; Teubert & Pinquart, 2010)和亲子关系(Samek et al., 2015; Youngblade & Belsky, 1995),会直接影响儿童的社会适应和外化行为。然而,本研究在二孩家庭的学前儿童群体中并没有发现类似的结果。本研究发现,协同教养和亲子关系对学前儿童的攻击行为没有直接的预测作用,而是通过同胞关系的中介作用实现的。在二孩家庭与独生子女家庭中,其他家庭子系统(如协同教养和亲子关系)对儿童社会行为的影响模式是不同的。同胞关系是二孩家庭区别于独生子女家庭的一个重要特征。同胞关系在其他家庭子系统形成之后而形成,受到其他家庭子系统的影响。同时,它也为儿童提供了一个处理同伴关系的互动机会。因此,在二孩家庭中,学前儿童在其他家庭子系统作用下形成的同胞冲突会很容易地迁移到同伴关系中,导致其对同伴的攻击行为。而独生子女家庭中的儿童并没有同胞关系让其学习如何与同伴相处,因此,其他家庭子系统对儿童行为的影响则更为明显。

4.3 总结与展望

本研究首次探讨了父母子系统、亲亲子系统和同胞子系统之间的联系,以及受父母与亲亲子系统影响的同胞关系又如何影响学前儿童的社会行为表现。研究发现,协同教养与亲子关系会通过“溢出”或“交叉”的方式产生内在联系和影响,并作用于儿童的同胞关系,从而间接地影响学前儿童在同伴关系中的行为表现。也就是说,在二孩家庭中,同胞关系在联结家庭系统内部与外部同伴关系之间起到桥梁作用,为儿童的社会性适应与发展提供了重要的参考依据。本研究的不足之处是并未涉及除协同教养和亲子关系之外的其他家庭子系统,如婚姻关系,未来研究可以考虑加入婚姻关系质量来进一步探讨家庭系统内各子系统间的关系。同时,由于本研究中的路径关系没有进一步探讨目标儿童的性别差异且目标儿童多为头胎儿童,未来研究可以就性别差异以及出生顺序等问题进行探讨。此外,本研究采用横向设计考察了家庭各子系统间的联系以及与儿童社会行为的关联,后续研究可以采用追踪设计考察家庭各子系统关系的方向性,以及这种关系是否会随着时间而变化。本研究的意义在于,关注了同胞关系出现后家庭系统的内部变化以及这种变化又如何影响学前儿童的同胞关系质量,进而影响他们的社会行为,这为刚刚起步的同胞关系研究提供了重要的借鉴意义。

5 结论

(1) 父、母的亲子冲突和亲子亲密在各自感知的协同教养与同胞冲突和同胞温暖间分别起中介作用。

(2) 父/母子冲突和同胞冲突在母亲感知协同教养和学前儿童攻击行为间起链式中介作用; 父子冲突和同胞冲突在父亲感知协同教养和学前儿童攻击行为间起链式中介作用。

(3) 同胞关系在联结家庭系统和学前儿童攻击行为中发挥重要作用。

参考文献:

- Baril, M. E., Crouter, A. C., & McHale, S. M. (2007). Processes linking adolescent well-being, marital love, and coparenting. *Journal of Family Psychology*, 21(4), 645–654.
- Bolger, N., DeLongis, A., Kessler, R. C., & Wethington, E. (1989). The contagion of stress across multiple roles. *Journal of Marriage & Family*, 51(1), 175–183.
- Bonds, D. D., & Gondoli, D. M. (2007). Examining the process by which marital adjustment affects maternal warmth: The role of coparenting support as a mediator. *Journal of Family Psychology*, 21(2), 288–296.
- Brody, G. H. (2004). Siblings' direct and indirect contributions to child development. *Current Directions in Psychological Science*, 13(3), 124–126.
- Buist, K. L., Deković, M., & Prinzie, P. (2013). Sibling relationship quality and psychopathology of children and adolescents: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 33(1), 97–106.
- Buist, K. L., Verhoeven, M., Hoksbergen, R., ter Laak, J., Watve, S., & Paranjpe, A. (2017). Associations of perceived sibling and parent-child relationship quality with internalizing and externalizing problems: Comparing Indian and Dutch early adolescents. *Journal of Early Adolescence*, 37(8), 1163–1190.
- Chen, B. (2018). Chinese adolescents' sibling conflicts: Links with maternal involvement in sibling relationships and coparenting. *Journal of Research on Adolescence*, 29(3), 752–762.
- Chen, B. (2019). Chinese mothers' sibling status, perceived supportive coparenting, and their children's sibling relationships. *Journal of Child and Family Studies*, 28(3), 684–692.
- Chen, B. (2020). The relationship between Chinese mothers' parenting stress and sibling relationships: A moderated mediation model of maternal warmth and co-parenting. *Early Child Development and Care*, 190(9), 1350–1358.
- Cook, W., & Kenny, D. (2005). The actor-partner interdependence model: A model of bidirectional effects in developmental studies. *International Journal of Behavioral Development*, 29(2), 101–109.
- Cox, M. J. (2010). Family systems and sibling relationships. *Child Development Perspectives*, 4(2), 95–96.
- Cox, M. J., & Paley, B. (1997). Families as systems. *Annual Review of Psychology*, 48(1), 243–267.
- Cox, M. J., & Paley, B. (2003). Understanding families as systems. *Current Directions in Psychological Science*, 12(5), 193–196.
- Derkman, M. M. S., Engels, R. C. M. E., Kuntsche, E., Vorst, H. V. D., & Scholte, R. H. J. (2011). Bidirectional associations between sibling relationships and parental support during adolescence. *Journal of Youth & Adolescence*, 40(4), 490–501.
- Dunn, J. (1983). Sibling relationships in early childhood. *Child Development*, 54(4), 787–811.
- Dunn, J. (2005). Commentary: Siblings in their families. *Journal of Family Psychology*, 19(4), 654–657.
- Dunn, J., & Mcguire, S. (1992). Sibling and peer relationships in childhood. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 33(1), 67–105.
- Erel, O., & Burman, B. (1995). Interrelatedness of marital relations and parent-child relations: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 118(1), 108–132.
- Feinberg, M. E. (2003). The internal structure and ecological context of coparenting: A framework for research and intervention. *Parenting*, 3(2), 95–131.
- Fincham, F. D., & Beach, S. R. H. (2010). Marriage in the new millennium: A decade in review. *Journal of Marriage & Family*, 72(3), 630–649.
- Frank, H. (2008). The influence of divorce on the relationship between adult parent-child and adult sibling relationships. *Journal of Divorce & Remarriage*, 48(3–4), 21–32.
- Han, Y. S., & Jun, W. P. (2013). Parental involvement in child's development: Father vs. mother. *Open Journal of Medical Psychology*, 2(4), 1–6.
- Holland, A. S., & McElwain, N. L. (2013). Maternal and paternal perceptions of coparenting as a link between marital quality and the parent-toddler relationship. *Journal of Family Psychology*, 27(1), 117–126.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55.
- Ippolito Morrill, M., Hines, D. A., Mahmood, S., & Córdova, J. V. (2010). Pathways between marriage and parenting for wives and husbands: The role of coparenting. *Family Process*, 49(1), 59–73.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. New York: Guilford Press.
- Kenny, D. A., & Ledermann, T. (2010). Detecting, measuring, and testing dyadic patterns in the actor-partner interdependence model. *Journal of Family Psychology*, 24(3), 359–366.
- Kouros, C. D., Cummings, E. M., & Davies, P. T. (2010). Early trajectories of interparental conflict and externalizing problems as predictors of social competence in preadolescence. *Development & Psychopathology*, 22(3), 527–537.
- Kramer, L. (2010). The essential ingredients of successful sibling relationships: An emerging framework for advancing theory and practice. *Child Development Perspectives*, 4(2), 80–86.
- Ladd, G. W., & Profilet, S. M. (1996). The child behavior scale: A teacher-report measure of young children's aggressive, withdrawn, and

- prosocial behaviors. *Developmental Psychology*, 32(6), 1008 – 1024.
- Leary, A. , & Katz, L. F. (2004). Coparenting, family-level processes, and peer outcomes: The moderating role of vagal tone. *Development & Psychopathology*, 16(3), 593 – 608.
- McElwain, N. L. , & Volling, B. L. (2005). Preschool children's interactions with friends and older siblings: Relationship specificity and joint contributions to problem behavior. *Journal of Family Psychology*, 19(4), 486 – 496.
- Mchale, J. P. (2007). When infants grow up in multiperson relationship systems. *Infant Mental Health Journal*, 28(4), 370 – 392.
- McHale, J. P. , & Lindahl, K. M. (2011). Introduction: What is coparenting? In J. P. McHale & K. M. Lindahl (Eds.), *Coparenting: A conceptual and clinical examination of family systems* (pp. 3 – 12). Washington: American Psychological Association.
- Mchale, J. P. , & Rasmussen, J. L. (1998). Coparental and family group-level dynamics during infancy: Early family precursors of child and family functioning during preschool. *Development and Psychopathology*, 10(1), 39 – 59.
- Mchale, S. M. , Updegraff, K. A. , Jackson-Newsom, J. , Tucker, C. J. , & Crouter, A. C. (2000). When does parents' differential treatment have negative implications for siblings? *Social Development*, 9(2), 149 – 172.
- Noller, P. (2010). Sibling relationships in adolescence: Learning and growing together. *Personal Relationships*, 12(1), 1 – 22.
- Ostrov, J. M. , Crick, N. R. , & Stauffacher, K. (2006). Relational aggression in sibling and peer relationships during early childhood. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 27(3), 241 – 253.
- Pedro, M. F. , Ribeiro, T. , & Shelton, K. H. (2012). Marital satisfaction and partners' parenting practices: The mediating role of coparenting behavior. *Journal of Family Psychology*, 26(4), 509 – 522.
- Pianta, R. C. (1992). *Child-parent relationship scale*. Virginia: University of Virginia.
- Pike, A. , Coldwell, J. , & Dunn, J. F. (2005). Sibling relationships in early/middle childhood: Children's perspectives and links with individual adjustment. *Journal of Family Psychology*, 19(4), 523 – 532.
- Podsakoff, P. M. , Mackenzie, S. B. , Jeong-Yeon, L. , & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879 – 903.
- Portner, L. C. , & Riggs, S. A. (2016). Sibling relationships in emerging adulthood: Associations with parent-child relationship. *Journal of Child & Family Studies*, 25(6), 1755 – 1764.
- Riina, E. M. , & Mchale, S. M. (2014). Bidirectional influences between dimensions of coparenting and adolescent adjustment. *Journal of Youth & Adolescence*, 43(2), 257 – 269.
- Samek, D. R. , Hicks, B. M. , Keyes, M. A. , Bailey, J. , McGue, M. , & Iacono, W. G. (2015). Gene-environment interplay between parent-child relationship problems and externalizing disorders in adolescence and young adulthood. *Psychological Medicine*, 45(2), 333 – 344.
- Sanders, R. (2004). *Sibling relationships: Theory and issues for practice*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
- Sarkadi, A. , Kristiansson, R. , Oberklaid, F. , & Bremberg, S. (2008). Fathers' involvement and children's developmental outcomes: A systematic review of longitudinal studies. *Acta Paediatrica*, 97(2), 153 – 158.
- Schoppe-Sullivan, S. J. , Weldon, A. H. , Cook, J. C. , Davis, E. F. , & Buckley, C. K. (2009). Coparenting behavior moderates longitudinal relations between effortful control and preschool children's externalizing behavior. *Journal of Child Psychology & Psychiatry*, 50(6), 698 – 706.
- Schoppe, S. J. , Mangelsdorf, S. C. , & Frosch, C. A. (2001). Coparenting, family process, and family structure: Implications for preschoolers' externalizing behavior problems. *Journal of Family Psychology*, 15(3), 526 – 545.
- Scrimgeour, M. B. , Blandon, A. Y. , Stifter, C. A. , & Buss, K. A. (2013). Cooperative coparenting moderates the association between parenting practices and children's prosocial behavior. *Journal of Family Psychology*, 27(3), 506 – 511.
- Solmeyer, A. R. , Mchale, S. M. , & Crouter, A. C. (2014). Longitudinal associations between sibling relationship qualities and risky behavior across adolescence. *Developmental Psychology*, 50(2), 600 – 610.
- Sroufe, L. A. , Egeland, B. , Carlson, E. A. , & Collins, W. A. (2005). *The development of the person*. New York: Guilford.
- Stocker, C. M. , & Dunn, J. (1990). Sibling relationships in childhood: Links with friendships and peer relationships. *British Journal of Developmental Psychology*, 8(3), 227 – 244.
- Stright, A. D. , & Bales, S. S. (2003). Coparenting quality: Contributions of child and parent characteristics. *Family Relations*, 52(3), 232 – 240.
- Teubert, D. , & Pinquart, M. (2010). The association between coparenting and child adjustment: A meta-analysis. *Parenting*, 10(4), 286 – 307.
- Volling, B. L. , McElwain, N. L. , & Miller, A. L. (2002). Emotion regulation in context: The jealousy complex between young siblings and its relations with child and family characteristics. *Child Development*, 73(2), 581 – 600.
- White, L. (1999). Contagion in family affection: Mothers, fathers, and young adult children. *Journal of Marriage & Family*, 61(2), 284 – 294.
- Whiteman, S. D. , McHale, S. M. , & Soli, A. (2011). Theoretical perspectives on sibling relationships. *Journal of Family Theory & Review*, 3(2), 124 – 139.
- Youngblade, L. M. , & Belsky, J. (1995). From family to friend: Predicting positive dyadic interaction with a close friend at 5 years of age from early parent-child relations. *Human Development*, 7, 35 – 61.
- Zentner, M. , Smolkina, M. , & Venables, P. (2014). Effects of measurement aggregation on predicting externalizing problems from preschool behaviour. *British Journal of Developmental Psychology*, 32(4), 468 – 479.
- Zimet, D. M. , & Jacob, T. (2001). Influences of marital conflict on child adjustment: Review of theory and research. *Clinical Child & Family Psychology Review*, 4(4), 319 – 335.
- 陈斌斌, 施泽艺. (2017). 二胎家庭的父母养育. *心理科学进展*, 25

- (7), 1172-1181.
- 陈斌斌, 王燕, 梁霁, 童连. (2016). 二胎进行时: 头胎儿童在向同胞关系过渡时的生理和心理变化及其影响因素. *心理科学进展*, 24(6), 863-873.
- 陈玲玲, 伍新春, 刘畅. (2014). 父母的婚姻满意度对父亲教养投入的影响: 父母协同教养的中介作用. *心理发展与教育*, 30(3), 268-276.
- 侯忠伟. (2007). *父母参与教养、共同教养与儿童行为的关系* (硕士学位论文). 山东师范大学, 济南.
- 黄彬彬, 邹盛奇, 伍新春, 刘畅. (2019). 父亲协同教养行为与青少年同伴依恋的关系: 父子依恋的中介作用与青少年情绪性的调节作用. *心理发展与教育*, 25(2), 176-183.
- 李苗苗, 者亚因, 阴桐桐, 邢晓沛. (2019). 婚姻质量与亲子关系的主-客体互倚模型分析: 儿童意志控制的调节. *中国临床心理学杂志*, 27(2), 345-350.
- 李燕, 刘田田, 赵锦娟, 李有嘉, 牛晓冰. (2019). 儿童早期同胞关系质量问卷(父母版)的编制. *现代基础教育研究*, 36(4), 166-174.
- 李育辉, 黄飞. (2010). 成对数据分析之行动者-对象互依性模型(APIM). *心理科学进展*, 18(8), 1321-1328.
- 梁宗保, 张光珍, 邓慧华, 宋媛, 郑文明, 孙铃. (2013). 从婚姻关系到亲子关系: 父母情绪表达的中介作用. *心理学报*, 45(12), 1355-1367.
- 刘畅, 伍新春. (2015). 协同教养的研究缘起、结构与评估. *中国临床心理学杂志*, 23(1), 32-37.
- 刘畅, 伍新春. (2017). 主客体互倚性的成对模式及其检验. *心理发展与教育*, 33(1), 105-112.
- 刘畅, 伍新春, 邹盛奇. (2016). 父母婚姻满意度及其相似性对协同教养的影响: 基于成对数据的分析. *心理发展与教育*, 32(1), 49-55.
- 王争艳, 程南华. (2014). 共同养育研究及对儿童适应的影响. *心理科学进展*, 22(6), 889-901.
- 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. (2004). 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则. *心理学报*, 36(2), 186-194.
- 张锦涛, 方晓义, 戴丽琼. (2009). 夫妻沟通模式与婚姻质量的关系. *心理发展与教育*, 25(2), 109-115.
- 张晓, 陈会昌, 张桂芳. (2008). 母子关系、师生关系与儿童入园第一年的问题行为. *心理学报*, 40(4), 418-426.
- 赵凤青, 俞国良. (2017). 同胞关系及其与儿童青少年社会性发展的关系. *心理科学进展*, 25(5), 825-836.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942-942.
- 朱晶晶, 王雨见, 李燕. (2018). 儿童行为量表教师版在中国学前儿童中的信效度检验. *中国临床心理学杂志*, 26(5), 910-913.

Co-parenting and Preschool Children's Social Behavior: The Chain Mediating Effects of Parent-child Relationship and Sibling Relationship Quality

LIU Tiantian¹ LI Yan¹ LI Youjia² JIANG Xinmiao³

(1. College of Education, Shanghai Normal University, Shanghai 200234; 2. China Welfare Institute Kindergarten, Shanghai 200438; 3. Zhengzhou Guancheng District Hui First Primary School, Zhengzhou 450000)

Abstract: This study explored the chain mediating effects of parent-child relationship and sibling relationship quality in the relationship between co-parenting and preschool children's social behavior. A total of 196 preschool children from 4 kindergartens in Henan Province and their parents and teachers was recruited to participate. Based on family systems theory, the following assessments were performed and analyzed: Parents' Perceptions of the Co-parenting Relationship Scale (PPCR) rated by mothers and fathers, Child-parent Relationship Scale (CPRS) rated by mothers and fathers, Parental Perceptions of Children's Sibling Relationship Quality Questionnaire (PPCSRQ) rated by mothers, and Child Behavior Scale (CBS) rated by teachers. The results suggest that the mother-child conflict and intimacy partly mediated the relationship between maternal perceptions of co-parenting and sibling conflict and warmth, respectively, and that the father-child conflict and intimacy fully mediated the relationship between paternal perceptions of co-parenting and sibling conflict and warmth, respectively. Further, the maternal perceptions of co-parenting mediated children's aggression behavior in peer relationships through parent-child conflict and sibling conflict. The paternal perceptions of co-parenting had an impact on children's aggression behavior in peer relationships through father-child conflict and sibling conflict.

Key words: sibling relationship; co-parenting; parent-child relationship; aggression behavior; young children

2004 至 2016 年中国大学生身体自尊的变迁： 一项横断历史研究*

施国春 赵东妍 范会勇

(渤海大学教育科学学院, 锦州 121013)

摘 要: 大学生身体自尊是如何随年代变化的呢? 研究对 2004 年至 2016 年 107 篇使用身体自尊量表的研究进行了横断历史研究, 涉及大学生 30738 名。结果显示: (1) 我国大学生身体自我价值感、运动能力和身体素质与年代有着显著正相关关系; (2) 男女大学生身体自尊水平都有了一定提升; (3) 男生在身体自尊各个因子的得分高于女生 0.2~0.3 个标准差, 显示出了大学生在身体自尊水平上的性别差异; (4) 从大学生整个群体来看, 经济因素、高等教育因素与大学生身体自尊具有显著相关, 而从不同性别群体来看, 经济因素与人口压力对于男大学生的身体自尊影响更为明显。

关键词: 身体自尊; 大学生; 横断历史研究; 性别差异; 社会因素

分类号: B844

1 引言

身体自尊是指个体对身体自我的观念、信念、体验与评估(Shavelson et al., 1976)。根据 Shavelson 的自尊多维等级模型, 整体自尊是由多个特定领域的自我概念构成的(如社交、身体、认知), 每个领域可进一步划分出更多的子领域, 个体的自尊信息在这个模型中横向、纵向地流动(Delignières et al., 2004)。身体自尊作为整体自尊下的具体领域之一, 反映了与社会评价密切相关的“个体对身体自我的不同方面的满意或不满意感”(Johan et al., 2017), 越来越多地受到了心理学、运动学等领域的研究人员的关注。已有研究表明, 身体自尊水平不仅影响着个体整体自尊水平, 更与个体的身心健康与社会能力的发展有着紧密联系。首先, 良好的身体自尊有利于个体整体自尊水平的发展(徐霞, 姚家新, 2001); 其次, 高身体自尊水平可以反映出来个体较好的体质健康水平(汪志胜, 2018); 再次, 高身体自尊水平的个体人际关系困扰少、对社交的回避少, 并且一般自我效能感高(马爱民, 刘守祥, 2015; 王丁丁等, 2018; 谢庆伟, 2012)。相反, 低身体自尊水平的个体运动信心低, 对自己的身体吸引力不自信(Fox & Corbin, 1989), 个人幸福感低

(Berscheid et al., 1973), 更容易出现自卑、焦虑、抑郁症等心理问题(Jonsdottir et al., 2008; Parent, 2013; Rayner et al., 2013); 行为上也会出现饮食失调, 体力活动水平降低, 甚至出现进食障碍、身体活动障碍现象(De Wit et al., 2010; Erickson et al., 2009; Mayer et al., 2007; Nyboe & Lund, 2012; Schuster et al., 2013)。“在高度现代性的情况下, 身体会越来越成为现代人的自我认同感中的核心要素”(伍小涛, 2017), 探究身体自尊的发展对于个体有着重要意义。

年代指某一特定时期, 体现一定时期内社会大环境的变迁, 出生在不同年代的个体, 其成长都带有不同社会文化环境的印记(沙晶莹, 张向葵, 2016), 许多研究表明年代变迁对群体心理特征具有重要影响(辛素飞等, 2019)。随着我国社会经济的发展、人民生活水平的提高, 人们的生活方式与观念也在发生着变化, 身体健康越来越受到重视。2008 年北京奥运会在我国的成功举办更是激起了全民健身的热潮, 各地政府对公共健身场地的建设以及私人健身行业的兴起也为全民健身提供了良好的基础。同时, 我国教育观念也在逐渐改变, 2007 年我国正式颁布并全面实施《国家学生体质健康标准》之后, 学生的体质健康水平逐渐纳入了对学生

* 基金项目: 国家自然科学基金青年项目“三阶段整合取向的因子分析元分析方法及其在心理学中的应用”(31100760)。

通讯作者: 赵东妍, E-mail: c181879@163.com

的考核标准之中。大学生作为未来国家建设的主力军,在这样的大环境下,反映了其对身体自我的认识与评价的身体自尊的水平是否随年代有所变迁,又表现为怎样的趋势呢?这是本研究关心的问题之一。

当前对身体自尊的研究除了缺乏对身体自尊的纵向把握这一问题外,还存有其他问题。一方面,男女生身体自尊是否存在差异、差异如何是身体自尊研究的热点,但目前已有研究结果存在较大争议:有的研究认为男性身体自尊显著高于女性(陈尧,2018),有的研究结果却与之相反(雷博,2017),不利于对男女生身体自尊的差异进行进一步探索。另一方面,对于身体自尊,国内外的研究大多还集中在将身体自尊作为预测人们锻炼后的心理效价(王丁丁等,2018),即以身体自尊的变化作为判断体育锻炼效果的指标上,而没有关注社会因素与身体自尊之间的关系与作用,研究方向与范围的狭窄无疑没能将身体自尊的社会属性价值挖掘出来。也有少量研究尝试解释社会因素对身体自我的影响,认为地区经济发展、人民生活质量的提高,以及素质教育在国内的推行和普及有助于人们身体自我的探索(莫晓燕,王丹丹,2014;徐霞,姚家新,2001),老龄化的人口因素则可能会加大人们身体的负担(伍小涛,2017),但这些解释分析主要还是停留在推测,缺乏实证依据。

“横断历史研究”是一种特殊的元分析方法。与一般元分析中将年代效应作为误差项的处理方式不同,横断历史研究主要就是进行年代效应的分析。这一方法最早是美国学者 Twenge(1997,2000)提出并使用的,以“事后追认的”方式将孤立的研究按照时间顺序串连,从而使得已有研究成为关于历史发展的横断取样(辛自强,池丽萍,2008)。在国内辛自强等人详细介绍并使用这种方法对青少年和大学生群体的心理健康、信任、焦虑等水平进行了一系列实证研究(辛素飞等,2019),表明了年代变迁对其心理指标的影响。此外,横断历史研究不仅可以探究心理指标随年代的变迁,还可以通过对心理量与社会变迁的操作化指标,即社会因素指标的相关关系的分析来进一步探究哪些社会因素与某一心理量之间具有对彼此的影响作用(辛自强,池丽萍,2008)。基于以上问题并结合以往其他研究,本研究也将采用横断历史研究的方法对中国大学生身体自尊的变迁进行分析,采用一般元分析的方法对男女大学生身体自尊的性别差异进行研究,并将大学生、男大学生、女大学生的身体自尊水平分别与社会

因素指标进行相关分析,以探究中国大学生身体自尊的变迁、差异以及与社会影响因素之间的关系。

2 研究方法

2.1 身体自尊量表简介

对于身体自尊的测量,当前我国研究者使用的量表和问卷主要包括徐霞等修订的大学生身体自尊量表(Physical Self-Perception Profile,PSPP)、杨剑修订的身体自我描述问卷(Physical Self-Description Questionnaire,PSDQ)和何玲等修订的身体自尊量表(Body Esteem Scale,BES),其中 PSDQ 问卷主要侧重于运动能力的测量,BES 量表针对男生女生有不同测量维度不便于进行不同性别群体之间身体自尊的比较,而 PSPP 量表信效度较高,针对大学生编制,且在国内大学生身体自尊的研究中应用广泛,因此本研究选择使用大学生身体自尊量表(PSPP)的文献进行分析。

Fox 和 Corbin(1989)在身体领域中建立了一个“标准化的”和“个性化的”身体自尊的多维等级模型,并以此针对大学生编制了 Physical Self-Perception Profile 量表作为检测工具,徐霞等人(2001)对此量表进行了本土化的修订,即本研究所采用的大学生身体自尊量表(PSPP)。该量表由一个主量表——身体自我价值量表和四个分量表——运动能力量表、身体状况量表、身体吸引力量表、身体素质量表组成,共 30 个项目。同时该量表采用 4 级计分,每一项最高 4 分,最低 1 分,每一因子得分在 6~24 分之间,分值越高,身体自尊水平越高。

2.2 文献检索

根据大学生身体自尊研究的情况,结合研究问题,本研究在文献搜集时采用以下标准:(1)研究使用的必须是同一测量工具,即徐霞等人(2001)修订的 PSPP 量表,且没有进行改动;(2)发表时间在 2018 年及以前;(3)考察的对象需是国内的本科大学学生,专科生和高职生不包括在内;(4)报告中必须包括研究样本量、一个主量表与四个分量表的平均数、标准差等基本统计量;(5)同一作者用同一批数据做的研究的文献只保留其中一篇。

分别以“大学生”、“身体自尊”、“PSPP”等字段在知网、中国期刊网、中国优秀硕士学位论文库上进行中文文献检索,以“physical self-esteem”、“college students”等关键词在 EBSCO、Science Direct、PsycINFO、Elsevier、ProQuest、Wiley 等外文数据库中进行英文文献的检索,然后在检索出来的文献之中筛选

完全符合本研究以上标准的文献。排除掉样本特殊(如以精神障碍患者为被试)的研究,删除掉有明显数据错误(如因子得分未在 6~24 分之间)的研究,

最终纳入的符合标准的文献共 107 篇,目前没有符合标准的英文文献,具体筛选流程如图 1 所示。

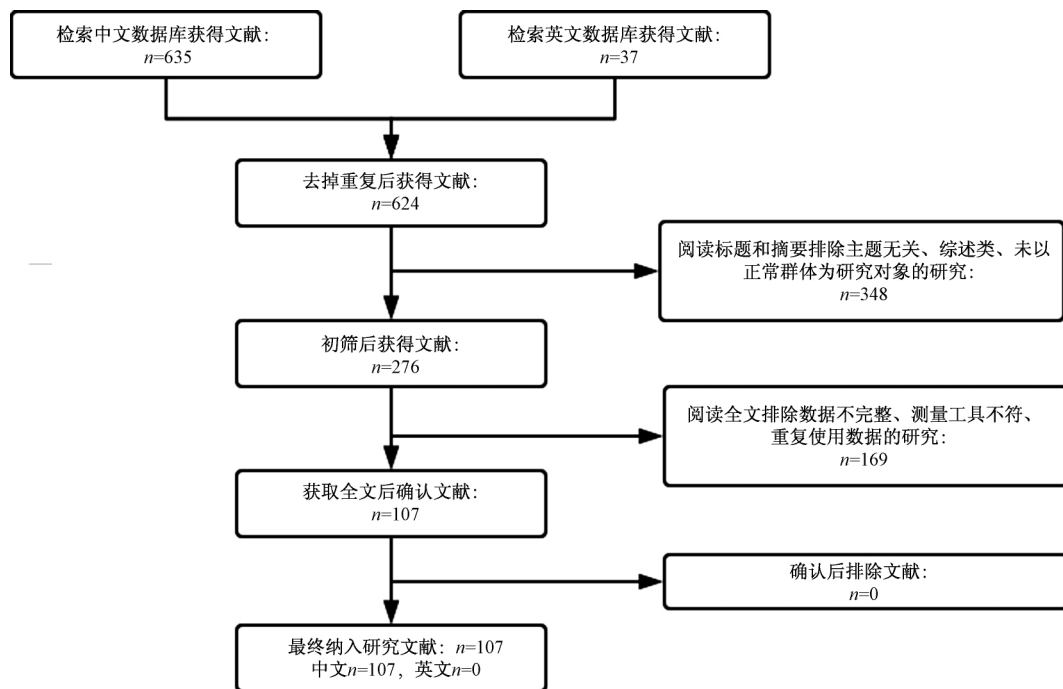


图 1 身体自尊文献筛选流程图

除了明确标明测量时间的研究,根据国内的实际情况,结合其他文献的处理办法,本研究中收集的数据的年代(以下简称“年代”)变量值为“发表年代减 2”(沙晶莹,张向葵,2016),因此本研究的年代范围不是 2006 至 2018 年,而是 2004 年至 2016 年。这些研究的总样本量为 30738,其中一部分文献中报告了被试性别,具体文献分布与样本量分布如表 1 所示。

表 1 文献信息表

发表年份	篇数	样本量	性别
2006	3	942	1
2007	11	1489	7
2008	4	1665	2
2009	13	5027	6
2010	7	1788	3
2011	9	1026	6
2012	7	1474	6
2013	12	3850	9
2014	11	1792	9
2015	11	3988	5
2016	3	1011	3
2017	9	4563	4
2018	7	2123	4
总计	107	30738	65

注 “性别”一栏数据代表对应年份报告被试性别的文献数量。

2.3 文献编码

将筛选得到的 107 篇文献进行编码及数据录入

入,将每篇文献身体自尊测量结果录入数据库,并将被试的性别作为子研究进行编码,一并录入到数据库中。有一些文献中并没有提供主量表与四个分量表每个量表的总统计量,但给出了亚群体的样本量以及对应的平均数、标准差。为了计算出主量表与四个分量表的平均数和标准差,本研究根据公式 1 与公式 2(张厚粲,徐建平,2015)对数据进行了处理。

$$\bar{x} = \sum x_i n_i / \sum n_i \quad (\text{公式 1})$$

$$S_T = \sqrt{[\sum n_i s_i^2 + \sum n_i (x_i - \bar{x})^2] / \sum n_i} \quad (\text{公式 2})$$

2.4 社会因素指标的筛选

横断历史研究中假定社会统计指标可以作为社会大环境的量化表现且可以部分地解释个体心理量的变化(Twenge, 2000),辛自强等人(2009)、辛素飞等人(2019)研究者也通过研究表明心理特征水平得分与社会指标进行相关分析可以来进一步证明和探究社会变迁对于心理特征的影响。在以往研究中,经济水平、教育的发展(莫晓燕,王丹丹,2014;徐霞,姚家新,2001),以及人口因素如老龄化(伍小涛,2017)

等社会因素被部分研究者视为身体自我的影响因素,且大学生处于高等教育阶段,因此,结合以往研究以及本研究所涉及的研究对象与研究内容,从社会经济因素、高等教育因素以及人口因素这三方面出发,筛选了人均国内生产总值、居民消费水平(以 1978 年为 100)、基尼系数这三个经济因素指标,高中升学率、高等学校生师比这两个教育因素指标,人口出生率、死亡率、自然增长率这三个人口因素指标,共计 8 个社会因素指标。本研究数据年代范围为 2004 至 2016 年,但为了探索社会因素与身体自尊之间的预测或滞后影响(辛素飞等,2019),本研究还需要对五年前以及五年后的社会因素数据进行摘录,因此,这 8 个社会指标的年代范围不是 2004 至 2016 年,而是 1999 年至 2017 年。社会因素指标数据摘自《中国统计年鉴》(2018 及以前)。

3 结果

3.1 大学生身体自尊随年代的变化

为了确定大学生身体自尊与年代之间的关系,以年代为横坐标,将身体自尊各因子在不同年代的得分绘制成散点图,发现我国大学生身体自我价值、运动能力和身体素质水平随年代上升(以身体自我价值为例,图 2),而身体状况、身体吸引力水平与年代关系不明显(以身体状况为例,图 3)。为了更加准确地描述大学生身体自尊各因子与年代之间的相关,根据以往的数据处理方式,本研究以年代为自变量,各分量表得分为因变量,以样本量进行加权,来建立拟合线性回归模型,并采用已有的方法进行效果量 d 的计算(辛自强,张梅,2009)。计算效果量 d ,第一步,

分别以年代为自变量,身体自尊的主量表与四个分量表的得分为因变量,对样本量进行加权并建立回归方程。第二步,将年代 2004 和 2016 分别带入回归方程,获得这两年的平均得分 M_{2004} 和 M_{2016} 。最后,计算 M_{2004} 和 M_{2016} 之差,再除以对应数据的平均标准差 SD ,得到 d 值。结果如表 2 所示。

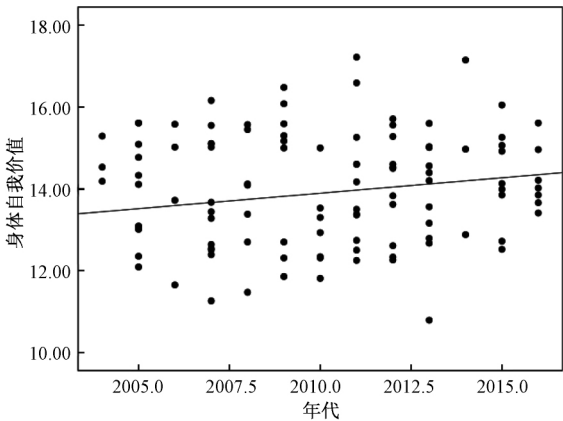


图 2 身体自我价值与年代散点图

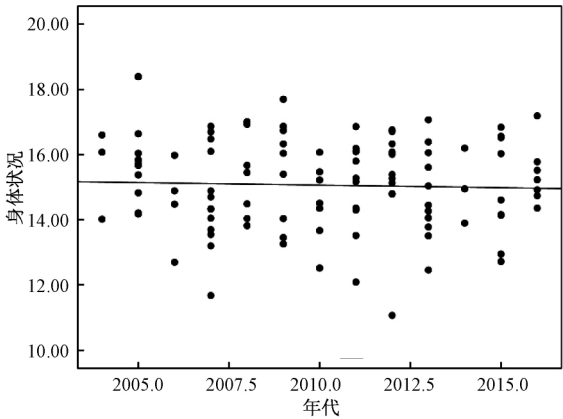


图 3 身体状况与年代散点图

表 2 大学生身体自尊主量表和四个分量表得分与年代的相关及变化量

分量表	与年代相关		变化量				
	β	R^2	M_{2004}	M_{2016}	$M_{变化}$	SD	d
PSW	0.20*	0.04	14.41	15.72	1.31	2.92	0.45
SC	0.20*	0.04	12.73	13.75	1.02	3.07	0.33
PC	-0.04	0.00	14.46	14.27	-0.19	3.18	-0.06
AB	0.08	0.01	13.87	14.25	0.38	3.01	0.13
PF	0.18*	0.03	12.48	13.70	1.22	2.94	0.41

注: PSW 为身体自我价值主量表, SC 为运动能力分量表, PC 为身体状况分量表, AB 为身体吸引力分量表, PF 为身体素质分量表, * $p < 0.5$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, $M_{变化} = M_{2016} - M_{2004}$, SD 为平均标准差, $d = (M_{2016} - M_{2004}) / SD$ 。下同。

根据计算结果,大学生身体自我价值感、运动能力和身体素质水平都与年代具有显著相关并随年代变化呈现上升趋势,身体状况和身体吸引力水平与

年代无显著相关。从效果量 d 来看,从 2004 至 2016 年,身体自我价值、运动能力和身体素质的得分分别上升了 0.45、0.33 和 0.41 个标准差。Cohen 对效

果量大小有所划分(Cohen, 1992), 效果量绝对值大于 0.8 为大效果, 大于 0.2 小于 0.5 为小效果, 介于 0.5 与 0.8 之间的为中等效果, 依据这一标准, 2004 至 2016 这十三年间, 大学生身体自我价值、运动能力和身体素质的变化量均达到了小效果的标准。此统计结果表明, 在 2004 至 2016 这十三年间, 大学生身体自尊在身体自我价值感、运动能力和身体素质方面有缓慢提升, 身体状况和身体吸引力水平则与年代关系不明显。此外, 对身体自尊各因子的变异程度(标准差) 与年代进行分析, 发现各因子标准差与年代呈现显著负相关, 即个体身体自尊的差异性在逐渐降低, 表现出了趋同的倾向。

3.2 大学生身体自尊在性别上的差异与变化差异

单独分别对男生女生身体自尊随年代的变化进行分析, 在搜集到的文献中再次进行筛选, 筛选条件为必须记录了被试的性别、对应的样本量以及各因子的平均数、标准差, 而后同样采用上述横断历史研究的方法分别对男生女生的身体自尊进行分析。首先, 根据男生女生各自的样本量和统计数据, 在对样本量进行加权后, 以年代为自变量, 以男生和女生的不同年代下身体自尊量表得分为因变量进行回归分析。同时, 和上面提到的方法一样, 计算出大学生男生女生各自的效果量 d , 结果如表 3 所示。

表 3 男女大学生身体自尊量表和四个分量表得分与年代的相关及变化

分量表	男大学生			女大学生		
	β	R^2	d	β	R^2	d
PSW	0.74 ***	0.54	1.43	0.34 **	0.11	0.63
SC	0.74 ***	0.55	1.55	0.41 **	0.17	0.85
PC	0.26	0.07	0.54	0.07	0.00	0.09
AB	0.45 **	0.20	1.32	0.30 *	0.09	0.53
PF	0.63 ***	0.40	2.22	0.35 **	0.12	0.94

从统计结果中可以看出, 年代与男大学生身体自我价值感、运动能力、身体吸引力和身体素质呈现显著的正相关且效果量均在 0.80 以上, 达到了大效果的标准, 身体状况水平与年代相关不显著。男大学生身体自尊的变化幅度已达到需要足够重视的程度。同时, 年代与女大学生身体自我价值感、运动能力、身体吸引力和身体素质呈现显著的正相关, 与身体状况相关不显著, 其中运动能力、身体素质变化幅度达到了大效果的标准, 身体自我价值、身体吸引力的变化幅度达到了中效果的标准。虽然女性身体自尊的变化幅度没男性大, 但也需要引起重视。

为探讨大学生身体自尊水平在性别上的差异, 本研究根据元分析的方法, 本研究以男生为控制组, 女生为实验组, 依据公式 3~6, 计算平均效果量, 计算的结果如表 4 所示。根据 Cohen 的效果量标准, 性别在大学生身体自尊的各个因子上的作用都达到了小效果的标准, 大学生身体自尊表现出了性别差异。

$$\bar{d} = \sum w_i d_i / \sum w_i \quad (\text{公式 3})$$

$$W_i = 2N_i / (8 + d_i^2) \quad (\text{公式 4})$$

$$d = (M_{\text{男}} - M_{\text{女}}) / SD \quad (\text{公式 5})$$

$$SD = \sqrt{[n_e - 1] S_e^2 + [n_c - 1] S_c^2} / (n_e + n_c - 2) \quad (\text{公式 6})$$

表 4 大学生身体自尊变化的性别差异

因子	身体自我价值	运动能力	身体状况	身体吸引力	身体素质
$\bar{d}$	0.27	0.31	0.22	0.36	0.24

3.3 大学生身体自尊与社会指标的相关

从以上结果可以看到大学生的身体自尊随年代有所变化, 那么这种变化趋势与哪些社会因素有关呢? 不同性别大学生身体自尊与社会因素的之间的影响作用有没有不同呢? 为此, 本研究将总体、男大学生和女大学生身体自尊分别与当年的人均国内生产总值、居民消费水平(以 1978 年为 100)、基尼系数、高中升学率、高等学校生师比、人口出生率、死亡率、自然增长率这 8 项社会指标, 即 2004 至 2016 年的 8 项社会指标进行了相关分析。同时, 本研究采用滞后分析的思路(辛自强, 张梅, 2009), 将各因子得分均值分别与 5 年前和 5 年后的社会指标, 即 1999 年至 2011 年的社会指标与 2009 年至 2017 年的社会指标进行了相关分析。分析结果显示, 当年基尼系数、高等教育因素指标与大学生的身体自尊相关显著, 五年前社会经济指标、人口因素指标与男大学生身体自尊呈现显著相关, 具体结果分别如表 5、6、7 所示。

4 讨论

4.1 大学生的身体自尊在十年间的变化趋势

横断历史研究的统计结果显示, 大学生身体自我价值、运动能力和身体素质与年代显著相关, 且从 2004 至 2016 十三年间的提升幅度达到了小效果的标准, 而身体状况和身体吸引力与年代相关不明显, 这与沙晶莹等人(2016)提出的大学生整体自尊呈下降趋势的研究结果不甚相同, 表现出了整体自尊

表 5 当年社会指标与身体自尊量表得分间的相关

		1	2	3	4	5	6	7	8
PSW	总体	0.38	0.38	-0.78**	0.40	-0.20	0.24	0.27	-0.03
	男生	0.78**	0.78**	-0.88**	0.84**	0.15	0.05	0.48	-0.03
	女生	0.28	0.28	-0.79**	0.48	-0.02	0.01	0.26	-0.09
SC	总体	0.03	0.03	-0.60*	0.23	-0.70**	0.36	-0.30	0.28
	男生	0.69*	0.69*	-0.82**	0.75**	-0.12	-0.15	0.28	-0.18
	女生	0.29	0.29	-0.77**	0.50	-0.29	0.08	0.01	0.01
PC	总体	-0.25	-0.25	-0.43	-0.08	-0.86**	0.46	-0.33	0.27
	男生	0.17	0.17	-0.43	0.32	-0.71*	0.31	-0.01	0.12
	女生	0.01	0.01	-0.71**	0.18	-0.57*	0.10	-0.14	-0.03
AB	总体	-0.13	-0.13	-0.53	0.06	-0.76**	0.32	-0.24	0.15
	男生	0.61*	0.61*	-0.44	0.66*	-0.28	-0.01	0.21	-0.08
	女生	0.20	0.20	-0.74**	0.41	-0.22	-0.07	0.04	-0.12
PF	总体	-0.10	-0.10	-0.63*	0.09	-0.73**	0.31	-0.26	0.16
	男生	0.56	0.56	-0.82**	0.64*	-0.26	-0.02	0.28	-0.15
	女生	0.13	0.13	-0.68*	0.35	-0.29	-0.12	-0.04	-0.14

注: 1 = 人均国内生产总值, 2 = 居民消费水平(以 1978 年为 100), 3 = 基尼系数, 4 = 高中升学率, 5 = 高等学校师生比, 6 = 人口出生率, 7 = 死亡率, 8 = 自然增长率, * 相关性在 0.05 层上显著(双尾), ** 相关性在 0.01 层上显著(双尾)。下同。

表 6 五年前社会指标与身体自尊量表得分间的相关

		1	2	3	4	5	6	7	8
PSW	总体	0.38	0.38	0.17	0.12	0.44	-0.49	0.30	-0.39
	男生	0.78**	0.78**	0.13	0.20	0.67*	-0.86**	0.75**	-0.84**
	女生	0.28	0.28	0.12	-0.25	0.29	-0.39	0.37	-0.33
SC	总体	0.03	0.03	-0.20	0.06	0.08	-0.07	0.17	-0.02
	男生	0.69*	0.69*	-0.07	0.30	0.66*	-0.74**	0.64*	-0.72*
	女生	0.29	0.29	-0.02	-0.06	0.33	-0.38	0.39	-0.32
PC	总体	-0.25	-0.25	-0.26	-0.16	-0.12	0.21	-0.14	0.27
	男生	0.17	0.17	-0.47	-0.06	0.26	-0.21	0.26	-0.17
	女生	0.01	0.01	-0.14	-0.12	0.19	-0.14	0.06	-0.04
AB	总体	-0.13	-0.13	-0.15	-0.17	0.01	0.09	-0.01	0.16
	男生	0.61*	0.61*	-0.30	0.28	0.35	-0.53	0.54	-0.63*
	女生	0.20	0.20	0.11	-0.19	0.29	-0.33	0.29	-0.24
PF	总体	-0.10	-0.10	-0.11	-0.16	0.05	0.03	0.01	0.10
	男生	0.56	0.56	-0.21	0.13	0.59	-0.61*	0.52	-0.61*
	女生	0.13	0.13	0.09	-0.21	0.24	-0.25	0.23	-0.17

表 7 五年后社会指标与身体自尊量表得分间的相关

		1	2	3	5	6	7	8	9
PSW	总体	0.28	0.28	0.10	0.36	-0.08	0.47	-0.11	0.44
	男生	0.46	0.46	0.11	0.37	-0.07	0.57	-0.19	0.69
	女生	0.18	0.18	-0.10	0.12	-0.16	0.38	-0.35	0.43
SC	总体	-0.28	-0.28	0.42	-0.24	-0.26	-0.18	-0.38	-0.13
	男生	0.32	0.32	-0.04	0.60	0.11	0.36	-0.19	0.54
	女生	0.20	0.20	-0.08	0.12	-0.08	0.37	-0.32	0.41
PC	总体	-0.22	-0.22	0.48	-0.26	-0.38	-0.05	-0.38	-0.07
	男生	0.00	0.00	0.61	-0.03	-0.22	0.11	-0.22	0.25
	女生	0.12	0.12	0.13	0.02	-0.23	0.40	-0.33	0.41
AB	总体	-0.13	-0.13	0.30	-0.10	-0.34	-0.03	-0.49	0.01
	男生	0.18	0.18	0.29	0.31	0.54	0.04	0.07	0.25
	女生	0.20	0.20	-0.08	0.12	-0.08	0.37	-0.32	0.41
PF	总体	-0.12	-0.12	0.38	-0.12	-0.41	0.08	-0.41	0.06
	男生	0.25	0.25	0.21	0.37	-0.16	0.39	-0.19	0.52
	女生	0.20	0.20	-0.08	0.12	-0.08	0.37	-0.32	0.41

与具体自尊之一的身体自尊变化的不同步,也表现出了身体自尊各个因子之间变化的不同步。同时,身体自尊各因子标准差与年代显著负相关,表现出大学生身体自尊的趋同。

身体自我价值的得分体现的是大学生对身体自我的满意度、自豪感、自信心和愉悦程度;运动技能量表得分反应的是大学生运动技能的学习能力与面对运动竞赛情景的信心;身体状况量表得分主要反应的是大学生身体健康的情况、锻炼的情况;身体吸引力量表得分则表现的是对富有吸引力的体格的体格及其保持的能力和信心;身体素质量表的得分反应的是对包含耐力、速度等身体必备素质的评估(徐霞,姚家新,2001)。本研究结果表明,当代大学生对自己身体的认知、重视程度、满足感和对自己具体的运动能力、身体素质的满意程度有一定提升,而对自身的身体健康状况与身体吸引力的满意程度没有明显改变,波动较小。

大学生身体自我价值、运动能力和身体素质水平随年代的提升,这种变迁反映了社会背景对大学生身体健康的影响。已有研究表明,体育专业学生身体自尊水平高于非体育专业学生,体育锻炼对于大学生身体自我价值感、运动能力和身体素质有着显著影响(李学武等,2017),经历了2008年即北京奥运会的举办,经受了体育强国、全民健身的政策与热烈氛围的潜移默化,以及2007年我国正式颁布并全面实施《国家学生体质健康标准》、2014年对其进行了修订并将体育测试成绩作为毕业指标之一(郭素艳,2016)的政策推广实施,都可能增加了大学生主动进行体育锻炼的意识与行为,使大学生的身体自我价值感、运动能力和身体素质水平得到了提升。由此也可以发现,群众层面的对于身体健康与锻炼的重视会影响到生活在其中的个体,同时政策与规定同样也对个体的身体自尊的提升起到积极作用,政府部门以及学校可以通过不同手段增强学生的身体自尊。

此外,身体自尊的各个因子与年代之间的相关程度不同,变化幅度也不相同,表现出了差异性。身体自我价值、身体素质和运动能力波动相对较大,身体吸引力和身体状况波动小,与以往干预研究中的干预结果相近(孙文树等,2018),说明无论是在短期干预还是长时间的发展变化中,个体对于自身身体素质与运动能力的满意程度是最容易提升的,但是对于身体状况本身就满意程度较高且不易变化。

因此,提升身体自尊应具体到每一个因子,对于不同因子有针对性地、循序渐进地达到目标,不可一概而论。

4.2 大学生身体自尊的性别差异

分别对男女生身体自尊进行横断历史研究,结果显示,对于男大学生,身体自我价值感、运动能力、身体吸引力和身体素质水平的年代效应显著且在2004至2016年间提升幅度巨大,而身体状况水平虽然有提升趋势但与年代无显著相关。对于女大学生,身体自我价值感、运动能力、身体吸引力和身体素质水平的年代效应显著且提升幅度也达到了中效果及以上,而身体状况水平也与年代无显著相关。男生女生身体自尊各因子随年代的变化程度都比大学生总体更为明显,这可能是数据按照性别拆开分析之后彼此之间互不干扰所导致的。年代对于男女大学生身体自尊因子具有一定预测作用的同时,男生身体自尊的各个因子随年代的变化幅度皆大于女生,说明男大学生的身体自尊水平提升得比女大学生快,与国外学者的研究结果一致(Kling et al., 1999)。在进一步探究男女生身体自尊差异程度时,本研究对男女大学生的身体自尊量表各因子得分进行了一般元分析。结果显示,男生各个因子的水平皆高于女生且达到了小效果的标准。男女男生身体自尊的差距应得到足够重视。

虽然现代社会信息的快速流动,大学生社会观念在逐步改变,与传统观念中对自身身体意象的不够重视或羞于提起相比,近年来大学生对于身体自我的满意度有所提升且乐于表达,但性别差异仍然不容忽视。身体自尊反映的不是客观上身体自我水平的高低,而是个体对身体自我的主观满意程度。男大学生身体自尊高于女大学生,并不一定是客观上男女身体健康等水平存在巨大差距,也有可能是女大学生主观上较男生更易产生对身体自我的不满且难以像男生群体那般迅速提升,这与女性群体自身的特征和大的社会环境的影响分不开。首先,有研究发现女生自身在体育运动方面的兴趣、技能更弱,再加上羞怯心理导致的担心在运动中表现不优秀,会导致女生的运动锻炼的意愿较低一些,不利于其身体自尊水平的发展(邱亚君等,2012);其次,女生本身就更容易受到社会评价标准的影响(陈尧,2018),这使女生比男生更注重自己的体形,进而对自身形体接纳度更低(肖春,2011);再次,大众以女性“瘦”为身材好的刻板印象以及大众媒体“瘦

女性”形象狂轰滥炸式的宣传与传播加剧了女性对自己身体形象与吸引力的不满(Diane, 2001)。因此,男女生之间身体自尊水平差异现象的改变可能不仅需要女性自身的努力,也需要社会文化的理解与支持。

4.3 身体自尊与社会指标的相关

为了探究社会因素与大学生身体自尊之间的联系,本研究分别将大学生、男大学生、女大学生的身体自尊各因子的得分与当年、五年前和五年后社会因素指标进行了相关分析,选取的社会因素包括经济、高等教育和人口这三方面因素。研究结果显示,大学生身体自尊与基尼系数、当年高校生师比呈现显著负相关;男大学生身体自尊与当年以及五年前的国家经济发展水平显著相关,与当年高中升学率呈现显著正相关,与五年前人口出生率、死亡率和自然增长率呈现显著相关;女大学生身体自尊则与当年基尼系数、当年高校生师比呈现显著负相关。社会因素与大学生的相关关系同样出现了性别上的差异性。

人均国内生产总值、居民消费水平反映了一个国家或地区的经济发展水平,基尼系数指国际上通用的、用以衡量一个国家或地区居民收入差距的常用指标,基尼系数越大,表示不平等程度越高。相关结果表明,经济的发展、人民消费能力的提高有助于身体自尊的发展,但贫富差距增大也会对个体身体自我的满意度产生阻碍。由此可见,大力发展经济、缩小贫困差距不仅可以提高人民生活水平,对其心理水平、身体自尊的发展也具有一定意义。高中升学率指高中毕业生升学比例,它与身体自尊呈现正相关说明对高中生正确的身体自尊的培养可以增加其成绩表现,学校和教师可以依据此对教育方式和内容做一定调整。高校生师比指高等院校教师与学生的比例,生师比越大,即每一位教师需要教授的学生越多学生的身体自尊水平越低,学校应在条件允许的情况下降低高校生师比,使每位学生得到的指导与关注更多。

在单独对男大学生和女大学生与社会因素指标时发现,相比于女生,社会经济因素与人口因素对男生的影响与预测更为深远与显著,国家经济水平的发展对于男生身体自尊有着正向预测作用,而贫富差距的增大、死亡率的上升、出生率的提高以及自然增长率的增加则对男生身体自尊有着负向作用,表明男性对于经济与人口变化更加敏感,承受的经济与人口压力更大,这可能是由于长期以来社会对于

男性在社会与家庭中扮演的角色的要求(刘爱玉, 2019)以及物质条件在女性择偶过程中的重要地位(田芊等, 2019)导致的,需要得到家庭、学校和社会的多方面关注与重视,以缓解男性在人口和经济上所承担的压力。

此外,本研究中大学生身体自尊与五年后社会因素指标之间没有显著相关,未必是身体自尊对社会变化没有产生作用,而可能是因为五年后社会因素指标本需要指向 2009 至 2021 年,但当前情况下无法完全实现这一时段的社会指标的收集,导致统计数据相比于另外两个时间段较少的缘故,在今后社会指标数据更加全面时可以再做探讨。

4.4 研究的不足与展望

本研究在选取文献时只选取了研究对象是本科生的文献,研究对象为专科生和高职生的文献并未选入。为了增加研究结论的可推广性,以后对身体自尊的研究也可以增加对其他类型被试的分析。此外,通过对男女生身体自尊的差异以及身体自尊与社会指标的相关分析,本研究发现女大学生的身体自尊与男大学生相比差距较大,社会因素对于身体自尊的作用方式也依然模糊。因此,如何提高大学生身体自尊、如何缩小男女大学生身体自尊之间的差距,以及如何更充分地挖掘身体自尊的社会意义,还需要研究者进一步探究,也需要理论框架的提出与建立。

5 结论

(1) 2004 年至 2016 年间我国大学生身体自我价值感、运动能力和身体素质水平与年代有着显著正相关关系,身体状况和身体吸引力水平与年代无显著相关。

(2) 不同性别的大学生身体自我价值感、运动能力、身体吸引力和身体素质都与年代有着显著正相关关系,男女大学生身体自尊水平在这十三年间有了不小的提升。

(3) 男生在身体自尊各个因子的得分均高于女生,差距在 0.20 ~ 0.30 个标准差之间,表现出了大学生在身体自尊水平上的性别差异。

(4) 国家经济水平和高等教育因素都对大学生身体自尊有着显著影响,而相比于女大学生,经济发展水平与人口压力对于男大学生的身体自尊影响更为明显。

参考文献:

* 为元分析用到的参考文献

- Berscheid, E., Walster, E., & Bohrnstedt, G. (1973). The happy American body: A survey report. *Psychology Today*, 7(6), 119-131.
- Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current Directions in Psychological Science*, 1(3), 98-101.
- De Wit, L. M., Fokkema, M., Van Straten, A., Lamers, F., Cuijpers, P., & Penninx, B. W. (2010). Depressive and anxiety disorders and the association with obesity, physical, and social activities. *Depress Anxiety*, 27(11), 1057-1065.
- Delignières, D., Fortes, M., & Ninot, G. (2004). The fractal dynamics of self-esteem and physical self. *Nonlinear Dynamics in Psychology and Life Sciences*, 8(4), 479-510.
- Diane, C. J. (2001). Social comparison and body image: Attractiveness comparisons to models and peers among adolescent girls and boys. *Sex Roles*, 45(9), 645-664.
- Erickson, S. J., Hahn-Smith, A., & Smith, J. E. (2009). One step closer: Understanding the complex relationship between weight and self-esteem in ethnically diverse preadolescent girls. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30(2), 129-139.
- Fox, K. H., & Corbin, C. B. (1989). The Physical Self-Perception Profile: Development and preliminary validation. *Journal of Sports & Exercise Psychology*, 11(4), 408-430.
- Jonsdottir, S. R., Arnarson, E. O., & Smari, J. (2008). Body esteem, perceived competence and depression in Icelandic adolescents. *Nordic Psychology*, 60(1), 58-71.
- Kling, K. C., Hyde, J. S., Showers, C. J., & Buswell, B. N. (1999). Gender differences in self-esteem: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(4), 470-500.
- Mayer, B., Bos, A. E. R., Muris, P., Huijding, J., & Vlieland, M. (2007). Does disgust enhance eating disorder symptoms? *Eating Behaviors*, 9(1), 124-127.
- Nyboe, L., & Lund, H. (2012). Low levels of physical activity in patients with severe mental illness. *Nord Journal of Psychiatry*, 67(1), 43-46.
- Parent, M. (2013). Clinical considerations in etiology, assessment and treatment of men's muscularity-focused body image disturbance. *Psychology of Men and Masculinity*, 14(1), 88-100.
- Rayner, K. E., Schniering, C. A., Hutchinson, D. M., Rapee, R. M., & Taylor, A. (2013). Adolescent girls' friendship networks, body dissatisfaction, and disordered eating: Examining selection and socialization processes. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(1), 93-104.
- Schuster, E., Negy, C., & Tantleff-Dunn, S. (2013). The effects of appearance-related commentary on body dissatisfaction, eating pathology, and body change behaviors in men. *Psychology of Men and Masculinity*, 14(1), 76-87.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46(3), 407-441.
- Simons, J., Dumme, T. V., Delbroek, H., & Probst, M. (2017). Impact of mental health problems on physical self-esteem. *European Psychomotricity Journal*, 9(1), 3-32.
- Twenge, J. M. (1997). Changes in masculine and feminine traits over time: A meta-analysis. *Sex Roles*, 36(5-6), 305-325.
- Twenge, J. M. (2000). The age of anxiety? Birth cohort change in anxiety and neuroticism, 1952-1993. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(6), 1007-1021.
- * 白冰, 刘双红, 肖宁宁. (2011). 有氧舞蹈课程对普通大学生身体自尊影响的实验研究. *哈尔滨体育学院学报*, 29(2), 44-49.
- * 白永雷. (2010). 大学生身体自尊、人际信任和心理幸福感的关系研究(硕士学位论文). 河北师范大学, 石家庄.
- * 曹蓓娟, 吴雪萍, 王荟媛. (2016). 操舞类项目对女大学生身体自尊的影响. *上海体育学院学报*, 40(1), 90-94.
- * 曹阳. (2010). 运动处方教学模式在高校软式排球选项课教学中的应用. *齐齐哈尔医学院学报*, 31(4), 623-624.
- * 陈春一. (2009). 篮球运动对普通男性大学生心理健康影响的实验研究. *广州体育学院学报*, 29(6), 80-82.
- * 陈婷婷, 刁在箴. (2007). 有氧健美操运动对女性大学生身体自尊与心境的影响. *广州体育学院学报*, 27(5), 73-76.
- * 陈尧. (2018). 体育专业大学生体质健康状况与身体自尊相关性研究. *中国农村卫生事业管理*, 38(8), 1062-1065.
- * 陈祖学. (2017). 世居布依族苗族聚居区大学生身体自尊的特征及分析. *体育科技文献通报*, 25(6), 102-105.
- * 陈作松. (2008). 身体锻炼、身体自尊与女大学生进食障碍倾向的关系(硕士学位论文). 福建师范大学, 福州.
- * 崔晓芸. (2014). 健美操对女大学生身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 上海师范大学.
- * 杜艳伟. (2013). 体育舞蹈对女大学生心理健康及身体自尊的影响研究(硕士学位论文). 成都体育学院.
- * 段卉, 高明, 韩尚洁, 杨润琴. (2014). 阳光体育运动对大学生锻炼态度及身体自尊的影响. *体育科技*, 35(1), 79-81.
- * 冯金玲, 赵宝椿. (2012). 大学生身体自尊与体育锻炼行为的关系研究. *赣南师范学院学报*, 10(3), 80-83.
- * 高明, 尹俊玉, 韩尚洁, 段卉. (2013). 流行音乐舞蹈对女大学生身体自尊及其心境的影响——以江南 style 骑马舞为例. *体育科技*, 34(4), 79-82.
- * 桂晶晶. (2018). 体育专业与非体育专业大学生身体自尊的比较研究(硕士学位论文). 西北师范大学, 兰州.
- * 郭爱香. (2011). 内蒙古普通高校女大学生开设东方舞课程的可行性研究(硕士学位论文). 内蒙古师范大学, 呼和浩特.
- 郭素艳. (2016). 我国大学生体质健康测试非均衡项目后续管理的路径研究——以河南省 10 所高校为例. *广州体育学院学报*, 36(6), 100-104.
- * 韩佳佳. (2008). 选修不同体育课大学生的理想身体自我及其相关研究(硕士学位论文). 河北师范大学, 石家庄.
- * 郝丽娜. (2009). 健美操选项课对河北医科大学女生体质与心理影响的效果分析(硕士学位论文). 河北师范大学, 石家庄.
- * 贺金梅. (2017). 蒙古族大学生身体自尊的调查研究. *内蒙古师范大学学报(自然科学汉文版)*, 46(1), 151-153.
- * 胡善云. (2007). 不同的运动技能类型项目对大学生身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 上海师范大学.
- * 胡玉华, 朱小毛. (2011). 散打选修课对大学生身体自尊影响的

- 实验研究. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 5(6), 159-160.
- * 黄亚妹, 朱美娟. (2012). 体育锻炼对大学生身体自尊的影响. 西昌学院学报·自然科学版, 26(1), 115-118.
- * 贾晓丽. (2015). 体育专业大学生身体自尊与主观锻炼体验的相关研究. 赤峰学院学报(自然科学版), 21(10), 186-187.
- * 蒋善华. (2007). 篮球运动对大学生身体自尊影响的实验研究. 徐州教育学院学报, 22(2), 138-139.
- * 康园君. (2018). 中等强度拉丁舞练习对女大学生体质、身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 首都体育学院, 北京.
- * 柯敏. (2006). 篮球运动对大学生自我观念的影响. 四川体育科学, 9(3), 78-81.
- 雷博. (2017). 大学生BMI水平和身体自尊水平相关性研究(硕士学位论文). 西北师范大学, 兰州.
- * 雷慧, 何海强. (2007). 体育隐蔽课程对大学生身体自尊影响的研究. 体育成人教育学刊, 23(3), 40-41.
- * 李格. (2015). 女大学生体育选项课动机及身体自尊的调查研究(硕士学位论文). 苏州大学.
- * 李俊杰. (2009). 学习健美操对大学生身体自尊与自信心的影响研究(硕士学位论文). 内蒙古师范大学, 呼和浩特.
- * 李凌云. (2007). 太极拳对大学生心理健康及身体自尊水平的影响. 山东体育科技, 29(2), 43-45.
- * 李荣. (2011). 健身街舞对女大学生身体自尊及身体自我效能的影响. 体育科技文献通报, 19(9), 24-25.
- * 李顺英. (2007). 瑜伽对女大学生及肥胖女生身心健康影响的研究(硕士学位论文). 华东师范大学, 上海.
- 李学武, 王方雨, 刘兵. (2017). 不同项群、项目对非体育专业大学生身体自尊的影响研究. 宜春学院学报, 39(9), 91-95.
- * 林晶. (2013). 不同年限健美操训练对女大学生身体自尊的影响. 运动, 10(9), 77-78.
- * 林宇, 周慧. (2018). 医学院校大学生体育生活方式与身体自尊的关系. 中国健康心理学杂志, 26(5), 782-785.
- 刘爱玉. (2019). 男人养家观念的变迁: 1990-2010. 妇女研究论丛, 27(3), 42-53.
- * 刘春, 袁静. (2015). 啦啦操课程中不同学习方式对大学女生身体自尊影响. 中国学校体育, 2(8), 36-39.
- * 刘贺. (2007). 网球锻炼对超重大学生身体形态、身体自尊及心境的影响. 体育成人教育学刊, 23(4), 43-44.
- * 刘洁. (2011). 拉丁舞练习对大学生自我概念和生活满意感的影响. 体育科技文献通报, 19(6), 79-91.
- * 刘洁. (2007). 拉丁舞练习对提高大学生身体自尊的实验研究. 柳州师专学报, 22(1), 107-109.
- * 刘洁. (2007). 形体与健美操课对女大学生体质及自我观念、生活满意感的影响(硕士学位论文). 北京体育大学.
- * 刘晓娟. (2010). 不同持续时间及频率的有氧搏击操锻炼对女大学生身体自尊的影响研究. 安康学院学报, 22(2), 104-107.
- * 刘洋. (2015). 体育专业大学生照镜子行为与身体自尊的相关研究. 广州体育学院学报, 35(1), 102-105.
- * 柳宝祥. (2011). 体育专业大学生的身体自尊调查. 现代预防医学, 38(20), 4210-4211.
- * 娄虎. (2007). 不同频率的中等强度篮球、健美操锻炼对大学新生皮脂厚度、身体自尊及其心境状态的影响(硕士学位论文). 扬州大学.
- * 陆晶. (2013). 不同的武术教学内容对女大学生身体自尊与自我效能感影响的实验研究(硕士学位论文). 华东师范大学, 上海.
- * 陆守芹. (2008). 职业学校学生参加体育锻炼对身体自尊与心理满意度的影响. 哈尔滨体育学院学报, 16(11), 1232-1235.
- * 罗海燕. (2014). 健美操运动对女大学生身体自尊的影响. 教学探索, 12(3), 76-77.
- 马爱民, 刘守祥. (2015). 大学生身体自尊、一般自我效能感和体育锻炼的关系研究. 体育科技, 36(3), 57-58.
- * 马嵘, 黄春梅. (2010). 短时多次与持续长时运动对大学生身体自尊影响的实验研究. 新疆师范大学学报(自然科学版), 29(1), 19-25.
- * 马书军. (2013). 慢跑与大学生身体自尊水平的相关性研究. 五邑大学学报(自然科学版), 27(2), 71-74.
- * 孟祥乐. (2015). 主观锻炼体验在体育锻炼与大学生身体自尊中的中介作用. 中国学校卫生, 36(11), 1659-1661.
- 莫晓燕, 王丹丹. (2014). 上海市成年人不同受教育程度群体的体质对比研究. 沈阳体育学院学报, 33(3), 96-100.
- * 那庆龙. (2014). 武术套路练习对大学生身体自尊水平的影响. 辽宁师专学报, 16(1), 56-58.
- * 牛志宁. (2009). 高校太极拳选修课对大学生身体自尊和生活满意度的影响研究(硕士学位论文). 华东师范大学, 上海.
- * 庞文绮. (2017). 体育锻炼对师范女大学生身体自尊的影响. 体育学刊, 24(3), 123-127.
- 邱亚君, 梁名洋, 许娇. (2012). 中国女性休闲体育行为限制因素的质性研究——基于社会性别理论的视角. 体育科学, 32(8), 25-33.
- * 阮美飞, 张红. (2009). 大学生体育弱势群体身体自尊水平的调查研究. 福建论坛(社科教育版), 4(1), 165-166.
- 沙晶莹, 张向葵. (2016). 中国大学生自尊变迁的横断历史研究: 1993~2013. 心理科学进展, 24(11), 1712-1722.
- * 邵真真. (2017). 健美操运动对大学生身体自尊和生活满意感的影响研究(硕士学位论文). 苏州大学.
- * 石红, 马志军. (2009). 不同锻炼方式对湘西地区大学生身体自尊的影响. 吉林体育学院学报, 25(2), 97-98.
- * 斯琴. (2013). 体育锻炼对大学生身体自尊与自信心影响的测量与评价(硕士学位论文). 内蒙古师范大学, 呼和浩特.
- * 孙高峰, 高亮. (2013). 大学生体育成绩满意度、应对方式、身体自尊现状及其关系研究. 体育与科学, 34(2), 111-114.
- 孙文树, 葛雪珍, 樊申元. (2018). 不同运动项群对大学生身体自尊和健康人格的干预研究. 南京体育学院学报, 32(8), 32-42.
- * 唐振宇, 杨薇, 王海燕, 自明. (2014). 大学生运动中目标定向与身体自尊相关研究. 博硕论坛, 4(9), 4-5.
- 田芊, 张雷, 孙时进. (2019). 进化心理学视角下经济压力对女性择偶偏好影响研究. 心理科学, 42(3), 681-687.
- * 万伶俐. (2017). 体育舞蹈专项大学生身体自尊及整体自尊的研究(硕士学位论文). 武汉体育学院.
- 汪志胜. (2018). 体力活动和身体自尊对大学生体质影响的拓扑分析——以广州市四所高校为例(硕士学位论文). 广州体育学院.
- * 王爱晶, 马英利, 郑祥. (2012). 有氧健身运动对BMI异常大学生身体自尊的影响. 西南师范大学学报(自然科学版), 37(6), 198-201.

- 王丁丁, 蒋艺, 康钊, 涂燊. (2018). 大学生身体自尊与一般自我效能感: 人际关系的中介作用. *贵州师范大学学报(自然科学版)*, 36(1), 111-117.
- * 王夫夫. (2015). 大学生体育锻炼与身体自尊、乐观人格的相关研究(硕士学位论文). 郑州大学.
- * 王海燕, 唐振宇, 董艳国. (2013). 对普通高校学生身体自尊与体育锻炼态度关系的研究. *辽宁体育科技*, 35(2), 77-79.
- * 王继雄, 张军. (2013). 外塑与内化: 内蒙古大学生身体自尊研究. *南京体育学院学报(自然科学版)*, 12(4), 106-110.
- * 王君如, 姚丽琴. (2014). 团体啦啦操练习对女大学生身体自尊的影响. *体育科技文献通报*, 22(5), 105-106.
- * 王克海. (2010). 太极拳对大学生心理及免疫系统影响的实验研究. *齐齐哈尔医学院学报*, 31(5), 773-774.
- * 王赛花. (2009). 健美操教学中非技能因素对技能掌握的影响(硕士学位论文). 苏州大学.
- * 王诗苇. (2017). 体育锻炼对武汉体育学院女大学生身体自尊的影响. *武术研究*, 2(6), 150-153.
- * 王晓波. (2013). 15 周力量训练对身体自尊的影响. *南京体育学院学报(自然科学版)*, 12(2), 6-10.
- * 王昕. (2009). 大学生身体自尊水平与体育锻炼的相关研究. *体育科技文献通报*, 17(2), 83-85.
- * 王赞. (2011). 麦西来甫健身操对新疆女大学生的体质与心理健康的影响研究(硕士学位论文). 新疆师范大学, 乌鲁木齐.
- * 吴华. (2014). 抗阻力训练对男大学生身体成分、身体素质、身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 上海师范大学.
- * 吴娟. (2014). 大学生身体自尊、社交回避与生活满意度的关系(硕士学位论文). 河南大学, 郑州.
- * 吴书丹. (2015). 大学生体育学习中习得性无助对身体自尊的影响研究(硕士学位论文). 浙江师范大学, 杭州.
- 伍小涛. (2017). 试论身体社会学在民族研究中的运用. *广西民族研究*, 33(4), 44-50.
- * 夏淑云. (2017). 浅析大学生心理素质的改善对健美操技能的影响. *当代体育科技*, 7(2), 90-92.
- * 夏苒. (2013). 体育专业大学生身体自尊的研究(硕士学位论文). 成都体育学院.
- 肖春. (2011). 拉丁舞训练对中年女性体质及身体自尊影响的研究. *成都体育专业学报*, 37(7), 53-56.
- * 谢琴. (2006). 体育与非体育专业大学生身体自我和应对方式对比研究. *中国学校卫生*, 27(7), 569-570.
- 谢庆伟. (2012). 大学生身体锻炼、身体自尊及其与一般自我效能感的关系. *广州体育学院学报*, 32(3), 95-99.
- 辛素飞, 姜文源, 辛自强. (2019). 1993 至 2016 年医学生心理健康变迁的横断历史研究. *心理科学进展*, 27(7), 1183-1193.
- 辛自强, 池丽萍. (2008). 横断历史研究: 以元分析考察社会变迁中的心理发展. *华东师范大学学报(教育科学版)*, 26(2), 44-51.
- 辛自强, 张梅. (2009). 1992 年以来中学生心理健康的变迁: 一项横断历史研究. *心理学报*, 41(1), 69-78.
- * 熊文俊. (2009). 拉丁舞训练对大学生身体自尊影响的研究. *常熟理工学院学报*, 6, 122-124.
- * 徐勤萍. (2009). 瑜伽练习对女大学生身体自尊及其来源方式影响的实验研究. *运动*, 10(2), 86-89.
- 徐霞, 姚家新. (2001). 大学生身体自尊量表的修订与检验. *体育科学*, 21(2), 78-81.
- * 徐晓波, 滕瀚. (2015). 身体自尊对大学生害羞的影响研究. *长春大学学报*, 25(2), 56-60.
- * 徐延龙, 刘贵波, 张凤民. (2015). 选修不同运动项目的藏、汉族大学生身体自尊水平的比较研究. *广州体育学院学报*, 35(5), 77-80.
- * 薛晓玉. (2012). 中等强度下不同持续时间健美操练习对女大学生身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 扬州大学.
- * 闫东玺. (2011). 跆拳道选项课对普通大学生身体素质和身体自尊的影响(硕士学位论文). 辽宁师范大学, 沈阳.
- * 闫洪杰, 柳絮. (2008). 高校体育选项课念动教学对学生身心健康的影响. *通化师范学院学报*, 29(4), 91-94.
- * 闫洪杰. (2009). 高校体育最优教学模式对学生身心健康的影响. *湖北体育科技*, 28(5), 566-569.
- * 杨索非. (2012). 瑜伽及其不同功法练习对女大学生身体自尊水平影响的研究(硕士学位论文). 南京大学.
- * 杨艳, 鲁波, 周松蕾, 董晓起, 王彩霞. (2016). 不同练习方式在普通高校大学体育女子篮球教学中的实验研究. *新课程研究*, 6, 33-35.
- * 杨逸雯. (2016). 大学生身体自尊对着装满意度的影响研究(硕士学位论文). 北京服装学院.
- * 叶孙岳, 吕建敏. (2010). 自卫防身课程对女生焦虑、效能感与身体自尊影响的实验研究. *社会心理研究*, 25(12), 1430-1433.
- * 易铭裕, 肖新桥, 韩振勇. (2014). 大学新生不同锻炼行为阶段身体自尊水平的比较研究. *体育科技*, 35(5), 76-78.
- * 袁艳. (2006). 健美操与女大学生抑郁水平、身体自尊水平的研究. *南京体育学院学报(自然科学版)*, 5(4), 34-36.
- * 张超. (2015). 不同体育锻炼习惯医学生身体自尊、心境状态研究. *中国高等医学教育*, 7, 34-35.
- 张厚粲, 徐建平. (2015). *现代心理与教育统计学(第4版)*. 北京: 北京师范大学出版社.
- * 张佳, 朴正汉. (2017). 体育专业大学生身体自尊与运动自信心的研究——以延边大学为例. *当代体育科技*, 7(17), 85-86.
- * 张磊, 孙雪梅. (2009). 身体锻炼对大学生身体自尊和一般自我效能感的影响. *天津体育学院学报*, 24(2), 172-174.
- * 张群. (2007). 体育院校健美操专修生身体自尊的相关研究(硕士学位论文). 武汉体育学院.
- * 赵金凤. (2010). 有氧健美操锻炼对肥胖女大学生身体自尊与心境影响的实验研究. *长沙大学学报*, 24(2), 127-128.
- * 赵林萍, 刘月红. (2013). 大学生身体自尊与一般生活满意度的关系. *赤峰学院学报(自然科学版)*, 29(8), 204-205.
- * 周杰. (2009). 体育院校大学新生生活满意度与身体自尊现状调查与分析. *河北体育学院学报*, 23(2), 80-83.
- * 周霞. (2014). 体育舞蹈项目对普通高校大学生身体自尊影响的研究(硕士学位论文). 武汉体育学院.
- * 周晓娜. (2018). 啦啦操对上海市高校女生体质与身体自尊的影响研究(硕士学位论文). 上海师范大学.
- * 朱芳. (2018). 恰恰恰舞锻炼对普通大学生身体自尊和整体自尊的影响研究——以 12 周中等强度为例(硕士学位论文). 扬州大学.

Changes in College Students' Physical Self-esteem in 2004 ~ 2016: A Cross-temporal Meta-analysis

SHI Guochun ZHAO Dongyan FAN Huiyong

(College of Education Science , Bohai University , Jinzhou 121013)

Abstract: In the present study, a cross-temporal meta-analysis was applied to examine the changes in Chinese college students' physical self-esteem level from 2004 to 2016. We collected the literatures investigating college students by Physical Self-perception Profile (PSPP) in the past 13 years, and obtained 107 studies ($N = 30738$) for the present meta-analysis. The results showed that: (1) Correlations between general physical self-worth, sport competence, strength mean scores and the year of data collection were significant positive; (2) Physical self-esteem level of both male and female college students had a significantly increasing trend between 2004 and 2016; (3) The score of male in the physical self-esteem of various factors is 0.2 ~ 0.3 standard deviation higher than that of girls, suggesting that the college students' physical self-esteem level had significant gender differences; (4) Correlations between Gini coefficient, higher education factors and physical self-esteem mean scores were significant, and the influence of economic factors and population pressure on the physical self-esteem of male college students is more obvious.

Key words: physical self-esteem; college students; cross-temporal meta-analysis; gender differences; social factors

父母教养方式与大学生手机依赖： 自我控制和感觉寻求的链式中介作用*

李文福¹ 贾旭卿¹ 李功迎¹ 张庆林²

(1. 济宁医学院精神卫生学院, 济宁 272067; 2. 西南大学心理学部, 重庆 400715)

摘要: 采用父母教养方式问卷、手机依赖指数量表、自我控制量表和感觉寻求问卷, 对 426 名在校大学生进行调查, 以探讨父母教养方式与大学生手机依赖的关系及自我控制和感觉寻求的作用。结果发现: (1) 父母拒绝和过度保护与手机依赖正相关, 而父母情感温暖、理解与手机依赖负相关; (2) 自我控制和感觉寻求在父母教养方式与大学生手机依赖间分别起部分中介作用; (3) 自我控制和感觉寻求在父母教养方式与大学生手机依赖间起链式中介作用。结果表明父母教养方式与大学生手机依赖具有密切联系, 自我控制和感觉寻求在该联系中起重要作用。

关键词: 父母教养方式; 手机依赖; 自我控制; 感觉寻求; 大学生

分类号: B844

1 引言

手机依赖是由于过度沉迷于以手机为媒介的各种活动, 而对手机产生强烈和持续的渴求与依赖, 进而表现出明显的社会与心理功能损害的现象(黄海等, 2014)。大学生作为智能手机使用的重要群体, 其手机依赖问题受到广泛关注(丁相玲等, 2018)。手机依赖可导致焦虑、抑郁、孤独等心理健康问题(Elhai et al., 2016; Thomée, 2018), 研究大学生手机依赖的相关因素, 对于降低大学生手机依赖率, 提高其心理健康和学习生活质量具有重要意义。

父母教养方式是父母对子女养育过程中的教养观念、行为及情感的综合体现(张文新, 1999)。生态系统理论(Bronfenbrenner & Morris, 2006)指出个体发展受遗传、认知和家庭环境等影响。父母教养方式作为父母与子女间相互作用的重要形式, 对子女攻击行为(李董平等, 2012)和网络成瘾(刘丹霓, 李董平, 2017)等具有重要影响。手机依赖作为类似网络成瘾的非物质成瘾(Panova & Carbonell, 2018), 受父母教养方式的影响。专制型的教养方式易导致子女手机依赖(王畅等, 2013), 父母拒绝和过度保护增加手机依赖, 而情感温暖降低手机依赖(邓兆杰等, 2015), 其他研究也发现父母拒绝和过度保护正向预测子女手机依赖(Lian et al., 2016)。以上

研究表明父母教养方式与子女手机依赖间存在密切联系, 本研究拟进一步在大学生群体中探讨父母教养方式与子女手机依赖的关系和可能路径。

感觉寻求是个体为获得变化的、新奇的、复杂的和强烈的感觉体验, 甘愿承担可能的身体、社会、经济和法律等方面的风险而从事某活动的愿望(Zuckerman, 2015)。感觉寻求与物质和非物质成瘾有关。元分析发现感觉寻求与网络成瘾有关(王洁等, 2013), 青少年时期的感觉寻求可以预测成年后的物质成瘾(Crawford et al., 2003; Sargent et al., 2010)。智能手机能提供新异和刺激的信息体验, 往往成为高感觉寻求者的选择(王小运, 伍安春, 2014), 其手机依赖也更强(Chan, 2017)。因此, 感觉寻求是手机依赖的重要预测变量。

自我控制是通过调节自身思想、行为和情感而抑制和克服原有反应的能力(de Ridder et al., 2012), 即抵制诱惑(Ent et al., 2015)。自我控制与酒精依赖(Rubenking & Lang, 2015)和毒品成瘾(Tarantino et al., 2015)有关, 是手机依赖的预测变量(Khang et al., 2013)。Jiang 和 Zhao (2016)的研究发现自我控制较高大学生的手机依赖低于自我控制较低的大学生。双系统模型也指出个体的行为由冲动加工系统和认知控制系统决定, 前者推动个体追求奖赏而产生感觉寻求, 后者限制冲动而产生自

* 基金项目: 山东省高等学校青创科技支持计划(2019RWF003); 济宁医学院贺林院士新医学临床转化工作站科研基金(JYHL2019MS03); 济宁医学院国家自然科学基金培育项目(JYP201706)。

通讯作者: 李文福, E-mail: wenfulee@126.com

我控制(Casey et al., 2008)。青春期的鲁莽和冒险源于尚未发育成熟的控制系统和较高的感觉寻求(Shulman et al., 2016)。冲动控制与感觉寻求负相关(Shulman et al., 2015), 脑成像研究也表明认知控制系统有关脑区皮层厚度的降低与高感觉寻求和物质依赖风险有关(Holmes et al., 2016)。因此, 自我控制可以直接预测手机依赖, 并通过感觉寻求的中介作用间接预测手机依赖。

父母教养方式直接或间接影响子女的行为和人格。犯罪的一般理论指出低自我控制是青少年问题行为的主要原因, 自我控制中介了父母教养对子女问题行为的影响(Siegmunt, 2016)。父母教养行为对子女自我控制具有重要影响(Crosswhite & Kerpelman, 2012), 陆瑶等人(2015) 发现过度保护和拒绝的教养方式与自我控制负相关, 过度保护通过自我控制的中介作用间接预测进食障碍。母亲控制的教养方式通过降低子女的自我控制加剧网络成瘾(陶宇, 李彩娜, 2009)。另外, 父母教养方式与子女感觉寻求有关, 父母的严厉惩罚、过度干涉和保护与违反社会和法律等的过度寻求正相关(刘同, 2015), 青少年时期父母控制越多, 子女的感觉寻求越高, 并能预测其成年早期的酗酒行为(Rogers et al., 2018)。因此, 父母对子女的保护和控制越多, 子女的自我控制越差, 越难抑制对新异刺激的感觉寻求, 并产生手机依赖等问题行为。自我控制和感觉寻求可能在父母教养方式与大学生手机依赖间起链式中介作用。链式中介作用是指由多个呈现顺序性特征的中介变量组成中介作用链条, 自变量对因变量的影响通过中介链起作用(Taylor et al., 2008)。

综上所述, 已有研究论述了父母教养方式、手机依赖、自我控制和感觉寻求变量两两间的联系, 但缺乏对四个变量间内在联系和相互关系的深入系统分析。根据温忠麟(2017) 关于问卷研究法确定变量先后关系的特征, 本研究拟以父母教养方式为自变量, 手机依赖为因变量, 自我控制和感觉寻求为中介变量, 探讨父母教养方式与大学生手机依赖的关系。研究的假设包括 H1: 父母教养方式直接预测大学生手机依赖; H2: 自我控制和感觉寻求在父母教养方式与手机依赖间分别起中介作用; H3: 自我控制和感觉寻求在父母教养方式与手机依赖间起链式中介作用。

2 研究方法

2.1 被试

采用方便抽样方式, 在某大学抽取 500 名在校

大学生发放问卷并回收。其中空白问卷 21 份, 人口学信息不全 25 份, 项目答案规律和遗漏 28 份, 有效问卷 426 份(85.2%)。其中男生 240 人(56.30%), 女生 186 人(43.70%); 独生 194 人(45.50%), 非独生 232 人(54.50%); 城镇 205 人(48.10%), 农村 221 人(51.90%)。平均年龄 19.50 ± 1.16 岁。

2.2 研究工具

2.2.1 简式父母教养方式问卷

采用蒋奖等人(2010) 修订的简式父母教养方式问卷, 该问卷通过让被试回忆成长过程中父母教养自己的方式来考察教养方式。父亲版和母亲版各由 21 个相同内容的题目组成, 分别包含拒绝、情感温暖和过度保护三个维度。父、母拒绝、情感温暖和过度保护分量表的 Cronbach's α 系数分别为 0.803、0.822、0.810、0.798、0.806、0.786。

2.2.2 手机依赖指数量表

采用黄海等人(2014) 修订的手机依赖指数量表, 该量表 17 个题目, 五点计分, 包括失控性、戒断性、逃避性和低效性四个因子。四个因子分相加得到问卷总分, 总分越高表示手机依赖程度越高。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.841。

2.2.3 自我控制量表

该量表由谭树华和郭永玉(2008) 编制, 共 19 个题目, 五点计分, 包括冲动控制、工作或学习表现、健康习惯、抵制诱惑和节制娱乐五个因子。五个因子分相加得到问卷总分, 总分越高表示自我控制能力越强。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.853。

2.2.4 中国版大学生感觉寻求问卷

该量表由赵闪(2004) 修订, 共 36 个题目, 包括兴奋与冒险寻求和去抑制两个因子, 兴奋与冒险寻求因子包含关于冒险性和探险性的活动 18 项, 去抑制因子包含违反社会常规的活动 18 项。得分越高表示对该类活动的感觉寻求越高。兴奋与冒险寻求和去抑制因子的 Cronbach's α 系数分别为 0.803 和 0.826。

2.3 数据处理

采用 SPSS 22.0 进行数据录入、整理和统计分析, 采用 SPSS 宏程序 PROCESS(Hayes, 2013) 进行链式中介效应分析。

3 结果

3.1 共同方法偏差检验

由于数据来自研究对象的自我报告, 可能带来共同方法偏差效应(周浩, 龙立荣, 2004)。研究采

用 Harman 单因子检验对该效应进行检验。结果发现,共 19 个因子的特征值大于 1,最大因子解释的变异量为 18.21%,小于 40%,表明不存在严重的共同方法偏差效应(周浩,龙立荣,2004)。

3.2 各变量描述统计和相关性分析

由表 1 可知,父母拒绝、过度保护与感觉寻求总分、去抑制、手机依赖指数显著正相关,与自我控制显著负相关;父母情感温暖和兴奋与冒险、自我控制显著正相关,与手机依赖显著负相关;感觉寻求、去

抑制与自我控制显著负相关,与手机依赖显著正相关;自我控制与手机依赖显著负相关。由于父、母拒绝、过度保护和情感温暖与感觉寻求和手机依赖的相关模式一致,后面的中介效应分析不再区分父、母教养方式,仅对拒绝、过度保护和情感温暖三个维度进行中介效应分析。由于感觉寻求中的兴奋与冒险与自我控制相关不显著,根据温忠麟等人(2004)关于中介效应前提条件的建议,后面的中介效应分析仅使用去抑制维度。

表 1 各变量的描述统计结果和相关系数矩阵

	平均值	标准差	7	8	9	10	11
1 父亲拒绝	8.80	3.40	0.15**	-0.01	0.33***	-0.29***	0.27***
2 父亲情感温暖	9.01	3.31	-0.02	0.12*	-0.22***	0.22***	-0.12*
3 父亲过度保护	19.04	4.40	0.12*	0.03	0.20***	-0.19***	0.22***
4 母亲拒绝	19.42	4.37	0.18***	0.02	0.36***	-0.32***	0.27***
5 母亲情感温暖	15.93	3.38	-0.02	0.12*	-0.24***	0.21***	-0.09
6 母亲过度保护	16.63	3.71	0.15**	0.06	0.24***	-0.18**	0.23***
7 感觉寻求	57.26	12.17		0.89***	0.71***	-0.14**	0.20***
8 兴奋与冒险	34.56	9.06			0.31***	-0.01	0.12*
9 去抑制	22.72	5.75				-0.29***	0.24***
10 自我控制	61.59	9.19					-0.38***
11 手机依赖	42.19	12.32					

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.3 自我控制和去抑制在父母教养方式与手机依赖间的链式中介效应分析

为探究自我控制、去抑制在父母教养方式和大学生手机依赖间的作用,本研究使用 Hayes(2013)编写的 PROCESS 中的模型 6 对链式中介效应进行分析。PROCESS 属于 SPSS 宏程序,可以分析包含多个中介变量和协变量的复杂中介效应模型,结果输出总效应、直接效应和间接效应三个指标,并使用 Bootstrap 方法对中介效应进行检验。本研究选择 5000 次的 Bootstrap 抽样量,在 95% 置信区间下,将性别、年龄、生源地和是否独生作为控制变量,分别对自我控制、去抑制在父母教养方式各维度和大学生手机依赖间的链式中介作用进行检验。

3.3.1 自我控制和去抑制在父母拒绝与手机依赖间的链式中介效应分析

结果发现,父母拒绝对大学生手机依赖的直接效应为 0.274 ($p = 0.004$),95% 的置信区间不包含 0 (LLCI = 0.087,ULCI = 0.462),父母拒绝 - 自我控制 - 手机依赖、父母拒绝 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖、父母拒绝 - 去抑制 - 手机依赖三条中介路径均显著(置信区间不包含 0),结果见表 2 和图 1。总的中介效应为 $0.194 + 0.012 + 0.044 = 0.250$,总效应为 $0.274 + 0.250 = 0.524$,总中介效应的效应量为 47.7%。结果表明父母拒绝与大学生手机依赖间有 1 条直接效应路径和 3 条中介效应路径。

3.3.2 自我控制和去抑制在父母过度保护与手机依赖间的链式中介效应分析

结果发现,父母过度保护对大学生手机依赖的直接效应为 0.268 ($p = 0.002$),95% 的置信区间不

表 2 自我控制、去抑制在父母拒绝和手机依赖间的链式中介效应

路径	中介效应	效应量	标准误	CI(置信区间)
父母教养方式				
父母拒绝 - 自我控制 - 手机依赖	0.194	37.0%	0.04	0.123 ~ 0.279
父母拒绝 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖	0.012	2.3%	0.01	0.001 ~ 0.030
父母拒绝 - 去抑制 - 手机依赖	0.044	8.5%	0.03	0.005 ~ 0.111

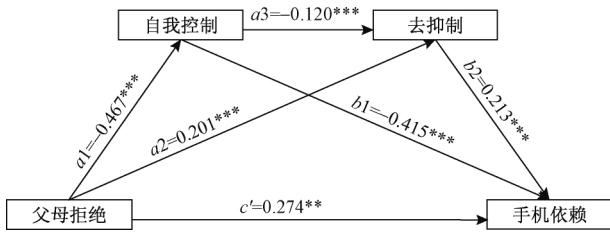


图1 自我控制、去抑制在父母拒绝和手机依赖间的链式中介效应
(图中所列路径系数均为未标准化系数, 控制变量未在模型中显示。下同)

表3 自我控制、去抑制在父母过度保护和手机依赖间的链式中介效应

路径	中介效应	效应量	标准误	CI(置信区间)
父母教养方式				
父母过度保护 - 自我控制 - 手机依赖	0.122	28.5%	0.04	0.059 ~ 0.120
父母过度保护 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖	0.010	2.4%	0.01	0.002 ~ 0.026
父母过度保护 - 去抑制 - 手机依赖	0.027	6.2%	0.02	0.005 ~ 0.069

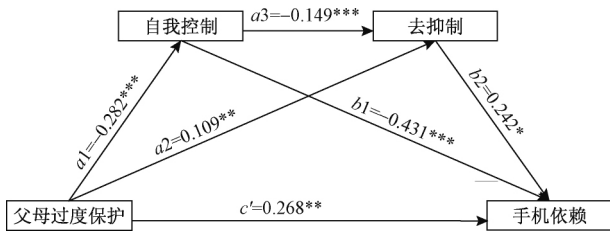


图2 自我控制、去抑制在父母过度保护和手机依赖间的链式中介效应

3.3.3 自我控制和去抑制在父母情感温暖与手机依赖间的链式中介效应分析

结果发现,父母情感温暖对大学生手机依赖的

表4 自我控制、去抑制在父母情感温暖和手机依赖间的链式中介效应

路径	中介效应	效应量	标准误	CI(置信区间)
父母教养方式				
父母情感温暖 - 自我控制 - 手机依赖	-0.111	79.7%	0.03	-0.176 ~ -0.057
父母情感温暖 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖	-0.010	7.1%	0.01	-0.023 ~ -0.003
父母情感温暖 - 去抑制 - 手机依赖	-0.034	24.4%	0.02	-0.076 ~ -0.008

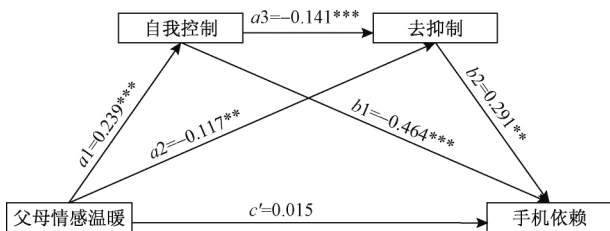


图3 自我控制、去抑制在父母情感温暖和手机依赖间的链式中介效应

包含0($LLCI = 0.099, ULCI = 0.437$),父母过度保护 - 自我控制 - 手机依赖、父母过度保护 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖、父母过度保护 - 去抑制 - 手机依赖三条中介路径均显著(置信区间不包含0), 结果见表3和图2。总的中介效应为 $0.122 + 0.010 + 0.027 = 0.159$, 总效应为 $0.268 + 0.159 = 0.427$, 总中介效应的效应量为37.1%。结果表明父母过度保护与大学生手机依赖间有1条直接效应路径和3条中介效应路径。

直接效应为 $0.015 (p = 0.820)$, 95% 的置信区间包含0($LLCI = -0.118, ULCI = 0.149$),父母情感温暖 - 自我控制 - 手机依赖、父母情感温暖 - 自我控制 - 去抑制 - 手机依赖、父母情感温暖 - 去抑制 - 手机依赖三条中介路径均显著(置信区间不包含0), 结果见表4和图3。总的中介效应为 $-0.111 + (-0.010) + (-0.034) = -0.155$, 总效应为 $0.015 + (-0.155) = -0.140$, 总中介效应的效应量为37.1%。结果表明父母情感温暖与大学生手机依赖间仅有3条中介效应路径。

教养方式与大学生手机依赖间的关系。结果发现父母拒绝、过度保护与手机依赖正相关,而父母情感温暖与手机依赖负相关;父母拒绝、过度保护与自我控制负相关,而与去抑制正相关,父母情感温暖与自我控制正相关,而与去抑制负相关;中介分析发现,自我控制和感觉寻求中的去抑制在父母教养方式与大学生手机依赖间起中介作用,这一中介过程包含三条路径:自我控制的中介作用、去抑制的中介作用和自我控制 - 去抑制的链式中介作用。

结果发现父母拒绝和过度保护对大学生手机依赖的直接效应显著。该结果与以往研究一致,父母拒绝和过度保护正向预测子女手机依赖(Lian

4 讨论

4.1 父母教养方式对手机依赖的影响机制

本研究构建了一个链式中介模型,探讨了父母

et al., 2016; 王畅等, 2013), 并可能引发子女的问题行为和成瘾行为(李董平等, 2012; 刘丹霓, 李董平, 2017)。另外, 父母情感温暖与大学生手机依赖的直接效应不显著, 仅有自我控制和去抑制的中介作用。据 Preacher 和 Hayes (2008) 的建议应当放弃完全中介的概念, 而将所有中介都看作部分中介, 这也与父母情感温暖负向预测子女手机依赖的结果一致(邓兆杰等, 2015)。这提示在教育实践中, 父母应减少拒绝或过度保护的教养方式, 增加情感温暖教养方式, 以降低子女问题行为的发生(陆遥等, 2015)。

4.2 自我控制的中介作用

结果发现自我控制在父母教养方式与大学生手机依赖间起部分中介作用, 该结果与已有研究关于父母教养方式与子女问题行为间关系的发现一致。已有研究表明父母拒绝、过度保护易导致子女进食障碍、网络成瘾和攻击行为等, 而父母情感温暖有助于降低子女进食障碍和网络成瘾, 自我控制在该过程中起中介作用(陆遥等, 2015; 宋明华等, 2017; 陶宇, 李彩娜, 2009)。还有研究发现父母的关爱理解可以提高子女的自我控制(罗蕾等, 2018), 拒绝和过度保护则降低子女的自我控制(宋明华等, 2017), 而控制抑制能力能有效降低大学生手机依赖(丁相玲等, 2018)。因此, 父母对子女的拒绝和过度保护可能使子女产生消极情绪并感到压力, 进而到父母之外的环境中(如手机)寻找情感依托(邓兆杰等, 2015)。父母拒绝和过度保护不利于子女自我控制的发展(宋明华等, 2017), 前者使子女感到控制力受挫, 后者可能使子女缺少锻炼自我控制的机会, 进而使其缺乏控制手机使用行为的抑制能力(丁相玲等, 2018); 父母的情感温暖满足了子女的感情需求, 减少了手机依赖行为, 并留给子女自我控制发展的机会, 进而控制手机依赖(陆遥等, 2015; 宋明华等, 2017; 陶宇, 李彩娜, 2009)。

4.3 感觉寻求的中介作用

结果发现感觉寻求的去抑制在父母教养方式与大学生手机依赖间起部分中介作用, 该结果与去抑制在父母教养方式和子女心理健康间起中介作用的发现部分一致(陈丽娜, 张明, 2006)。去抑制易导致个体手机、网络和物质成瘾(Crawford et al., 2003; Sargent et al., 2010; 王洁等, 2013)。父母拒绝和过度保护可能使子女难以接触丰富的外界刺激, 导致感觉寻求增加, 产生依赖行为(张含博, 2015)。由此说明“打是亲, 骂是爱”的教育理念不

利于子女的健康发展(李宏利, 张雷, 2007)。依恋理论指出子女的依恋是经由与父母的互动获得的, 严苛、拒绝的养育方式往往培养出拒绝或敌视的子女, 进而导致子女产生行为问题(李颖等, 2016)。研究也发现亲子依恋负向预测手机成瘾(卿再花等, 2018)和烟酒使用(夏扉, 叶宝娟, 2017)。因此, 父母拒绝和过度保护与子女感觉寻求的增加有关, 进而与手机依赖的增多产生联系, 而父母情感温暖与子女感觉寻求的降低有关, 进而与手机依赖的减少产生联系。即感觉寻求在父母教养方式与子女手机依赖间起中介作用。

4.4 自我控制和感觉寻求的链式中介作用

自我控制作为个体抵制诱惑和克服欲望的能力(Ent et al., 2015), 对个体的良好适应、健康心理和幸福感具有重要作用(谭树华, 郭永玉, 2008)。自我控制与大学生心理健康(Kurtović et al., 2018)、酒精依赖(Rubeking & Lang, 2015)和毒品成瘾(Tarantino et al., 2015)等问题行为有关, 是手机依赖的预测变量之一(Jiang & Zhao, 2016; Khang et al., 2013)。另外, 感觉寻求中的去抑制因子是网络成瘾的稳定预测变量(王洁等, 2013), 与风险驾驶行为(Jonah, 1997)、反社会行为、偷窃和旷课(Harden et al., 2012)等规则违反行为有关, 高感觉寻求者的手机依赖更强(Chan, 2017)。因此, 父母拒绝和过度保护与子女自我控制的降低或感觉寻求的增高有关, 最终与手机依赖产生联系, 而父母情感温暖与自我控制的升高或感觉寻求的降低有关, 最终与手机依赖产生联系。即自我控制和感觉寻求在父母教养方式和大学生手机依赖间起链式中介作用。

4.5 研究意义和局限

研究通过构建链式中介模型, 探讨了父母教养方式与大学生手机依赖的关系, 对于大学生普遍存在的手机依赖问题具有重要实践意义。首先, 研究结果丰富了生态系统理论(Bronfenbrenner & Morris, 2006), 表明家庭环境和认知特征对个体发展的影响, 有助于从自我控制和感觉寻求角度理解父母教养方式与子女手机依赖的关系。其次, 研究结果更新了“打是亲, 骂是爱”的传统教育理念, 指出严苛教育往往导致子女的问题行为(李颖等, 2016), 对于父母采取适当的教养方式以缓解子女手机依赖具有一定启示意义。最后, 高校心理健康工作人员应密切关注自我控制较低或感觉寻求较高的学生, 采取适当措施提高其自我控制或降低其感觉寻求, 如

通过保障充足睡眠、适当放松或积极情绪诱导等方式促进自我控制资源的恢复(詹璧,任俊,2012),通过正念冥想训练(孙长玉,陈晓,2016)、Go/NoGo训练(丁相玲等,2018)和急性有氧运动(项明强,张力为,2018)等提高自我控制能力。

研究也存在一些局限。首先,本研究验证的模型虽然基于已有研究和理论基础之上,但受问卷法和横断研究限制,无法进行确切因果关系推断,以后可采用纵向研究考察父母教养方式对子女手机依赖的影响。但温忠麟(2017)也指出如果问卷法“提出的因果顺序在常识上、逻辑上和学理上是合理的,而且主要的无关变量也得到控制,那么问卷法也可以验证因果关系”;其次,本研究仅考察了自我控制和感觉寻求的中介效应,今后研究应继续考察人格、社交焦虑和孤独感等与手机依赖关系密切的变量的作用,以全面揭示父母教养方式与子女手机依赖的关系模型;最后,研究采用自评法对被试的行为进行考察,如让被试回忆父母对待自己的方式进行教养方式测量等,可能会受到被试反应偏差如社会赞许效应的影响(Paulhus,1984),以后可以配合针对父母的教养方式问卷,降低测量误差。

5 结论

(1) 拒绝和过度保护对子女手机依赖具有正向预测作用,情感温暖对子女手机依赖具有负向预测作用。

(2) 自我控制和感觉寻求分别在父母教养方式与大学生手机依赖间起部分中介作用。

(3) 自我控制和感觉寻求在父母教养方式与大学生手机依赖间起链式中介作用。

参考文献:

- Bronfenbrenner, U. , & Morris, P. A. (2006) . The bioecological model of human development. In R. M. Lerner & W. Damon (Eds.) , *Handbook of child psychology: Theoretical models of human development* (Vol. 1, 6th ed, pp. 793 - 828) . Hoboken, NJ, US: John Wiley & Sons Inc.
- Casey, B. J. , Getz, S. , & Galvan, A. (2008) . The adolescent brain. *Developmental Review* , 28(1) , 62 - 77.
- Chan, L. S. (2017) . Who uses dating apps? Exploring the relationships among trust, sensation - seeking, smartphone use, and the intent to use dating apps based on the Integrative Model. *Computers in Human Behavior* , 72, 246 - 258.
- Crawford, A. M. , Mary, A. P. , Chih - Ping, C. , Chaoyang, L. , & Dwyer, J. H. (2003) . Parallel developmental trajectories of sensation seeking and regular substance use in adolescents. *Psychology of Addic-*

tive Behaviors: Journal of the Society of Psychologists in Addictive Behaviors , 17(3) , 179 - 192.

- Crosswhite, J. M. , & Kerpelman, J. L. (2012) . Parenting and Children's Self - Control: Concurrent and Longitudinal Relations. *Deviant Behavior* , 33(9) , 715 - 737.
- de Ridder, D. T. , Lensvelt - Mulders, G. , Finkenauer, C. , Stok, F. M. , & Baumeister, R. F. (2012) . Taking stock of self - control: A meta - analysis of how trait self - control relates to a wide range of behaviors. *Personality and Social Psychology Review* , 16(1) , 76 - 99.
- Elhai, J. D. , Levine, J. C. , Dvorak, R. D. , & Hall, B. J. (2016) . Fear of missing out, need for touch, anxiety and depression are related to problematic smartphone use. *Computers in Human Behavior* , 63, 509 - 516.
- Ent, M. R. , Baumeister, R. F. , & Tice, D. M. (2015) . Trait self - control and the avoidance of temptation. *Personality and Individual Differences* , 74, 12 - 15.
- Harden, K. P. , Quinn, P. D. , & Tucker - Drob, E. M. (2012) . Genetically influenced change in sensation seeking drives the rise of delinquent behavior during adolescence. *Developmental Science* , 15(1) , 150 - 163.
- Hayes, A. F. (2013) . Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression - Based Approach. In D. A. Kenny & T. D. Little (Eds.) , *Methodology in the Social Sciences*. New York, NY, US: The Guilford Press.
- Holmes, A. J. , Hollinshead, M. O. , Roffman, J. L. , Smoller, J. W. , & Buckner, R. L. (2016) . Individual Differences in Cognitive Control Circuit Anatomy Link Sensation Seeking, Impulsivity, and Substance Use. *The Journal of Neuroscience* , 36(14) , 4038 - 4049.
- Jiang, Z. , & Zhao, X. (2016) . Self - control and problematic mobile phone use in Chinese college students: The mediating role of mobile phone use patterns. *BMC Psychiatry* , 16(1) , 416 - 416.
- Jonah, B. A. (1997) . Sensation seeking and risky driving: a review and synthesis of the literature. *Accident Analysis & Prevention* , 29(5) , 651 - 665.
- Khang, H. , Kim, J. K. , & Kim, Y. (2013) . Self - traits and motivations as antecedents of digital media flow and addiction: The Internet, mobile phones, and video games. *Computers in Human Behavior* , 29(6) , 2416 - 2424.
- Kurtović, A. , Vuković, I. , & Gajić, M. (2018) . The Effect of Locus of Control on University Students' Mental Health: Possible Mediation through Self - Esteem and Coping. *The Journal of Psychology* , 152(6) , 341 - 357.
- Lian, L. , You, X. , Huang, J. , & Yang, R. (2016) . Who overuses Smartphones? Roles of virtues and parenting style in Smartphone addiction among Chinese college students. *Computers in Human Behavior* , 65, 92 - 99.
- Panova, T. , & Carbonell, X. (2018) . Is smartphone addiction really an addiction? *Journal of Behavioral Addictions* , 7(2) , 252 - 259.
- Paulhus, D. L. (1984) . Two - component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology* , 46(3) , 598 - 609.
- Preacher, K. J. , & Hayes, A. F. (2008) . Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple medi-

- ator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879–891.
- Rogers, A. A., Elam, K. K., Chassin, L., Sternberg, A., & Bui, L. (2018). Proximal and Distal Effects of Sensation Seeking and Parenting Environments on Alcohol Use Trajectories from Early Adolescence to Early Adulthood. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(10), 2206–2219.
- Rubeking, B., & Lang, A. (2015). Appetitive and impulsive: Examining alcohol use via the motivational and self-control systems. *Social Science Journal*, 52(2), 258–265.
- Sargent, J. D., Tanski, S., Stoolmiller, M., & Hanewinkel, R. (2010). Using sensation seeking to target adolescents for substance use interventions. *Addiction*, 105(3), 506–514.
- Shulman, E. P., Harden, K. P., Chein, J. M., & Steinberg, L. (2015). Sex Differences in the Developmental Trajectories of Impulse Control and Sensation-Seeking from Early Adolescence to Early Adulthood. *Journal of Youth and Adolescence*, 44(1), 1–17.
- Shulman, E. P., Harden, K. P., Chein, J. M., & Steinberg, L. (2016). The Development of Impulse Control and Sensation-Seeking in Adolescence: Independent or Interdependent Processes? *Journal of Research on Adolescence*, 26(1), 37–44.
- Siegmund, O. (2016). The General Theory of Crime. In *Neighborhood Disorganization and Social Control: Case Studies from Three Russian Cities* (pp. 5–9). Springer Briefs in Criminology Springer, Cham.
- Tarantino, N., Lamis, D. A., Ballard, E. D., Masuda, A., & Dvorak, R. D. (2015). Parent-child conflict and drug use in college women: A moderated mediation model of self-control and mindfulness. *Journal of Counseling Psychology*, 62(2), 303.
- Taylor, A. B., MacKinnon, D. P., & Tein, J.-Y. (2008). Tests of the three-path mediated effect. *Organizational Research Methods*, 11(2), 241–269.
- Thomé, S. (2018). Mobile Phone Use and Mental Health. A Review of the Research That Takes a Psychological Perspective on Exposure. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 15(12), 2692.
- Zuckerman, M. (2015). Sensation Seeking: Behavioral Expressions and Biosocial Bases. In J. D. Wright (Ed.), *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences* (2nd ed., pp. 607–614). Oxford: Elsevier.
- 陈丽娜, 张明. (2006). 中学生感觉寻求、亲子关系与心理健康的关系. *心理发展与教育*, 22(1), 87–91.
- 邓兆杰, 黄海, 桂娅菲, 牛露颖, 周春燕. (2015). 大学生手机依赖与父母教养方式、主观幸福感的关系. *中国心理卫生杂志*, 29(1), 68–73.
- 丁相玲, 祖静, 张向葵. (2018). 抑制控制训练对手机依赖大学生的干预效果. *心理与行为研究*, 16(3), 56–62.
- 黄海, 牛露颖, 周春燕, 吴和鸣. (2014). 手机依赖指数中文版在大学生中的信效度检验. *中国临床心理学杂志*, 22(5), 835–838.
- 蒋奖, 鲁峥嵘, 蒋蕊菁, 许燕. (2010). 简式父母教养方式问卷中文版的初步修订. *心理发展与教育*, 26(1), 94–99.
- 李董平, 张卫, 李丹黎, 王艳辉, 甄霜菊. (2012). 教养方式、气质对青少年攻击的影响: 独特、差别与中介效应检验. *心理学报*, 44(2), 211–225.
- 李宏利, 张雷. (2007). 父亲严厉教养与父亲及儿童心理行为特点的关系: 父亲与儿童类似性判断的调节作用. *心理学报*, 39(3), 495–501.
- 李颖, 楼春芳, 朱莉琪. (2016). 父母严苛养育与儿童情绪和行为问题的关系. *学前教育研究*, 6, 25–35.
- 刘丹霓, 李董平. (2017). 父母教养方式与青少年网络成瘾: 自我弹性的中介和调节作用检验. *心理科学*, 40(6), 1385–1391.
- 刘同. (2015). 初中生父母教养方式、感觉寻求与内隐攻击性的关系研究(硕士学位论文). 河北师范大学, 石家庄.
- 陆遥, 何金波, 朱虹, 吴思遥, 蔡太生, 胡献, 毛巍巍. (2015). 父母教养方式对青少年进食障碍的影响: 自我控制的中介作用. *中国临床心理学杂志*, 23(3), 473–476.
- 罗蕾, 明梓, 田园, 夏小庆, 黄四林. (2018). 父母教养方式与大学生社会责任感的联系: 自我控制的中介作用及其性别差异. *心理发展与教育*, 34(2), 164–170.
- 卿再花, 曹建平, 吴彩虹, 刘丽君, 刘小群. (2018). 大学生亲子依恋和同伴依恋对手机成瘾的影响. *中国学校卫生*, 39(8), 1185–1188.
- 宋明华, 陈晨, 刘焱, 李俊萱, 侯怡如, 张林. (2017). 父母教养方式对初中生攻击行为的影响: 越轨同伴交往和自我控制的作用. *心理发展与教育*, 33(6), 675–682.
- 孙长玉, 陈晓. (2016). 正念冥想训练对中学生自我控制能力的干预作用. *中国健康心理学杂志*, 24(09), 1359–1363.
- 谭树华, 郭永玉. (2008). 大学生自我控制量表的修订. *中国临床心理学杂志*, 16(5), 468–470.
- 陶宇, 李彩娜. (2009). 自我控制对网络成瘾与父母教养方式的中介作用研究. *中国健康心理学杂志*, 17(12), 1444–1447.
- 王畅, 王声滂, 李文浩, 董晓梅, 池桂波. (2013). 广州地区 2213 名大学生手机依赖综合征的现状调查. *中华流行病学杂志*, 34(10), 949–952.
- 王洁, 陈健正, 杨琳, 高爽. (2013). 感觉寻求与网络成瘾关系的元分析. *心理科学进展*, 21(10), 1720–1730.
- 王小运, 伍安春. (2014). 大学生手机成瘾和感觉寻求人格特质的关系. *校园心理*, 1, 10–12.
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. (2004). 中介效应检验程序及其应用. *心理学报*, 36(5), 614–620.
- 温忠麟. (2017). 实证研究中的因果推理与分析. *心理科学*, 40(1), 200–208.
- 夏扉, 叶宝娟. (2017). 亲子依恋对青少年烟酒使用影响: 有调节的中介效应. *中国临床心理学杂志*, 25(2), 382–385.
- 项明强, 张力为. (2018). 急性有氧运动对自我控制影响的脑机制. 第二十一届全国心理学学术会议集 (pp. 1057–1058). 中国心理学会.
- 詹豪, 任俊. (2012). 自我控制与自我控制资源. *心理科学进展*, 20(9), 1457–1466.
- 张含博. (2015). 大学生家庭教养方式、感觉寻求、网络成瘾的关系研究(硕士学位论文). 吉林大学, 长春.
- 张文新. (1999). 儿童社会性发展. 北京: 北京师范大学出版社.
- 赵闪. (2004). 大学生感觉寻求及其与心理健康关系的研究(硕士学位论文). 东北师范大学, 长春.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942–950.

The Effect of Parenting Style on Mobile Phone Addiction: The Chain Mediating Effect of Self-control and Sensation Seeking

LI Wenfu¹ JIA Xuqing¹ LI Gongying¹ ZHANG Qinglin²

(1. *School of Mental Health, Jining Medical University, Jining 272067;*

2. *Department of Psychology, Southwest University, Chongqing 400715*)

Abstract: The present research focused on the relationship between parenting style and mobile phone addiction in undergraduates and the chain mediating effect of self-control and sensation seeking. A sample of 426 subjects was enrolled in the present research to fill out the short-Egma Minnen av Bardndosnauppforstran, Mobile Phone Addiction Index, Self-control Scale and Sensation Seeking Scale. Results showed that: (1) Parental rejection and over-protection were positively correlated with mobile phone addiction, while parental emotional warmth was negatively related with mobile phone addiction; (2) Self-control mediated the effect of parenting style on mobile phone addiction; (3) Sensation seeking mediated the effect of parenting style on mobile phone addiction; (4) Self-control and sensation seeking mediated the effect of parenting style on mobile phone addiction. The results indicated that the parenting style not only directly influenced mobile phone addiction, but also affected mobile phone addiction through the chain mediating effect of self-control and sensation seeking.

Key words: parenting style; mobile phone addiction; self-control; sensation seeking; undergraduate

中庸思维与大学生网络成瘾: 同伴冲突和性别的作用*

魏 华^{1,2} 李 倩¹ 周宗奎² 丁 倩^{1,2} 熊 婕^{2,3}

(1. 信阳师范学院教育科学学院, 信阳 464000; 2. 青少年网络心理与行为教育部重点实验室, 华中师范大学心理学院, 武汉 430079; 3. 武汉理工大学心理健康教育中心, 武汉 430000)

摘 要: 本研究基于资源保存理论和社会角色理论, 选取武汉市 492 名大学生为被试, 以问卷方式测量了大学生中庸思维、同伴冲突以及网络成瘾。结果显示: (1) 中庸思维与同伴冲突、网络成瘾呈显著负相关; 同伴冲突与网络成瘾呈显著正相关; (2) 同伴冲突在中庸思维与网络成瘾的关系之中起中介作用; (3) 性别对中介路径“中庸思维→同伴冲突→网络成瘾”的前半段路径有显著的调节效应。对于男性, 中庸思维可以负向预测同伴冲突; 对于女性, 中庸思维不能预测同伴冲突。本研究的结果表明, 同伴冲突中介中庸思维与网络成瘾的关系; 但是, 中庸思维与同伴冲突的负向联系只存在于男性之中。

关键词: 中庸思维; 网络成瘾; 资源保存理论; 同伴冲突; 大学生

分类号: B844

1 引言

目前, 网络成瘾已成为一个世界性问题。大学生网络成瘾问题高发(张锦涛等, 2014), 过度沉迷于网络不仅会严重影响大学生的学业发展和身心健康, 还会影响人际交往等诸多方面(甘媛源, 杨化刚, 2015; 刘文俐, 周世杰, 2014)。以往研究发现, 影响网络成瘾的因素有人格(郭莲荣等, 2009; 夏凌翔, 江晓楠, 2011; 王军, 2008; 杨洋, 雷雳, 2007)、情绪(Hardie & Tee, 2007; Park et al., 2013; Yao & Zhong, 2014)和认知(陈春宇等, 2018; 魏华等, 2019)等。

虽然相关研究不少, 但从中国传统文化角度对网络成瘾进行的研究非常稀缺。据我们所知, 目前仅有两项研究分别从孝道信念和中庸思维的角度考察了网络成瘾的成因(丁倩等, 2019; 魏华等, 2019)。中庸思维产生于中国传统文化, 代表了一种更为“高明”的思维方式(吴佳辉, 林以正, 2005), 它会对网络成瘾有什么影响呢? 中庸思维可以帮助人们获得更多的心理资源、使其拥有更好的心理健康状况(毕重增, 2016, 2018; 李启明, 陈志霞, 2014; 马伟军, 冯睿, 2012; 孙旭等, 2014;

杨中芳等, 2015); 而心理资源不足、心理健康状况不良则是导致网络成瘾的关键因素(Fayazi & Hasani, 2017; 丁倩等, 2016; 李董平等, 2016; 刘连龙等, 2009; 宋广文等, 2010)。因此, 中庸思维很可能会抑制网络成瘾。虽然已经有个别研究考察了中庸思维与网络成瘾的关系(丁倩等, 2019), 但是对其作用机制的研究还比较缺乏。因此, 本研究将继续考察中庸思维与网络成瘾的关系, 并探索其作用机制。

1.1 中庸思维与网络成瘾的关系

中庸思维是个体在特定情境中思考如何整合外在条件和内在需求, 并充分考虑行为后果的一种思维方式, 包含多元思考、整合性和和谐性三个维度(吴佳辉, 林以正, 2005)。中庸思维可以帮助个体获得价值, 实现目标。例如, 中庸思维可以帮助个体灵活处理环境限定从而提升个体自信(毕重增, 2016)。中庸思维还可以帮助个体增加宽恕、减少冲突, 更好地进行自我调节(张军伟, 龙立荣, 2014)。此外, 中庸思维也可以通过多方思考从情感加工快速转向认知加工, 降低坏心情对组织行为的负面影响(孙旭等, 2014)。

在资源保存理论中, 资源被定义为能够帮助个

* 基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71702134); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJCZH021); 青少年网络心理与行为教育部重点实验室开放课题(2018A03); 河南省高等学校哲学社会科学创新团队支持计划(2018-CXTD-04); 国家社会科学基金重点项目(18ASH012); 信阳师范学院“南湖学者奖励计划”青年项目(Nanhu Scholars Program for Young Scholars of XYNU)的阶段研究成果。

通讯作者: 丁倩, E-mail: psydingqian@163.com

体获得价值和实现目标的事物 (Hobfoll, 1989; Hobfoll et al., 2018)。中庸思维能够帮助个体获得自信等有价值的事物, 达到自我调节的目的, 因此是一种重要的资源。Hobfoll 等人 (2018) 对资源保存理论进行了拓展, 提出了资源获得螺旋 (resource gain spirals) 效应。资源获得螺旋效应指个体拥有的初始资源有助于其他资源的获得, 从而最终促进他们的发展。根据该理论和相关实证研究, 中庸思维这种初始资源可以帮助个体获得其他心理资源 (如自信、自我控制、应对效能、心理弹性) (毕重增, 2016; 郭轶 等, 2016; 李启明, 陈志霞, 2016; 张军伟, 龙立荣, 2014), 从而使个体可以更好地应对现实生活的压力, 降低网络成瘾的风险。另一方面, 中庸思维者的多方思考也可以帮助个体抵御互联网的诱惑, 降低成瘾的可能性。面临网络诱惑时, 高中庸思维的大学生可能会全面考虑到家庭期望、学业成绩、身体健康等原因, 增强应对诱惑的意志力, 选择顾全大局的处理方式, 而不会随一己喜好过度使用互联网。综上所述, 中庸思维可以帮助个体建构心理资源, 抵御网络诱惑, 从而降低网络成瘾的风险。据此, 我们提出假设 H1: 中庸思维和网络成瘾存在负向联系。

1.2 同伴冲突的中介作用

上述假设仅探讨了中庸思维与网络成瘾两变量间的相关关系, 为了更好地进行预防和干预, 有必要关注其作用过程, 例如对中介机制的考察 (MacKinnon & Fairchild, 2009)。根据相关理论和实证研究, 我们认为同伴冲突是值得考虑的中介变量。

首先, 中庸思维会减少同伴冲突。中庸思维的个体能够从多方面看待问题, 注重人际关系的和谐性, 能够更好地调节自己的情绪和行为 (李启明, 陈志霞, 2016; 孙旭 等, 2014; 张军伟, 龙立荣, 2014), 这些都有助于避免同伴交往过程中的冲突。面对同伴竞争时, 高中庸思维者会从多个角度来看待竞争, 他们可能会把同伴间的竞争看作是挑战, 而不仅仅是威胁, 从而避免同伴冲突。面对价值观和生活方式的差异时, 高中庸思维者所具有的多方思维也能够帮助他们求同存异, 和平共处。高中庸思维者强调关系和谐, 所以在潜在的冲突情景中会更加积极地进行自我调节, 避免冲突的升级。即使处于消极情绪之中, 高中庸思维者也能够以更理性的方式来应对 (孙旭 等, 2014), 从而减少和同伴的矛盾。

其次, 同伴冲突会增加网络成瘾。一方面, 同伴

冲突可能会通过消极情绪影响成瘾。在同伴交往过程中, 人际冲突往往包含强烈的消极情绪体验 (Bao et al., 2016; Barki & Hartwick, 2004)。消极情绪较多的个体容易通过内容丰富、形式刺激的网络行为 (如网络游戏和网络社交等) 进行情绪调节, 从而增加成瘾的风险 (Hussain & Griffiths, 2009; King & Delfabbro, 2009)。另一方面, 同伴冲突可能通过资源的网络补偿影响成瘾。同伴冲突会让个体意识到社交资源的流失。根据资源保存理论, 当资源流失时, 人们会体验到压力, 从而促使他们进行资源补偿 (Hobfoll, 1989)。同伴冲突可能会让个体意识到社交资源的流失, 当个体在现实生活中的社交资源受损时, 他们很可能通过互联网来寻求网络友谊和网络支持等网络社交资源, 这一过程中如果形成过度补偿就会增加网络成瘾的风险 (高文斌, 陈祉妍, 2006)。

综上所述, 我们提出假设 H2: 同伴冲突在中庸思维与网络成瘾的关系之中起中介作用。

1.3 性别的调节作用

中介变量的研究可以回答中庸思维如何影响网络成瘾, 但无法回答这种影响在不同情景中的变化。为了回答这一问题, 结合社会角色理论和相关实证研究, 我们引入性别作为调节变量。具体而言, 我们将考察性别对“中庸思维→同伴冲突→网络成瘾”这一中介路径前半段的调节作用, 如图 1 所示。

社会角色理论认为, 两性在社会化的过程中会被赋予不同的角色, 这种性别角色会导致他们采用不同的策略来面对冲突。在潜在的冲突情景之中, 男生倾向选择攻击策略, 女生则更倾向选择反省和解策略、回避冲突策略和亲社会策略 (Rose & Asher, 1999; 张云运, 陈会昌, 2011)。因此, 在同样的潜在冲突情景之中, 女性比男性更擅长解决矛盾, 化解冲突。由于女性的应对策略会降低冲突, 发挥和中庸思维类似的作用, 所以中庸思维对女性同伴冲突的影响可能会较小。与之相反, 男性的应对策略可能会增加冲突, 他们非常需要其他心理资源来应对潜在冲突, 所以中庸思维对他们同伴冲突的影响可能会较大。做个比喻, 在应对同伴冲突时, 中庸思维对于女性就像多余的“锦上添花”, 而对于男性则像急需的“雪中送炭”。综上所述, 提出假设 H3: 性别会调节中庸思维对同伴冲突的影响。与女性相比, 中庸思维对男性同伴冲突的影响更大。

综上所述, 本研究基于资源保存理论和社会角

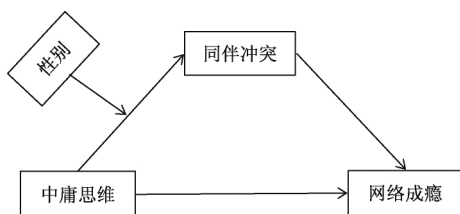


图 1 有调节的中介模型

色理论,拟建构一个有调节的中介模型,来考察中庸思维对网络成瘾的影响及其作用机制。具体而言,本研究将考察同伴冲突在中庸思维和网络成瘾之间的中介作用以及性别对中介效应前半段的调节作用。以期为大学生网络成瘾的干预工作提供实证支持和理论指导。

2 研究方法

2.1 被试

采取方便抽样,从武汉市高校选取 504 名大学生被试,回收有效问卷 492 份,有效回收率 97.62%。其中,男生 204 人,女生 288 人;大一 118 人,大二 102 人,大三 88 人,大四 184 人。被试平均年龄 21.05 岁(标准差 1.70 岁);平均网龄 7.16 年(标准差 2.78 年);平均每天上网时长 3.39 小时(标准差 2.19 小时)。通过被试的主观回答来获得上网时长和网龄信息。上网时长的测量题目是“我平均每天上网的时间大约为____小时”;网龄的测量题目是“从我初次使用网络到现在已经有____年”。

2.2 研究工具

2.2.1 中庸思维量表

采用吴佳辉和林以正(2005)编制的中庸思维量表,测量个体的中庸思维程度,包括“多元思考、整合性、和谐性”三个维度。该量表共 13 个项目,采用 Likert-6 点评分,各项目得分相加即为总分,总分越高表示中庸思维程度越高。该量表的结构效度和信度良好(丁倩等,2019;李启明,陈志霞,2016)。本研究中该量表的 α 系数为 0.89。

2.2.2 同伴冲突量表

采用范兴华和方晓义(2004)编制的友谊质量量表,该量表共 15 个项目,分为四个维度。本研究选取其中“同伴冲突”这一维度施测。采用 Likert-5 点评分,各项目得分相加即为总分,总分越高表示同伴冲突程度越高。该量表的结构效度和信度良好(余思,刘勤学,2019)。本研究中该量表的 α 系数为 0.68。

2.2.3 网络成瘾量表

采用 Young(1998)编制的网络成瘾量表,测量个体网络成瘾的程度。该量表共 8 个项目,采用 Likert-6 点评分,各项目得分相加即为总分,得分越高表示网络成瘾程度越高。本研究中该量表的 α 系数为 0.87。

2.3 数据分析和处理

采用 SPSS 21.0 进行描述统计和相关分析,并根据温忠麟和叶宝娟(2014)推荐的 Bootstrap 方法、应用 SPSS 宏程序 PROCESS(<http://www.afhayes.com>)进行有调节的中介效应模型检验。采取 Harman 单因子检验进行了共同方法偏差的检验,结果显示第一个因素解释的累计变异量为 24.91%,小于 40%,表明本研究不存在严重共同方法偏差问题(周浩,龙立荣,2004)。

3 结果

3.1 描述统计与相关分析

使用中庸思维、同伴冲突和网络成瘾的平均分做相关分析。各变量描述统计如表 1 所示,相关分析的结果表明中庸思维与同伴冲突、网络成瘾呈显著负相关;同伴冲突与网络成瘾呈显著正相关(表 1)。

表 1 描述性统计结果和变量间的相关分析

	$M \pm SD$	1	2	3
1 中庸思维	4.54 $\pm$ 0.66	—		
2 同伴冲突	2.23 $\pm$ 0.69	-0.17***	—	
3 网络成瘾	2.38 $\pm$ 0.94	-0.18***	0.31***	—

注: $N=492$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.2 中庸思维与网络成瘾的关系:有调节的中介模型检验

先将所有变量进行标准化处理,然后在控制性别和年级的情况下通过两步进行有调节的中介效应分析,所有分析过程均采用 SPSS 宏程序 PROCESS 进行。采用偏差校正的百分位 Bootstrap 方法检验,重复取样 5000 次,计算 95% 的置信区间,具体结果见表 2。

第一步,先对简单中介模型进行检验。在有调节的中介模型中,简单中介模型是基准模型,所以先对其进行检验(Hayes, 2013; 温忠麟,叶宝娟,2014)。首先选择 model 4 检验同伴冲突在中庸思维与网络成瘾之间的中介作用。回归分析表明,中庸思维负向预测同伴冲突($\beta = -0.17, p < 0.001$);中庸思维负向预测网络成瘾($\beta = -0.12, p <$

0.01), 同伴冲突正向预测网络成瘾 ($\beta = 0.29, p < 0.001$)。 $ab = -0.05$, $Boot\ SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.09, -0.02]$, 说明同伴冲突在中庸思维与网络成瘾之间的中介作用显著。中庸思维与网络成瘾关系的总效应值为 -0.17 , $Boot\ SE = 0.04$, 95% 的置信区间为 $[-0.26, -0.08]$, 中介效应值占总效应值比例为 29.41%。

第二步, 检验有调节的中介作用。由于调节变量

表2 中庸思维与网络成瘾的关系: 有调节的中介效应

预测变量	同伴冲突 (第一步: model 4)			网络成瘾 (第一步: model 4)			同伴冲突 (第二步: model 7)		
	β	SE	t	β	SE	t	β	SE	t
中庸思维	-0.17	0.04	-3.82***	-0.12	0.04	-2.84**	-0.29	0.07	-4.09***
同伴冲突				0.29	0.04	6.71***			
性别							-0.16	0.09	-1.77
中庸思维 × 性别							0.20	0.09	2.18*
年龄	-0.002	0.03	-0.07	0.10	0.02	3.85***	-0.02	0.03	-0.63
R^2		0.03			0.14			0.04	
F		7.30***			25.83***			5.65***	

为了揭示性别如何调节中庸思维与同伴冲突的关系, 将性别进行男女分组。结果如图2所示, 对于男大学生, 中庸思维对同伴冲突的负向预测作用显著 ($\beta_{simple} = -0.27, t = -4.00, p < 0.001$), 对于女大学生, 中庸思维对同伴冲突的负向预测作用不显著 ($\beta_{simple} = -0.10, t = -1.62, p > 0.05$); 这一结果表明, 性别在中庸思维与同伴冲突间起调节作用, 中庸思维对同伴冲突的预测作用只存在于男性之中。

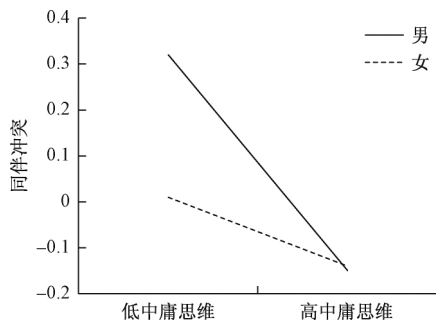


图2 性别在中庸思维与同伴冲突关系间的调节作用

4 讨论

本研究考察了根植于中国传统文化的中庸思维与大学生网络成瘾的关系及其作用机制, 结果发现, 中庸思维通过降低同伴冲突对网络成瘾起到一定的抑制作用。同时, 性别调节中庸思维与同伴冲突的关系, 中庸思维只对男性的同伴冲突有预测作用。本研究的发现有助于回答中庸思维“为什么”和“在什么条件下”影响网络成瘾两大问题。

调节的是中介效应的前半段, 所以选择 mode 7 进行检验。回归分析表明, 中庸思维负向预测同伴冲突 ($\beta = -0.29, p < 0.001$), 性别对同伴冲突的预测作用不显著 ($\beta = -0.16, p > 0.05$), 同时中庸思维和性别的交互项对同伴冲突的预测作用也显著 ($\beta = 0.20, p < 0.05$), 95% 的置信区间为 $[0.02, 0.38]$ 。这一结果说明, 性别对“中庸思维→同伴冲突→网络成瘾”这一中介路径的前半段起调节作用。

4.1 中庸思维与网络成瘾: 同伴冲突和性别的作用

首先, 本研究发现中庸思维可以抑制网络成瘾, 这和以往的研究结果是一致的(丁倩等, 2019)。除了考察中庸思维的作用(丁倩等, 2019), 个别研究还发现孝道信念也会影响网络成瘾(魏华等, 2019)。具体而言, 权威型孝道会加剧网络成瘾, 而互惠型孝道会抑制网络成瘾。综上所述, 反映中国人典型家庭观念的孝道信念和反映中国人典型思维特征的中庸思维都会影响网络成瘾, 这些结果提示我们要善于挖掘传统文化中的积极部分, 来解决现代社会所面临的问题。

其次, 本研究还发现同伴冲突是联接中庸思维和网络成瘾的内在中介机制, 解释了中庸思维与网络成瘾关系的内在机理。以往研究则发现, 中庸思维可以通过社会支持的中介作用与网络成瘾产生联系(丁倩等, 2019), 即中庸思维可以通过激发积极社交(社会支持)来抑制成瘾。本研究的结果则说明, 中庸思维可以通过抑制消极社交(同伴冲突)来抑制成瘾。这些结果从正反两个方面验证了中庸思维是一种人际智慧的观点(吴佳辉, 林以正, 2005)。

最后, 本研究揭示了中庸思维对同伴冲突的作用边界。本研究结果表明中庸思维仅仅能预测男性同伴冲突。在同伴交往的过程中, 既有甜蜜和谐的美好时光, 也有紧张矛盾的危险时刻。如何化解矛盾、避免冲突, 需要足够的人际智慧。中庸思维这一概念正反映了中国人的人际智慧(吴佳辉, 林以正,

2005), 它对于避免冲突至关重要。不同的社会角色塑造了不一样的冲突解决策略。面对潜在的冲突情景时, 女性拥有更多的积极的应对策略(如和解策略、回避策略和亲社会策略), 因此不太依赖于中庸思维这一人际智慧来避免冲突。但是, 同样的冲突情景中, 男性惯常的应对策略(攻击策略)则容易激化矛盾、激发冲突, 所以非常需要中庸思维这一人际智慧来进行自我调节。比较而言, 在潜在的冲突情景中, 中庸思维对于女性是可有可无的“锦上添花”, 对于男性则是至关重要的“雪中送炭”。

4.2 本研究的理论意义

本研究的理论意义体现在以下几个方面:

第一, 拓宽了中庸思维积极作用的范围。以往研究发现, 中庸思维可以促进积极组织行为和个体心理健康(毕重增, 2016, 2018; 郭侃, 曾维希, 2012; 郭轶等, 2016; 李启明, 陈志霞, 2014; 马伟军, 冯睿, 2012; 孙旭等, 2014), 本研究则发现中庸思维会降低网络成瘾的风险, 拓宽了我们对中庸思维积极作用的认知。在数字化时代, 我们面对很多新的问题(如网络欺负、网络色情和网络诈骗), 中庸思维是否有助于解决这些问题, 是未来研究值得尝试的一个方向。

第二, 拓展了中庸思维积极作用的解释机制。除了关注中庸思维对心理健康的积极效应, 学者们还非常关注这些积极效应背后的作用机制。以往研究发现, 中庸思维会通过心理弹性、情绪调节和应对效能对心理健康产生积极作用(郭侃, 曾维希, 2012; 郭轶等, 2016; 李启明, 陈志霞, 2016), 但很少有研究从人际交往的角度来解释这种作用机制。本研究则发现, 中庸思维会通过人际交往(同伴冲突)来影响数字化时代的心理健康(网络成瘾), 为未来相关研究提供了一种新的视角。

4.3 本研究的实践启示

中庸思维是极具中国特色的思维方式, 这一思维方式渗透到了中国人生活的方方面面, 因此研究中庸思维对网络成瘾的影响有很大的现实意义。目前关于网络成瘾的干预方案很多(Winkler et al., 2013; 高文斌, 陈祉妍, 2006), 但少有干预方案涉及到中国传统文化。我们认为, 在中华本土文化背景下, 可以通过公共课程、团体辅导和个体咨询等多样化的方式培养大学生的中庸思维, 促进他们人际关系的和谐, 进而降低网络成瘾的风险。和其他干预途径相比, 培养和提高大学生中庸思维这一途径更契合华人文化特征, 更有可能得到来自学校和国

学机构等组织的支持。此外, 我们还发现中庸思维能够降低男性的同伴冲突, 但不会对女性的同伴冲突有影响。根据这一结果, 可以有针对性地加强对于男大学生中庸思维的培养, 从而降低他们的同伴冲突和网络成瘾。具体而言, 可以通过开发适合男大学生心理特征的思维课程、团体活动和个体咨询方案来提升他们的中庸思维。

5 结论

综上所述, 本研究发现: (1) 中庸思维与同伴冲突、网络成瘾呈显著负相关; 同伴冲突与网络成瘾呈显著正相关; (2) 同伴冲突在中庸思维与网络成瘾的关系之中起中介作用; (3) 性别对中介路径“中庸思维→同伴冲突→网络成瘾”的前半段路径有显著的调节效应。对于男性, 中庸思维可以负向预测同伴冲突; 对于女性, 中庸思维不能预测同伴冲突。

参考文献:

- Bao, Y. S., Zhu, F. W., Hu, Y., & Cui, N. (2016). The research of interpersonal conflict and solution strategies. *Psychology*, 7(4), 541–545.
- Barki, H., & Hartwick, J. (2004). Conceptualizing the construct of interpersonal conflict. *International Journal of Conflict Management*, 15(3), 216–244.
- Fayazi, M., & Hasani, J. (2017). Structural relations between brain behavioral systems, social anxiety, depression and internet addiction: With regard to revised reinforcement sensitivity theory (r-RST). *Computers in Human Behavior*, 72, 441–448.
- Hardie, E., & Tee, M. Y. (2007). Excessive internet use: The role of personality, loneliness and social support networks in internet addiction. *Australian Journal of Emerging Technologies and Society*, 5(1), 34–37.
- Hayes, A. F. (2013). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. *Journal of Educational Measurement*, 3(8), 335–337.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, 44(3), 513–524.
- Hobfoll, S. E., Halbesleben, J., Neveu, J. P., & Westman, M. (2018). Conservation of resources in the organizational context: The reality of resources and their consequences. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 5(1), 103–128.
- Hussain, Z., & Griffiths, M. D. (2009). Excessive use of massively multi-player online role-playing games: A pilot study. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 7(4), 563–571.
- King, D. L., & Delfabbro, P. (2009). Motivational differences in problem video game play. *Journal of Cyber Therapy & Rehabilitation*, 2(2), 139–149.
- MacKinnon, D. P., & Fairchild, A. J. (2009). Current directions in mediation analysis. *Current Directions in Psychological Science*, 18(1),

- 16-20.
- Rose, A. J. , & Asher, S. R. (1999). Children's goals and strategies in response to conflicts within a friendship. *Developmental Psychology*, 35(1), 69-79.
- Park, S. M. , Park, Y. A. , Lee, H. W. , Jung, H. Y. , Lee, J. Y. , & Choi, J. S. (2013). The effects of behavioral inhibition/approach system as predictors of Internet addiction in adolescents. *Personality and Individual Differences*, 54(1), 7-11.
- Winkler, A. , Dörsing, B. , Rief, W. , Shen, Y. H. , & Glombiewski, J. A. (2013). Treatment of internet addiction: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 33(2), 317-329.
- Yao, M. Z. , & Zhong, Z. J. (2014). Loneliness, social contacts and Internet addiction: A cross-lagged panel study. *Computers in Human Behavior*, 30, 164-170.
- Young, K. S. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *Cyber Psychology & Behavior*, 1(3), 237-244.
- 毕重增. (2016). 有规则才有自信: 松紧度感知与中庸思维的作用. *西南大学学报(社会科学版)*, 42(1), 107-113.
- 毕重增. (2018). 关系流动性与自信: 中庸实践思维的领域和过程. *西南大学学报(社会科学版)*, 44(4), 120-128.
- 陈春宇, 连帅磊, 孙晓军, 柴唤友, 周宗奎. (2018). 社交网站成瘾与青少年抑郁的关系: 认知负载和核心自我评价的中介作用. *心理发展与教育*, 34(2), 210-218.
- 丁倩, 魏华, 张永欣, 周宗奎. (2016). 自我隐瞒对大学生网络成瘾的影响: 社交焦虑和孤独感的多重中介作用. *中国临床心理学杂志*, 24(2), 293-297.
- 丁倩, 张永欣, 魏华, 胡伟. (2019). 中庸思维与大学生网络成瘾: 社会支持和孤独感的序列中介作用. *心理与行为研究*, 17(4), 553-560.
- 范兴华, 方晓义. (2004). 大学生友谊质量量表中文版信度与效度的初步研究. *中国临床心理学杂志*, 12(2), 133-134.
- 甘媛源, 杨化刚, 余嘉元. (2015). 大学生网络成瘾与学业延迟满足, 学业拖延的关系. *中国卫生事业管理*, 32(6), 463-465.
- 高文斌, 陈祉妍. (2006). 网络成瘾病理心理机制及综合心理干预研究. *心理科学进展*, 14(4), 596-603.
- 郭侃, 曾维希. (2012). 大学生中庸思维在情绪调节和情绪间的作用. *中国健康心理学杂志*, 20(7), 1101-1103.
- 郭莲荣, 梅松丽, 张明. (2009). 大学生感觉寻求人格特质与网络成瘾. *教育科学*, 25(3), 57-61.
- 郭轶, 李雪晶, 黄新英, 钟婵. (2016). 抑郁症患者应对效能在中庸思维和心理健康间的中介作用. *四川精神卫生*, 29(1), 23-25.
- 李董平, 周月月, 赵力燕, 王艳辉, 孙文强. (2016). 累积生态风险与青少年网络成瘾: 心理需要满足和积极结果预期的中介作用. *心理学报*, 48(12), 1519-1537.
- 李启明, 陈志霞. (2014). 中庸实践思维的结构和测量. *心理研究*, 7(1), 23-28.
- 李启明, 陈志霞. (2016). 中庸思维对社会适应的影响: 心理弹性和情绪调节的中介作用. *人类工效学*, 22(1), 11-15.
- 刘连龙, 徐丹, 胡明利. (2009). 大学生孤独感与其网络成瘾的关系. *中国临床心理学杂志*, 17(1), 59-60.
- 刘文俐, 周世杰. (2014). 大学生网络过度使用的后果及与幸福感的关系. *中国临床心理学杂志*, 22(2), 288-290.
- 马伟军, 冯睿. (2012). 中国大学生的自我建构、利己归因偏好与自我增强. *心理科学*, 35(6), 1398-1403.
- 宋广文, 孔芳, 刘美婷, 袁小帆. (2010). 大学生孤独感在社会支持与网络成瘾倾向间的中介作用. *中国临床心理学杂志*, 18(3), 331-333.
- 孙旭, 严鸣, 储小平. (2014). 坏心情与工作行为: 中庸思维跨层次的调节作用. *心理学报*, 46(11), 1704-1718.
- 王军. (2008). 工科院校大学生人格和人际交往特点与网络成瘾的关系研究. *心理科学*, 31(4), 989-991.
- 魏华, 段海岑, 丁倩, 周宗奎. (2019). 百善孝为先? 大学生二元孝道信念与网络成瘾的关系研究. *心理发展与教育*, 35(1), 40-47.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补? *心理学报*, 45(5), 714-726.
- 吴佳辉, 林以正. (2005). 中庸思维量表的编制. *本土心理学研究*, (24), 247-300.
- 夏凌翔, 江晓楠. (2011). 大学生的自立人格与病理性互联网使用的关系. *西南大学学报(自然科学版)*, 33(10), 160-164.
- 杨洋, 雷雳. (2007). 青少年外向/宜人性格、互联网服务偏好与“网络成瘾”的关系. *心理发展与教育*, 23(2), 42-48.
- 杨中芳, 阳中华, 丁宇. (2015). “中庸构念图”之建构效度再检验. *中国社会心理学评论*, 7, 7-18.
- 余思, 刘勤学. (2019). 青少年身体不满意与自杀意念的关系: 一个有调节的中介模型. *心理发展与教育*, 35(4), 486-494.
- 张锦涛, 陈超, 王玲娇, 刘璐, 刘凤娥, 赵会春, ... 方晓义. (2014). 大学新生网络使用时间与网络成瘾的关系: 有中介的调节模型. *心理学报*, 46(10), 1521-1533.
- 张军伟, 龙立荣. (2014). 员工宽恕的前因与后果: 多层次模型. *心理学报*, 46(8), 1161-1175.
- 张云运, 陈会昌. (2011). 青少年特质情感、朋友冲突解决策略对友谊质量的影响. *心理科学*, 34(1), 125-130.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942-950.

Zhong-yong Thinking Style and Internet Addiction of College Students: The Role of Peer Conflict and Gender

WEI Hua^{1,2} LI Qian¹ ZHOU Zongkui² DING Qian^{1,2} XIONG Jie^{2,3}

(1. School of Education Science, Xinyang Normal University, Xinyang 464000; 2. Key Laboratory of Adolescent Cyberpsychology and Behavior(CCNU), Ministry of Education, School of Psychology, Central China Normal University, Wuhan 430079; 3. Center of Mental Health Education, Wuhan University of Technology, Wuhan 430000)

Abstract: Based on resources conservation theory and social role theory, the present study examined the college students' Zhong-yong thinking, peer conflict and internet addiction via questionnaires. Participants were 492 college students from Wuhan. Results were as follows. First, Zhong-yong thinking was negatively correlated with peer conflict and internet addiction; peer conflict was positively correlated with internet addiction. Second, peer conflict mediated the relationship between Zhong-yong thinking and internet addiction. Third, gender significantly moderated the first half of the mediating path of "Zhong-yong thinking-peer conflict-internet addiction". For male, can negatively predict peer conflict; whereas for female, Zhong-yong thinking cannot predict peer conflict. The results indicated that the relationship between Zhong-yong thinking and internet addiction was mediated by peer conflict; however, the negative relationship between Zhong-yong thinking and peer conflict only existed in male.

Key words: zhong-yong thinking; internet addiction; resources conservation theory; peer conflict; college students

幼儿园新教师学历与离职意向的关系: 入职适应、工作满意度的多重中介作用

周思妤¹ 王艺卓² 李晓巍¹

(1. 北京师范大学教育学部, 北京 100875; 2. 北京市西城区棉花胡同幼儿园, 北京 100035)

摘要: 以 783 名教龄 3 年以内的幼儿园新教师为被试, 采用问卷法考察入职适应和工作满意度在新教师学历与离职意向之间的中介作用。结果表明: 工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向的关系中具有正向独立中介作用; 入职适应、工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向的关系中具有负向链式中介作用。这些结果说明, 良好的入职适应是提高幼儿园高学历新教师工作满意度、降低其离职意向的关键因素。

关键词: 离职意向; 学历; 入职适应; 工作满意度; 幼儿园新教师

分类号: B844

1 问题提出

教师学历偏低是长期困扰我国幼儿园教师队伍建设的难题(教育部, 2018a)。相比于发达国家将大学本科学历作为幼儿园教师最低学历要求, 我国《教师法》规定的幼儿园教师学历最低要求仅相当于高中学历(文君等, 2013), 拥有本科及以上学历的幼儿园教师所占比例较低, 属高学历教师(教育部, 2018b)。而近年来, 随着国家对学前教育事业的重视, 全国各地对幼儿园教师学历的要求逐渐提升(教育部, 2018a)。加之高等教育的大众化, 越来越多的本科及以上学历毕业生加入一线幼儿园教师队伍。数据显示, 2017 年我国本科及以上学历专任幼儿园教师占幼儿园教师总数的 21.30%(教育部, 2018b)。比 2012 年的 11.98% 增长了 9.32%, 呈稳步上升趋势(教育部, 2012b)。

然而, 与上述利好趋势相对, 当前我国幼儿园教师流失严重。以北京市为例, 部分幼儿园每年流失掉的教师占教师总数的 1/3, 教龄不足 3 年的新教师占教师总数的 50%, 导致园所不得不每年重复进行入职培训和教师团队组建, 保教质量难以保障(冯婉桢等, 2017)。已有研究表明, 教龄在 3 年以内的幼儿园新教师正处于专业发展的“求生与发展期”, 实际工作状态与工作期望之间的落差带来的“现实冲击”(reality shock)使其在入

职之初便产生了较强的离职意向(Kim & Cho, 2014; Smith & Ingersoll, 2004; 方怡妮, 牟映雪, 2015)。而这一问题在高学历教师群体中可能更为严重。Mitchell 等人(2000)的实证研究表明, 学历越高的员工离职意向越强, 这可能由于高学历员工可选择的工作更多, 可能表现出更大的野心。自我差异理论也认为, 当个体感到自身实际具备的现实品质与自己或重要他人期望其具备的品质不符(即现实自我与理想自我产生差异)时会产生失望、不满、沮丧等消极情感。而工作中的期望差距则会对个体工作中的情感态度产生负面影响, 进而导致离职意向的产生(Wanous et al., 1992)。高学历幼儿园教师较高的自身素质使其自我工作期望较高, 且身边的家人、朋友甚至社会舆论对他们的工作期望也更高。但在缺少编制、户口和高收入保障等现实情况面前, 幼儿园教师繁琐的日常工作和急需提高的社会地位可能使他们感受到更多的期望差距, 进而对幼儿园教师这一工作产生消极的情感态度(赖德信, 2015; 胥兴春, 徐雪, 2018)。与此同时, 较高的自身素质使他们有可能在离开幼教行业后从事其他经济回报更高的职业(冯婉桢等, 2017), 离职意向因此较高。可见, 学历越高的幼儿园教师越有可能在入职之初产生离职意向。因此, 如何降低高学历幼儿园新教师离职意向、帮助幼儿园留住人才已成为学前教育研究领域亟待解决的问题。然而, 由于我国近年来

通讯作者: 李晓巍, E-mail: bnulixw@126.com

才开始强调高质量幼儿园教师队伍建设(教育部, 2012a),本科及以上的幼儿园教师数量不多,更鲜有实证研究关注幼儿园新教师流失这一现象。基于此,本研究拟考察幼儿园新教师群体的学历与离职意向的关系及内在机制,以期为幼儿园建设高质稳定的教师队伍提出有效建议。

已有研究表明,员工学历越高,其工作满意度可能越低(Frances, 2010; Froese et al., 2018),本科及以上的高学历幼儿园教师的工作满意度显著低于低学历教师(方怡妮,牟映雪,2015)。对此,Herzberg 的双因素理论认为,工作满意度由个体对工作内部和外部因素两部分的态度组成,而对工作内、外部因素不满意的个体可能会做出直接改变就业环境的选择(Herzberg et al., 1959)。对幼儿园教师而言,工作内部因素包括有效的教学实践和师幼互动等,而外部因素包括薪资水平和幼儿园硬件设施等。一方面,理论与实践的差距有可能使高学历教师在教学实践和师幼互动中对自己感到失望;另一方面,高学历教师更有可能对幼儿园所提供的薪资待遇及其他硬件条件感到失望,进而对幼儿园教师这一工作产生不满。诸多员工流失模型将工作满意度作为员工离职意向的重要预测变量之一,认为个体对工作的不满会引发其一系列反应最终产生离职想法(Hom et al., 1992; Lee et al., 1999; Mobley, 1977; Price, 2000)。大量实证研究也表明,教师工作满意度与离职意向存在显著负相关(Larkin et al., 2016; Tett & Meyer, 1993; 贾绪计等, 2015)。这提示我们,学历越高的教师工作满意度可能越低,离职意向也随之产生。也就是说,工作满意度可能在教师学历与离职意向之间起中介作用。

提高幼儿园教师的工作满意度可能是降低其离职意向的有效途径,而入职之初是个体对所从事职业形成认同感和满意度的关键阶段。个体在入职之初所经历的学习掌握新的工作任务和工作绩效、了解他人对自己在工作中的角色期望;与工作环境中的同事发展人际关系并融入工作环境等一系列过程被称为入职适应(Morrison, 1993)。已有研究表明,新教师在入职适应过程中可能受到源自工作实际与期望不符,工作环境难达预期而工作压力超过预期,难以把握学生身心发展情况,难以适应与上下级、同事、学生、学生家长间的人际关系,所学理论技能与实际教学情境脱节等方面的“现实冲击”(殷玉新, 2015)。根据 Lee 等的员工流失模型,这些“现实冲击”既可能直接触发新教师原有的离职经验和行动

计划,又可能通过造成新教师的“形象冲突”,即个人的价值观、目标与单位的价值观、目标不一致,进而导致他们对当前工作和各种替代工作展开评估和比较,引发离职意向(Hom et al., 2017; Lee et al., 1999)。有研究者认为,学历越高的教师在入职之初对学科基础知识和教学方法等的把握越熟悉,与领导、同事、学生间的关系也越和谐,对各类问题、突发事件和困境的应对越成熟(殷玉新,2015)。而这些都是有助于高学历新教师更好地处理入职适应过程中可能遇到的“现实冲击”,避免他们受到由“现实冲击”引发的离职意向的影响。换句话说,新教师学历可能通过入职适应的独立中介作用负向预测离职意向。

然而,在 Lee 等人的员工流失模型中,“现实冲击”与“形象冲突”不仅可能直接触发员工的离职意向,还可能通过降低员工的工作满意度间接引发离职意向(Hom et al., 2017; Lee et al., 1999)。实证研究也表明,具有良好入职适应能力的新教师往往能够更好地应对现实与期望之间的落差,克服教学经验不足、教学任务偏重、班级管理与课堂调控、单位文化融入与人际沟通等重重困难,并在此过程中避免职业倦怠,保持自我效能和职业乐观(Hong, 2010; McLennan et al., 2017; 左志宏等,2013)。而 Herzberg 的双因素理论将上述因素视为影响员工工作满意度的工作内部因素,认为教师在这些方面的良好表现有助于其形成较高的工作满意度(Ferguson et al., 2012; Herzberg et al., 1959; Mir, 2012)。可见,高学历新教师可能凭借良好的入职适应获得较高的工作满意度,从而降低离职意向,即入职适应、工作满意度可能在新教师学历与离职意向间起链式中介作用。

当前我国幼儿园教师队伍建设正面临高学历教师“招得来,留不住”的局面,而高学历教师较高的离职意向可能与其较低的工作满意度有关。已有研究表明,良好的入职适应可以提升教师入职之初的工作满意度,降低其离职意向。因此,本研究以教龄在 3 年以内的新教师为研究对象,采用问卷法考察幼儿园新教师学历与离职意向的关系,并探究入职适应和工作满意度在其中的中介效应,以期帮助幼儿园通过促进新教师的入职适应来提升其工作满意度,降低其离职意向。本研究假设:(1)新教师学历越高,其离职意向越高;(2)新教师学历越高,其工作满意度越低,离职意向越高;(3)新教师学历越高,其入职适应越好,离职意向越低;(4)新教师学

历越高,其入职适应越好,工作满意度越高,离职意向越低。

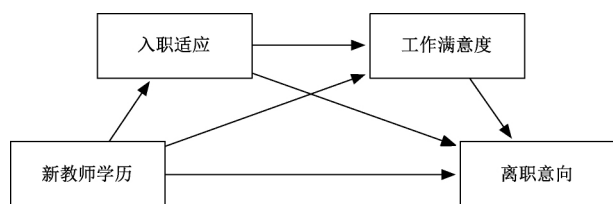


图1 幼儿园新教师学历与离职意向的关系:
入职适应与工作满意度的多重中介效应

2 研究方法

2.1 研究对象

本研究面向广西桂林市、内蒙古鄂尔多斯市的幼儿园教师发放问卷1650份,其中纸质版问卷收回171份,回收率为93.44%;由问卷星平台收回电子版问卷1467份,因填答不完整的电子版问卷无法提交,电子版问卷的回收率为100%。对收回问卷进行整理和数据检查,剔除填答不完整的纸质问卷以及填写时间过短(小于3分钟)的电子版问卷共115份,得到有效问卷1523份,有效率为92.9%。

从1523份有效问卷中筛选教龄在3年以内的幼儿园新教师(共783名)作为本研究的研究对象,其中女教师742名(94.8%)。25岁以下教师454名(58.0%),26~30岁教师234名(29.9%),30岁以上教师95名(12.1%)。304名教师来自公办幼儿园(38.8%),468名教师来自民办幼儿园(59.8%),其余11名教师来自其他性质幼儿园(1.4%)。中专及以下学历教师210名(26.8%),大专学历教师418名(53.4%),本科及以上学历教师155名(19.8%)。其中,广西桂林市教师共378名(48.3%),145名(38.4%)为中专及以下学历,187名(61.1%)为大专学历,2名(0.5%)为本科及以上学历。内蒙古鄂尔多斯市教师共405名(51.7%),65名(16.0%)为中专及以下学历,187名(46.2%)为大专学历,153名(37.8%)为本科及以上学历。可见,本研究样本中拥有本科及以上学历的教师主要来自内蒙古鄂尔多斯市,这与两地学前教育实际发展水平相一致。据统计,内蒙古的学前教育发展综合指数在我国31个省份中排名第5,而广西则排名倒数第4(陈纯瑾,范洁琼,2018)。

2.2 研究工具

2.2.1 教师基本信息调查表

教师自我报告个人基本信息,包括教师性别、年

龄、教龄、学历、所在幼儿园性质(公办/民办)与所在地(城市/乡镇/农村)等。其中,教师最高学历分为中专(高中)及以下,大专,本科及以上3类,分别赋值为1~3。

2.2.2 工作满意度指数问卷

采用Schriesheim和Tsui(1980)编制的《工作满意度指数问卷》考察新教师的工作满意度。问卷由6个项目组成,要求个体自我报告对工作强度与压力、与领导关系、与同事关系、工资报酬、晋升发展机会等方面的满意程度。采用利克特5级评分,得分越高代表工作满意度越高。该问卷被广泛用于国内教师工作满意度测量,具有良好的信效度(董秀成,2010)。本研究中该问卷的Cronbach's α 系数为0.87。

2.2.3 员工工作适应量表

采用谭亚莉(2005)修订的《员工工作适应量表》考察新教师入职适应。包括任务掌握、角色清晰和社会整合3个维度,共12个项目。采用利克特5级评分,得分越高代表入职适应越好。该量表在以往研究中表现出良好的信效度(何辉,黄月,2015;左雅靓等,2016)。本研究中该量表3个维度的Cronbach's α 系数在0.86~0.91之间, $\chi^2/df=4.06$,CFI=0.98,TLI=0.97,RMSEA=0.06,SRMR=0.03。

2.2.4 教师离职意向问卷

采用Weisberg和Sagie(1999)编制的《教师离职意向问卷》考察新教师的离职意向。该问卷共3个题目,要求教师根据自己的真实想法选择最能反映个人感受的选项。采用利克特5级评分,得分越高代表离职意向越高。该量表在以往测量中国教师离职意向的研究中表现出良好的信效度(Leung & Lee, 2006)。本研究中该问卷的Cronbach's α 系数为0.68。

2.3 研究过程与数据处理

首先,在征求园长同意的情况下,向幼儿园教师发放知情同意书。取得教师同意后,由受过专业培训的学前教育专业研究生作为主试,向教师说明研究目的及问卷填写的注意事项。在严格保证匿名填写的前提下,由教师自由选择填写纸质版或电子版问卷。向选择填写纸质版问卷的教师发放装有问卷的信封,要求教师在一周内完成填写并将填好的问卷密封在信封中匿名提交。同时,借助问卷星网络平台将问卷制作成电子版,保证内容与纸质版问卷完全相同。将问卷星网络平台生成的电子版问卷链接发给选择填写电子版问

卷的教师,要求教师在一周内完成填写及匿名提交。最后对数据进行整理,采用 SPSS 21.0 和 Mplus 7.4 对数据进行统计分析。

3 结果分析

3.1 变量间的相关分析

首先,采用 Harman 单因素检验对共同方法偏差进行检验。结果表明,特征值大于 1 的因子共 4 个,第一因子的变异解释率为 21.31%,小于 40% 的临界标准,说明共同方法偏差不显著。对幼儿园新教师学历、工作满意度、入职适应以及离职意向进行描述性统计和相关分析,结果见表 1。新教师学历与入职适应呈显著正相关,但与工作满意度之间的相关不显著;工作满意度与入职适应显著正相关,与离职意向显著负相关;入职适应与离职意向间呈显著负相关;新教师学历与离职意向的相关不显著。而已有研究表明,由于可能存在的遮掩效应(即可能存在两条或多条中介路径,其间接效应大小相近但符号相反,使得总效应不显著),自变量与因变量间直接相关是否显著不是进行中介效应的必要前提(Mackinnon et al., 2000; 温忠麟,叶宝娟,2014)。因此,新教师学历与工作满意度、离职意向间相关不显著不影响后续中介效应模型的构建。

需要指出的是,在本研究中,除教师学历外的其他教师人口学变量,包括教师性别、年龄、教龄等,与教师入职适应、工作满意度和离职意向间的相关关系均不显著,故未被作为控制变量纳入模型。

表 1 新教师学历、工作满意度、入职适应及离职意向的描述性统计和相关分析($n=783$)

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1 新教师学历	1.93	0.68	—			
2 工作满意度	3.71	0.76	-0.01	—		
3 入职适应	4.11	0.53	0.11**	0.61***	—	
4 离职意向	2.85	0.89	0.00	-0.47***	-0.28***	—

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

表 2 新教师学历与离职意向的链式中介分析结果($n=783$)

	效应值	95% 置信区间		间接效应与直接效应比例(绝对值)
		下限	上限	
新教师学历 - 工作满意度 - 离职意向	0.03	0.01	0.06	6.15
新教师学历 - 入职适应 - 离职意向	0.00	-0.01	-0.01	0.18
新教师学历 - 入职适应 - 工作满意度 - 离职意向	-0.03	-0.06	-0.01	5.20
新教师学历 - 离职意向的总间接效应	0.01	-0.10	0.15	1.13
入职适应 - 工作满意度 - 离职意向	-0.29	-0.35	-0.23	29.14

路径分析结果显示,加入入职适应与工作满意度为中介变量后,新教师学历对离职意向的直接预测作用为负向但不显著($\beta = -0.01, p > 0.05$),而

3.2 入职适应、工作满意度在新教师学历和离职意向之间的中介效应

在对变量进行相关分析的基础上,采用结构方程模型对变量之间的关系进行深入探讨,考察入职适应和工作满意度在新教师学历和离职意向之间的中介作用。根据 Preacher 等人(2007)提出的中介效应模型检验步骤,在 Mplus 7.4 中构建新教师学历、入职适应、工作满意度以及离职意向之间关系的多重中介模型(图 2)。通过偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 法对中介效应进行检验,重复取样 1000 次,并计算 95% 置信区间。由于图 2 为饱和模型,拟合指数为最优,故无需报告(温忠麟,叶宝娟,2014)。

各变量间中介路径的效应值及路径系数如表 2 和图 2 所示。新教师学历对离职意向的总间接效应为 0.01($p > 0.05$),工作满意度和入职适应的独立中介效应分别为 0.04($p < 0.01$)和 0.00($p > 0.05$),教师入职适应与工作满意度的链式中介效应为 -0.03($p < 0.01$)。其中,新教师学历对离职意向的链式中介效应的 95% 置信区间为 $[-0.06, -0.01]$,该区间不包括 0,表明模型的链式中介效应显著。另外,由于本研究中直接效应与间接效应的符号相反,属于遮掩效应,应报告间接效应与直接效应比例的绝对值作为效应量(温忠麟,叶宝娟,2014)。

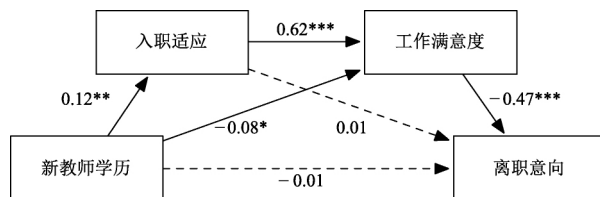


图 2 新教师学历、入职适应、工作满意度和离职意向之间关系模型

(实线表示路径系数显著,虚线表示路径系数不显著)

新教师学历对入职适应有显著正向预测作用($\beta = 0.12, p < 0.01$),对工作满意度有显著负向预测作用($\beta = -0.08, p < 0.01$),入职适应对工作满意度有

显著正向预测作用($\beta = 0.62, p < 0.001$), 工作满意度对离职意向则有显著负向预测作用($\beta = -0.47, p < 0.001$)。这说明, 一方面, 工作满意度在学历与离职意向之间起独立中介作用, 即高学历新教师因工作满意度较低而离职意向较高; 另一方面, 入职适应和工作满意度在学历与离职意向之间起链式中介作用, 即学历越高的新教师入职适应越好, 工作满意度越高, 离职意向越低。这与本研究的假设部分一致。然而, 与假设不同的是, 入职适应对离职意向的直接正向预测作用不显著($\beta = 0.01, p > 0.05$), 即入职适应在新教师学历与离职意向之间的独立中介作用不存在。但是, 入职适应能够通过显著正向预测工作满意度($\beta = 0.62, p < 0.001$)从而间接显著负向预测离职意向($\beta = -0.47, p < 0.001$), 这表明工作满意度在教师入职适应对离职意向的预测中起显著中介作用。

综上, 新教师学历通过工作满意度对离职意向的显著正向预测作用被学历通过入职适应、工作满意度对离职意向的显著负向预测作用遮掩, 使得新教师学历对离职意向的直接预测作用不显著。换句话说, 高学历新教师可能因为工作满意度较低而产生离职意向, 但良好的入职适应能提高其工作满意度进而缓解离职意向的产生。

4 讨论

本研究以教龄在3年以内的幼儿园新教师为研究对象, 考察我国幼儿园教师学历与离职意向的关系, 以及入职适应和工作满意度在其中的中介效应。相关分析发现, 与研究假设不符, 教师学历与离职意向的相关不显著。对此有两种可能的解释, 一方面幼儿园新教师的离职意向可能与其学历无关, 另一方面也可能由于幼儿园新教师学历与离职意向之间存在两条或多条中介路径, 其间接效应大小相近但符号相反, 各中介路径间的预测效应相互遮掩, 使得学历对离职意向的总效应不显著。而本研究对入职适应和工作满意度两变量在新教师学历与离职意向关系间的中介效应检验支持了后一种解释。

首先, 本研究发现了工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向之间的正向独立中介作用, 即幼儿园新教师学历越高其工作满意度越低, 离职意向越高。这与以往研究结果一致(方怡妮, 牟映雪, 2015)。根据自我差异理论, 当个体认为其实际具备的现实品质与自身或重要他人希望其具备的品质不符时, 个体会产生失望、不满、沮丧等消极情感

(Wanous et al., 1992)。具体而言, 经验的缺乏使得刚刚入职的高学历幼儿园教师在教学实践和师幼互动中对自己感到失望; 与此同时, 幼儿园能够提供的薪资待遇及其他硬件条件与这些高学历教师工作期望之间的差距较大, 使其对幼儿园教师这一工作感到更加不满(Tett & Meyer, 1993), 而这种不满最终会导致离职意向的产生(Hom et al., 2017; Lee et al., 1999)。

其次, 与工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向之间正向的独立中介作用相对, 入职适应、工作满意度在新教师学历与离职意向间具有负向的链式中介作用, 且新教师学历通过这一链式中介路径对离职意向的显著负向预测作用能够完全遮掩其通过工作满意度这一独立中介路径对离职意向的显著正向预测作用, 使得幼儿园新教师的学历不能显著正向预测其离职意向。换句话说, 良好的入职适应能够缓解高学历幼儿园教师在入职之初由于工作期望差异等原因对工作产生的不满态度, 从而降低其离职意向。这与以往研究结果一致。相比于低学历新教师, 高学历新教师对学科基础知识的掌握更丰富, 对幼儿园教师的角色定位更清晰, 对各类人际关系的处理更自信, 因此能够更好的应对入职适应过程中的“现实冲击”, 完成良好的入职适应(胡芳芳, 桑青松, 2013; 殷玉新, 2015)。而良好的入职适应能力又意味着这些高学历新教师能够顺利实现理论知识向教学实践的转化, 快速适应园所组织氛围并构建和谐的人际关系, 并始终维持对幼儿园教师职业的积极态度(Allen, 2009; McLennan et al., 2017; 路晨, 2015), 工作满意度因此提升, 由对工作不满而产生的离职意向也随之降低。

然而, 与研究假设不一致的是, 本研究未发现入职适应在幼儿园新教师学历与离职意向之间的独立中介作用。进一步中介效应检验结果表明, 入职适应对幼儿园新教师离职意向的预测作用是通过影响工作满意度这一变量实现的, 这与以往研究结果一致。诸多离职意向理论模型都将工作满意度作为其他前因变量与离职意向之间必不可少的中介变量(Hom et al., 2017), 诸如薪酬、晋升机会、工作压力、社会支持等前因变量都通过影响个体工作满意度进而影响其离职意向(Applebaum et al., 2010; Bufquin et al., 2017; Feng et al., 2017; Fukui et al., 2019)。虽然Lee等人的员工流失模型提出, 员工在入职适应期遭遇的“现实冲击”和“形象冲突”也可能不通过工作满意度的中介作用而直接

引发离职意向 (Hom et al., 2017; Lee et al., 1999), 但这一直接作用在本研究所涉及的我国新幼儿园教师群体中并不显著。这可能由于我国幼儿园新教师普遍年纪较轻, 幼儿园教师是他们的第一份正式职业, 入职之初的“现实冲击”不会直接触发他们过去已有的离职经验和行动计划。而且, 这些年轻教师对除幼儿园教师外的其他替代工作还不甚了解, 出于对工作和生活稳定性的考虑, 当“形象冲突”发生时, 他们虽然可能会对当前工作产生不满, 但不会直接考虑转向其他替代工作, 产生离职意向。这提示我们, 针对我国幼儿园新教师群体, 单靠改善入职适应可能无法达到降低其离职意向的目的, 只有良好的入职适应确实提高了他们的工作满意度, 离职意向才有可能得到真正的缓解。

综上, 本研究发现, 工作满意度是教师产生离职意向的重要前因变量, 学历越高的幼儿园教师越有可能在入职之初感受到较低的工作满意度, 从而产生较高的离职意向。而良好的入职适应能提高高学历新教师的工作满意度, 进而降低其离职意向。因此, 良好的入职适应是提高幼儿园高学历新教师工作满意度、降低其离职意向的关键因素。这提示我们, 幼儿园在引入高学历教师后不应只关注其专业能力的发展, 还应关注其入职适应的情况, 采取多种途径帮助高学历新教师从容应对入职之初的重重挑战, 引导他们在入职适应过程中建立较高的工作满意度, 降低他们因对工作不满而产生的离职意向, 确保所教师队伍的高质量和稳定性。

5 结论

(1) 工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向的关系中具有正向独立中介作用。

(2) 入职适应、工作满意度在幼儿园新教师学历与离职意向的关系中具有负向链式中介作用。

参考文献:

- Allen, J. M. (2009). Valuing practice over theory: How beginning teachers re-orient their practice in the transition from the university to the workplace. *Teaching and Teacher Education*, 25(5), 647–654.
- Applebaum, D., Fowler, S., Fiedler, N., Osinubi, O., & Robson, M. (2010). The impact of environmental factors on nursing stress, job satisfaction, and turnover intention. *The Journal of Nursing Administration*, 40(7–8), 323–328.
- Bufquin, D., Dipietro, R., Orłowski, M., & Partlow, C. (2017). The influence of restaurant co-workers' perceived warmth and competence on employees' turnover intentions: The mediating role of job attitudes. *International Journal of Hospitality Management*, 60, 13–22.

- Feng, D., Su, S., Yang, Y., Xia, J., & Su, Y. (2017). Job satisfaction mediates subjective social status and turnover intention among Chinese nurses. *Nursing & Health Sciences*, 19(3), 1–5.
- Ferguson, K., Frost, L., & Hall, D. (2012). Predicting teacher anxiety, depression, and job satisfaction. *Journal of Teaching & Learning*, 8(1), 27–42.
- Frances, R. (2010). Job and educational level of company managers: Their relations with job satisfaction. *Applied Psychology*, 35(4), 513–530.
- Froese, F. J., Peltokorpi, V., Varma, A., & Hitotsuyanagi-Hansel, A. (2018). Merit-based rewards, job satisfaction and voluntary turnover: Moderating effects of employee demographic characteristics. *British Journal of Management*, 30(3), 610–623.
- Fukui, S., Wu, W., & Salyers, M. P. (2019). Impact of supervisory support on turnover intention: The mediating role of burnout and job satisfaction in a longitudinal study. *Administration and Policy in Mental Health and Mental Health Services Research*, 46(3), 1–10.
- Herzberg, F., Mausner, B., & Snyderman, B. (1959). *The motivation to work* (2nd ed.). Oxford, England: John Wiley.
- Hom, P. W., Caranikas W. F., & Prussia G. E. (1992). A meta-analytical structural equations analysis of a model of employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 77(6), 890–909.
- Hom, P. W., Lee, T. W., Shaw, J. D., & Hausknecht, J. P. (2017). One hundred years of employee turnover theory and research. *Journal of Applied Psychology*, 102(3), 530–545.
- Hong, J. Y. (2010). Pre-service and beginning teachers' professional identity and its relation to dropping out of the profession. *Teaching & Teacher Education*, 26(8), 1530–1543.
- Kim, H., & Cho, Y. J. (2014). Preservice teachers' motivation, sense of teaching efficacy, and expectation of reality shock. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 42(1), 67–81.
- Larkin, I. M., Brantley-Dias, L., & Lokey-Vega, A. (2016). Job satisfaction, organizational commitment, and turnover intention of on-line teachers in the K-12 setting. *Online Learning*, 20(9), 26–51.
- Lee, T. W., Mitchell, T. R., Holtom, B. C., & Hill, M. D. W. (1999). The unfolding model of voluntary turnover: A replication and extension. *The Academy of Management Journal*, 42(4), 450–462.
- Leung, D. Y. P., & Lee, W. W. S. (2006). Predicting intention to quit among Chinese teachers: Differential predictability of the components of burnout. *Anxiety, Stress & Coping*, 19(2), 129–141.
- Mackinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). E-quivalence of the mediation, confounding and suppression effect. *Prevention Science*, 1(4), 173–181.
- McLennan, B., McIlveen, P., & Perera, H. N. (2017). Pre-service teachers' self-efficacy mediates the relationship between career adaptability and career optimism. *Teaching & Teacher Education*, 63(4), 176–185.
- Mir, I. A. (2012). University teachers job dissatisfaction: application of two-factor theory: A case of pakistani education system. *Educational Research & Reviews*, 7(4), 83–89.
- Mitchell, O., Mackenzie, D. L., Styve, G. J., & Gover, A. R. (2000). The impact of individual, organizational, and environmental

- attributes on voluntary turnover among juvenile correctional staff members. *Justice Quarterly*, 17(2), 333–357.
- Mobley, W. H. (1977). Intermediate linkages in the relationship between job satisfaction and employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 62(2), 237–240.
- Morrison, E. W. (1993). Longitudinal study of the effects of information seeking on newcomer socialization. *Journal of Applied Psychology*, 78(2), 173–183.
- Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. F. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate Behavioral Research*, 42(1), 185–227.
- Price J. L. (2000). Reflections on the determinants of turnover. *International Journal of Manpower*, 22(7), 600–624.
- Schriesheim, C., & Tsui, A. S. (1980). Development and validation of a short satisfaction instrument for use in survey feedback interventions. *Paper presented at the Western Academy of Management Meeting*, Phoenix, AZ.
- Smith, T. M., & Ingersoll, R. M. (2004). What are the effects of induction and mentoring on beginning teacher turnover? *American Educational Research Journal*, 41(3), 681–714.
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analyses based on meta-analytic findings. *Personnel Psychology*, 46(2), 259–291.
- Wanous, J. P., Poland, T. D., Premack, S. L., & Davis, K. S. (1992). The effects of met expectations on newcomer attitudes and behaviors: A review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 77(3), 288–297.
- Weisberg, J., & Sagie, A. (1999). Teachers' physical, mental, and emotional burnout: Impact on intention to quit. *Journal of Psychology*, 133(3), 333–339.
- 陈纯槿, 范洁琼. (2018). 我国学前教育综合发展水平的省际比较与分析. *学前教育研究*, 32(12), 16–29.
- 董秀成, 吴明证. (2010). 普通高校辅导员的职业认同与工作满意度的关系. *心理科学*, 45(1), 241–243.
- 方怡妮, 牟映雪. (2015). 幼儿园教师专业自我发展现状及其影响因素. *学前教育研究*, 29(10), 57–63.
- 冯婉桢, 田彭彭, 蒋杭珂. (2017). 区域幼儿园教师队伍配置进展与优化路径研究——基于北京市 2010–2015 年的实证分析. *教师教育研究*, 29(3), 39–45.
- 何辉, 黄月. (2015). 组织社会化策略与新员工工作适应研究. *管理学报*, 12(10), 1457.
- 胡芳芳, 桑青松. (2013). 幼儿教师职业认同、社会支持与工作满意度的关系. *心理与行为研究*, 11(5), 666–670.
- 贾绪计, 王成杰, 孙军勋, 林崇德. (2015). 中学教师集体自尊与离职意向: 工作满意度的中介作用. *中国特殊教育*, 22(9), 58–63.
- 教育部. (2012a). 关于加强幼儿园教师队伍建设的意见. 2019–01–02 取自 http://www.moe.gov.cn/srcsite/A10/s3735/201211/t20121108_145541.html
- 教育部. (2012b). 幼儿园园长、专任教师学历、专业技术职务情况. 2019–01–02 取自 http://www.moe.gov.cn/s78/A03/moe_560/s6200/201201/t20120117_129536.html
- 教育部. (2018a). 幼儿园园长、专任教师学历、专业技术职务情况. 2019–01–02 取自 http://www.moe.gov.cn/s78/A03/moe_560/jytsj_2017/qg/201808/t20180808_344711.html
- 教育部. (2018b). 中共中央国务院关于全面深化新时代教师队伍建设改革的意见. 2019–01–02 取自 http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/xw_zt/moe_357/jyzt_2018n/2018_zt03/zt1803_ls/201810/t20181018_351997.html
- 康勇军, 屈正良. (2011). 高职院校教师心理契约与职业倦怠的关系: 工作满意度的中介作用. *中国临床心理学杂志*, 19(2), 234–236.
- 赖德信. (2015). 幼儿园教师工资差异决定机制分析. *学前教育研究*, 29(12), 3–12.
- 路晨. (2015). 幼儿园初任教师组织社会化的含义、内容及影响因素. *学前教育研究*, 29(6), 56–61.
- 谭亚莉. (2005). 企业新进员工工作适应的发展模式研究(博士学位论文). 华中科技大学, 武汉.
- 文君, 郭铁成, 双立珍. (2013). 幼儿园教师职业准入标准核心指标探讨. *湖南师范大学教育科学学报*, 12(6), 115–117.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731–745.
- 胥兴春, 徐雪. (2018). 民办幼儿园教师专业身份认同问卷编制及现状分析. *学前教育研究*, 32(7), 38–46.
- 殷玉新. (2015). 社会经济地位与新教师入职适应的关系研究. *国家教育行政学院学报*, 22(9), 77–83.
- 殷玉新. (2015). 新教师入职适应“现实冲击”的评估框架设计与实施思考. *教育发展研究*, 36(20), 73–79.
- 左雅靓, 窦泽南, 张建英, 乔志宏. (2016). 青年技能型人才的前瞻性人格、职业认同与工作适应. *中国青年研究*, 28(5), 60–64.
- 左志宏, 席居哲, 张明月. (2013). 初任幼儿园教师入职适应状况及其对职业承诺的影响. *学前教育研究*, 27(10), 40–63.

Relationship between Educational Level and Turnover Intention of New Preschool Teachers: The Mediating Role of Career Adaptability and Job Satisfaction

ZHOU Siyu¹ WANG Yizhuo² LI Xiaowei¹

(1. Faculty of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875; 2. Mianhua Hutong Kindergarten, Beijing 100035)

Abstract: The current study investigated 783 new preschool teachers with teaching experience no more than 3 years to examine the mediating role of career adaptability and job satisfaction in the relationship between teachers' educational level and turnover intention. The results showed that: job satisfaction played the positive mediating role in the relationship between teachers' educational level and turnover intention. And the negative chain mediating effect of career adaptability and job satisfaction was also found in that relationship. These findings indicated that career adaptability may play an important role in improving job satisfaction of new preschool teachers with high educational level and reducing their turnover intention.

Key words: turnover intention; educational level; career adaptability; job satisfaction; new preschool teachers

父母教育卷入与小学儿童数学焦虑的纵向联系： 数学态度的中介作用^{*}

赵晓萌¹ 张傲雪¹ 张明亮² 李红霞¹ 司继伟¹

(1. 山东师范大学心理学院, 济南 250358; 2. 中共山东省委党校(山东行政学院), 济南 250014)

摘要: 为探讨父母教育卷入与学龄期儿童数学焦虑之间的纵向联系及内在作用机制, 从山东省聊城市两所普通小学选取 1734 名三、四年级学生, 对其进行为期一年的追踪研究。结果发现: (1) T1 父母教育卷入能够显著负向预测 T2 儿童数学焦虑, 但 T1 儿童数学焦虑对 T2 父母教育卷入的预测不显著; (2) 在同一时间点上, 儿童数学态度在父母教育卷入与儿童数学焦虑之间发挥显著中介作用; (3) 在不同时间点上, 儿童数学态度的中介作用仍然成立, 表明儿童数学态度的中介作用具有跨时间的稳定性。该结果强调了父母教育卷入对学龄期儿童数学焦虑变化的重要作用, 亦为从父母教育卷入和数学态度角度降低儿童的数学焦虑水平提供了初步有力证据。

关键词: 父母教育卷入; 数学焦虑; 数学态度; 学龄期儿童

分类号: G442

1 引言

数学焦虑(math anxiety)是个体在处理数字、学习数学知识或参加数学考试等数学相关情境中所产生的不安、紧张等焦虑状态(耿柳娜, 陈英和, 2005)。高数学焦虑不仅会导致学生学业成绩低, 而且会使得学生在未来较少从事 STEM(science, technology, engineering and mathematics)相关职业(Wang & Degol, 2017)。以往研究大多聚焦于数学焦虑的影响效应(Devine et al., 2012), 较少关注数学焦虑的成因(Rubinsten et al., 2018)。对数学焦虑成因的探讨将有助于研究者理解数学焦虑的发展变化过程, 进而为降低数学焦虑提供理论指导。Rubinsten 等人(2018)将数学焦虑视作环境因素(如父母、文化环境等)和内在个体倾向(如遗传倾向等)相互作用的结果。定量遗传学的研究表明, 儿童特定的后天环境因素能够解释 60% 的变异(Wang et al., 2014), 这强调了环境因素在数学焦虑发展中的关键作用。因此, 从儿童后天环境因素方面入手, 同时分析多个变量对数学焦虑的影响, 能够更全面地了解数学焦虑的成因机制, 为数学焦虑的干预提供理论支持和方向。

1.1 父母教育卷入与儿童数学焦虑的关系

父母是学龄期儿童的主要交往对象, 父母教育

卷入对于此阶段儿童的数学表现具有显著的预测作用(Vukovic et al., 2013)。Seginer(2006)认为, 父母教育卷入(parental involvement)是一个多维度结构, 包括父母对自己孩子教育的期望和态度, 以及在家庭和学校中做出的促进孩子取得更好学业成就和心理发展的各种行为, 如作业辅导、家校沟通等。父母对儿童数学学习所产生的这种认知态度和支持性行为能够有效降低儿童的数学焦虑水平(罗良等, 2014)。纵向研究发现, 父母积极的教育卷入显著正向预测七年级学生一年后的积极学业情绪, 相较于父母的积极参与, 父母的消极参与致使学生逃避数学相关情境, 产生更多的负面学业情绪(Cheung & Pomerantz, 2011)。因此, 本研究假设积极的父母教育卷入能够降低儿童数学焦虑的风险。

根据 Lerner 等人(2002)的发展情境论, 个体发展是有机体与情境交互作用的结果, 发展中的个体既会受到周围环境(如父母)的影响, 又会反过来影响所处环境(张文新, 陈光辉, 2009)。这为父母教育卷入和儿童数学焦虑的双向联系提供了理论依据, 即父母教育卷入能够显著预测儿童的数学焦虑, 与此同时儿童的数学焦虑也可能预测父母的教育卷入。虽然鲜少有相关研究探讨儿童数学焦虑对父母教育卷入的预测作用, 但关于父母教养方式与儿童焦虑的研究已经证实, 儿童的问题行为会影响到父

^{*} 基金项目: 教育部人文社会科学规划基金项目(18YJA190014); 国家自然科学基金面上项目(31971010)。

通讯作者: 司继伟, E-mail: sijiwei1974@126.com

母的教育方式,如儿童焦虑会显著正向预测一年后的父母拒绝(孟庆晓,2016)。因此,我们假设,作为一种特定焦虑形式,儿童的数学焦虑也能够预测父母的教育卷入。

值得注意的是,父亲和母亲的教育卷入对儿童数学表现的预测效应可能存在差异,父母自身的数学焦虑水平和数学期望更容易在同性别亲子之间传递,尤其是母女之间(Casad et al., 2015; Tomasetto et al., 2015)。这可能是因为女性的数学焦虑水平往往会高于男性(Devine et al., 2012; Dowker et al., 2016),而父母倾向于相信儿子比女儿更擅长数学学习,受父母刻板印象的影响,孩子也可能具有类似的刻板认知(Tomasetto et al., 2015),导致数学焦虑和数学期望在同性别亲子,尤其是母女之间的传递。以往关于不同性别父母教育卷入和儿童数学焦虑的研究多为横断设计(Han & Jun, 2013),而这种亲子的性别差异性传递能否在纵向研究中被复制,也是需要关注的问题。

1.2 父母教育卷入、儿童数学态度与数学焦虑的关系

数学态度(attitude towards mathematic)被定义为“个体是否喜欢数学,认为数学是否有用以及参加或逃避数学活动的趋势”(Ma & Kishor, 1997)。儿童数学态度受很多因素的影响,如父母期望、自身以往学习经历等。已有研究发现,儿童倾向于从父母对数学的信念、态度中习得自己对数学的信念、态度(Haque & Farhana, 2017; Philip et al., 2010)。父母在与儿童交流互动的过程中,自身对数学的观念态度会通过其行为、沟通方式等途径传递给儿童,儿童从而逐渐形成了自己的数学认知(Gunderson et al., 2012)。同时,作为影响儿童数学焦虑的动机因素之一,儿童的数学态度显著负向预测自身的数学焦虑(Dowker et al., 2016; Sahri et al., 2017)。若学生对数学任务持积极态度,他们可能会享受这一过程,并为此付出更多的努力,从而获得良好的数学成就,降低数学焦虑水平;反之则可能会逃避或推迟该任务,甚至产生厌恶、焦虑情绪(Daches et al., 2017; Jameson, 2013)。

Daches 等人(2017)开展的横断研究发现,母亲在儿童学习过程中做出的消极行为会导致儿童表现出较少的内部数学动机和较高的数学焦虑。纵向研究结果进一步证实,父母期望能够预测三年后儿童的学业相关表现,并且这一作用能够通过儿童对学业能力的感知和态度来实现(Loughlin - Presnal &

Bierman, 2017)。根据自我决定理论(Self - Determination Theory)(Deci & Ryan, 2000),个体天生具有追求自主发展的倾向和需要,而个体这些基本需要的满足是通过外界环境的刺激来发挥作用的。父母作为儿童数学学习的主要辅导者,对儿童良好行为和结果的积极反馈能够帮助他们促进内在动机的发展,形成对学业能力积极的态度和信念,从而取得良好的数学成就,降低数学焦虑水平。相反,父母过多的控制和负面行为会削弱其内在动机,增加儿童的数学焦虑。由此我们推测,儿童的数学态度在父母教育卷入和儿童数学焦虑之间也可能发挥潜在中介作用,且这种中介效应存在跨时间的稳定性。

随着数学焦虑发生年龄的逐渐降低,学龄期儿童的数学焦虑得到越来越多的重视。同时,对学龄儿童的关注有助于减少数学焦虑对未来学习和职业发展的长期影响。因此,本研究以小学儿童为被试,系统考察父母教育卷入和儿童数学焦虑之间的纵向联系;并探讨儿童数学态度在父母教育卷入和儿童数学焦虑中的潜在中介作用,以及该作用是否存在跨时间的稳定性。基于前人理论和相关实证研究,我们假设:(1)父母教育卷入和儿童数学焦虑之间可能存在交叉滞后效应;(2)父母教育卷入不仅可以直接预测儿童的数学焦虑水平,而且可以通过数学态度发挥作用;(3)数学态度的中介效应可能具有跨时间的稳定性。

2 方法

2.1 被试

采用整群抽样的方法,以山东省聊城市两所小学三、四年级学生及其父母为被试进行时隔一年的追踪研究。首次施测时间(T1)为2017年12月,有效被试为1784人,男生1039人,女生745人。被试父亲的受教育水平在本科及以上者占22.4%,本科以下高中以上者占39.1%,高中以下者占38.5%;母亲的受教育水平在本科及以上者占63.3%,本科以下高中以上者占34.3%,高中以下者占2.4%。家庭月收入在1000元以下的占5.7%,1000~3000元之间的占26.7%,3000~6000元之间的占31.4%,6000元以上的占36.2%。第二次施测时间(T2)为2018年12月,由于请假、转学等原因,第二次测试时两个年级流失被试共40人,流失率为2.3%。最终完成两次测试的有效被试共1734名(男生1000人,女生734人,平均年龄 9.95 ± 0.76

岁)。与具有完整数据的被试相比,流失被试 T1 时父母教育卷入、儿童数学焦虑、数学态度($|t|s < 6.41, p > 0.05$)和性别分布($\chi^2 = 9.18, p > 0.48$)均不存在显著差异。

2.2 研究工具

2.2.1 父母教育卷入

采用吴艺方等人(2013)编制的《小学生父母教育卷入行为问卷》测评父母教育卷入水平。问卷由 29 个题目组成,包含家庭监控、学业辅导、亲子沟通、共同活动、家校沟通 5 个维度,采用 4 点计分制(从 1 = “从不”到 4 = “经常”)。由父亲、母亲分别作答,得分越高,代表父/母亲的教育卷入程度越高。本研究中两时间点上父亲教育卷入的 Cronbach's α 系数分别为 0.94 和 0.96,母亲教育卷入的 Cronbach's α 系数分别为 0.92 和 0.94。

2.2.2 儿童数学焦虑

采用由 Chiu 和 Henry 编制(1990)后经耿柳娜和陈英和(2005)修订的《儿童数学焦虑量表》。该量表共 22 个项目,包含数学评估焦虑、数学问题解决焦虑、数学学习焦虑和数学教师焦虑 4 个维度。量表采用 4 点计分法,从 1(完全不焦虑)到 4(极度焦虑),由儿童本人报告,得分越高表示个体的焦虑水平越高。本研究中两时间点上儿童数学焦虑的 Cronbach's α 系数分别为 0.92 和 0.93。

2.2.3 儿童数学态度

采用由 Tapia 和 Marsh(2004)编制并经 Lin 和 Huang(2016)修订的《简明数学态度问卷中文版(ATMI-C)》测量儿童自身的数学态度,共 14 个项目,分为自信心、数学价值、数学兴趣和数学动机 4 个维度。问卷采用 5 点计分制(从 1 = “非常不同意”到 5 = “非常同意”),儿童得分越高,表示数学态度越积极。在 T1 上,问卷总体及各维度 Cronbach's α 系数在 0.70 ~ 0.84 之间,结构效度良好($\chi^2/df = 2.23, p < 0.01, CFI = 0.99, TLI = 0.98, RMSEA = 0.03$);在 T2 上,问卷总体及各维度 Cronbach's α 系数在 0.80 ~ 0.90 之间,结构效度良好($\chi^2/df = 2.69, p < 0.01, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.03$)。

2.2.4 控制变量

考试焦虑与数学焦虑存在中等程度的相关(Devine et al., 2012),将数学焦虑与考试焦虑分离有助于观察到数学焦虑的独特效应。使用《Sarason 考试焦虑量表》评估学生考试期间或平时测验时的

焦虑程度。该量表由 Sarason(1978)编制并由王才康(2001)翻译修订,共 37 道题目,涉及个体对于考试的态度、个体在考试前后的心理感受及躯体不适等,采用是/否两 2 点计分,各题目得分之和为量表总分,得分越高表示个体的考试焦虑水平越高。此问卷的 Cronbach's α 系数为 0.82。

2.3 研究程序

以三、四年级小学生及其父母作为测查对象,在征得同意的前提下,分阶段完成测验。首先,在施测前,由数学老师或班主任对学生进行初步评定,排除存在感官缺陷、智力低下的儿童;其次,以班级为单位收集儿童的数学焦虑和数学态度数据;再次,在学校配合下利用家长会的机会组织儿童父母到学校参与问卷调查以获得父母教育卷入的数据。以上施测均由经验丰富的心理学专业研究生担任主试,施测时主试宣读统一的指导语,要求被试独立完成问卷,结束后当场收回。

2.4 数据处理

对收集到的数据采用 SPSS 20.0 进行描述性统计和相关性分析,采用 Amos 17.0 进行交叉滞后分析以及中介分析。

3 研究结果

3.1 共同方法偏差检验

鉴于本研究所收集数据均来自个体自我报告,采用 Harman 单因子法(Podsakoff et al., 2003)进行共同方法偏差检验。结果表明,在 T1、T2 时间点上,特征值大于 1 的因子分别是 19 个和 17 个,第一个因子的变异解释率分别为 17.14% 和 23.32%,均小于 40% 的临界标准,因此共同方法偏差不明显(周浩,龙立荣,2004)。

3.2 描述统计与相关分析

各变量的描述统计与相关分析结果如表 1 所示。T1 父母教育卷入、儿童数学焦虑、数学态度与 T2 相应变量之间存在中等程度的正相关。在两个时间点上,父亲教育卷入与母亲教育卷入显著正相关;父母教育卷入与儿童数学焦虑之间呈现显著负相关,与数学态度之间显著正相关;儿童数学焦虑与数学态度之间显著负相关。独立样本 t 检验表明,两次测量的父母教育卷入、数学态度以及 T2 儿童数学焦虑不存在显著的性别差异($|t|s < 3.13, p > 0.05$),T1 儿童数学焦虑的性别差异显著,男生的数学焦虑水平显著高于女生($t = 3.13, p < 0.01$)。

表 1 各变量平均数(标准差)及相关性分析

	1	2	3	4	5	6	7	8
1 T1 父亲教育卷入	1	0.54**	-0.14**	0.21**	0.45**	0.30**	-0.14**	0.18**
2 T1 母亲教育卷入	0.55**	1	-0.22**	0.23**	0.36**	0.44**	-0.18**	0.21**
3 T1 儿童数学焦虑	-0.18**	-0.24**	1	-0.38**	-0.09**	-0.13**	0.27**	-0.25**
4 T1 数学态度	0.23**	0.24**	-0.45**	1	0.12**	0.15**	-0.27**	0.35**
5 T2 父亲教育卷入	0.47**	0.37**	-0.13**	0.15**	1	0.51**	-0.22**	0.27**
6 T2 母亲教育卷入	0.31**	0.45**	-0.18**	0.19**	0.52**	1	-0.25**	0.33**
7 T2 儿童数学焦虑	-0.17**	-0.20**	0.35**	-0.33**	-0.25**	-0.27**	1	-0.52**
8 T2 数学态度	0.20**	0.23**	-0.31**	0.40**	0.29**	0.35**	-0.55**	1
M(SD)	2.57 (0.70)	2.88 (0.60)	1.87 (0.59)	4.00 (0.68)	2.49 (0.71)	3.11 (0.61)	1.81 (0.61)	3.99 (0.77)
M _男 (SD _男)	2.55 (0.72)	2.86 (0.59)	1.90 (0.59)	3.99 (0.69)	2.47 (0.73)	3.11 (0.61)	1.83 (0.63)	4.02 (0.79)
M _女 (SD _女)	2.60 (0.68)	2.90 (0.60)	1.82 (0.58)	4.01 (0.67)	2.52 (0.68)	3.10 (0.61)	1.79 (0.60)	3.95 (0.75)

注: 左下角为各变量之间的零阶相关系数, 右上角为控制考试焦虑后, 各变量之间的偏相关系数。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ 。下同。

3.3 父母教育卷入与儿童数学焦虑的交叉滞后分析

采用结构方程模型考察父、母教育卷入与儿童数学焦虑的交叉滞后关系, 并将考试焦虑作为控制变量纳入模型。结果如图 1 所示, 模型拟合良好, $\chi^2/df = 10.12$, $TLI = 0.93$, $CFI = 0.99$, $RMSEA = 0.07$ 。T1 各变量均能够显著预测其在 T2 上的表现, 表明各变量随时间变化的稳定性。在交叉滞后路径中, T1 母亲教育卷入能够显著负向预测 T2 父亲教育卷入 ($\beta = 0.15, p < 0.01$), T1 父亲教育卷入和 T1 母亲教育卷入显著预测 T2 儿童数学焦虑 ($\beta = -0.07, p < 0.05$; $\beta = -0.08, p < 0.01$), T1 父亲教育卷入显著预测 T2 母亲教育卷入 ($\beta = 0.10, p < 0.01$), T1 儿童数学焦虑对 T2 父亲教育卷入、T2 母亲教育卷入的预测则均不显著。为进一步检验父母教育卷入与儿童数学焦虑关系的性别差异, 进行跨组比较, 在限定结构权重相等的情况下, 自由估计父母教育卷入和儿童数学焦虑之间的交叉滞后结构模型 (M2)。结果显示, 与未经限定的模型 (M1) 相比, 模型之间不存在显著差异 ($\Delta\chi^2 = 11.37$, $\Delta df = 9, p > 0.05$), 表明模型具有性别等同性, 即父母教育卷入与儿童数学焦虑间的交叉滞后关系不存在显著性别差异。

3.4 纵向中介效应分析

为了考察同一时间点上数学态度在父母教育卷入与儿童数学焦虑之间的中介作用, 分别以 T1、T2 父母教育卷入为预测变量, 数学态度为中介变量, 儿童数学焦虑为因变量构建中介模型, 模型拟合良好 (T1: $\chi^2/df = 1.61$, $TLI = 0.99$, $CFI = 0.99$, $RMSEA = 0.02$; T2: $\chi^2/df = 2.88$, $TLI = 0.97$, $CFI = 0.99$, $RMSEA = 0.03$)。在即时中介的基础上, 进一步考察不同时间点上数学态度的中介作用, 以 T2 儿童数学焦虑为因变量, T1 父母教育卷入为预测变量, T1

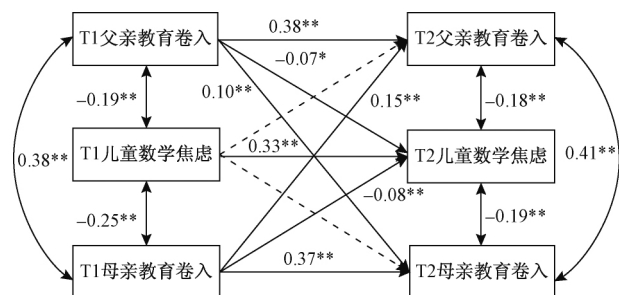


图 1 父亲教育卷入、母亲教育卷入、儿童数学焦虑的交叉滞后模型

(图中实线代表该路径系数显著, 虚线代表路径系数不显著。下同)

数学态度作为中介变量, 并以考试焦虑和 T1 儿童数学焦虑为控制变量, 构建 T1 父母教育卷入与 T2 儿童数学焦虑的中介模型。结果表明, 该模型拟合良好 (图 2), $\chi^2/df = 2.75$, $TLI = 0.98$, $CFI = 0.99$, $RMSEA = 0.03$ 。T1 父亲教育卷入和 T1 母亲教育卷入均能显著预测 T1 数学态度 ($\beta = 0.18, p < 0.01$; $\beta = 0.17, p < 0.01$), T1 母亲教育卷入和 T1 数学态度显著负向预测 T2 儿童数学焦虑 ($\beta = -0.08, p < 0.01$; $\beta = -0.19, p < 0.01$)。T1 数学态度完全中介 T1 父亲教育卷入与 T2 儿童数学焦虑的关系; T1 数学态度部分中介 T1 母亲教育卷入与 T2 儿童数学焦虑的关系, 中介效应占总效应的比例 37.3%, 95% CI [-0.050, -0.017]。表明数学态度在父母教育卷入和儿童数学焦虑之间发挥纵向中介效应。

为进一步检验中介模型的性别差异, 进行跨组比较, 分别在未经限定 (M1)、限定测量权重相等 (M2)、限定测量和结构权重相等 (M3) 的情况下, 自由估计 T1 父、母教育卷入和 T2 儿童数学焦虑之间的中介模型。结果显示, 三个模型拟合均良好, 且 M3 和 M2 差异不显著 ($\Delta\chi^2 = 16.55$, $\Delta df = 10, p >$

0.05), 表明该模型存在性别等同性。

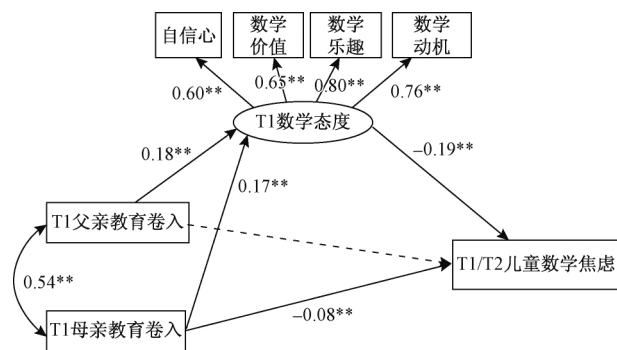


图2 父亲教育卷入、数学态度、儿童数学焦虑的纵向中介模型

4 讨论

家庭是儿童发展的重要环境,父母教育卷入始终被视作影响学生数学焦虑的关键因素之一(Vukovic et al., 2013)。本研究以1734名小学三、四年级学生为被试,采用时隔一年的追踪设计,考察了父母教育卷入和儿童数学焦虑之间的纵向联系,发现父母教育卷入对随后的儿童数学焦虑具有显著负向预测作用,但儿童数学焦虑对随后的父母教育卷入预测作用并不显著。此外,还进一步揭示出了儿童自身的数学态度在父母教育卷入与儿童数学焦虑之间的即时和纵向中介效应。

4.1 父母教育卷入与儿童数学焦虑之间的纵向联系

本研究发现,无论是T1父亲教育卷入还是T1母亲教育卷入,均显著预测T2儿童数学焦虑水平,表明父母对孩子的学业辅导、亲子沟通等卷入方式能够有效降低儿童的数学焦虑,从而验证了我们的假设。与以往研究相一致,该结果反映出父母在儿童数学焦虑发展中的持久性影响(Cheung & Pomerantz, 2011)。一方面,家长在数学学习中的积极教育卷入给儿童传递了一种信息,即父母重视子女的学习相关活动,随着时间的推移以及亲子互动的增多,孩子逐渐认可学习的价值并将其内化为内部学习动机,数学焦虑水平随之下降(Grolnick et al., 2009; 曾庆玉等, 2010)。另一方面,父母积极的教育卷入也能直接为孩子提供自己的数学学习或解题策略(Pomerantz et al., 2007),这有助于高效地解决数学问题,降低儿童的数学焦虑水平。从预测系数上看,母亲对儿童数学焦虑的影响略高于父亲。这可能是由于父母亲在儿童数学教育中所扮演的角色差异所致。母亲一般是儿童的主要照顾者(Sayer et al., 2004),而且往往比父亲更多地参与儿童教育(Grolnick & Slowiaczek, 1994)。在教育过程中母

亲更多表达对儿童的期望,给予孩子陪伴和照顾;而父亲则更倾向于担任工具型的角色,如为家庭提供收入、严厉管教孩子等(Han & Jun, 2013)。

本研究也表明,T1儿童数学焦虑并不能显著预测T2父母教育卷入。Vukovic等人(2013)认为儿童的高数学焦虑水平往往会引起父母对其学习活动的重视,投入更多的时间、精力以期降低儿童的焦虑水平。该结果与本研究并不一致,可能是因为:(1)学龄期儿童虽存在数学焦虑,但自身焦虑水平不高($M_{T1} = 1.87, M_{T2} = 1.82$);(2)三、四年级的课程设置相对简单,学业氛围也较为宽松,学业压力较小。这些均无法对学生的学业表现产生消极影响,不足以引起父母对儿童数学学习情绪的重视,因此父母较少采取行动改变现有的学业参与方式。还可能是因为在中国背景下,年轻父母面临着较大的工作压力,更多会将儿童托管或隔代教育,导致父母对儿童数学焦虑的感知敏感度降低,从而未能及时地识别儿童数学焦虑的产生和发展。但这并不意味着,儿童数学焦虑对父母教育卷入缺乏预测作用,这还有待未来采用更长时间的追踪数据做出进一步考察。

4.2 数学态度在父母教育卷入与儿童数学焦虑之间的潜在中介作用

为进一步揭示父母教育卷入对儿童数学焦虑的内在作用机制,本研究对儿童自身的数学态度进行了测量,发现父母教育卷入既可以直接预测儿童的数学焦虑水平,也可以通过数学态度间接对儿童数学焦虑发挥作用。这一研究结果支持了自我决定理论,父母对儿童数学学习的积极参与能够满足其基本心理需要,使儿童体验到一种归属感,相信自己能够胜任数学相关活动,对数学学习持有积极的态度信念,从而提高自身的数学表现,降低数学焦虑水平。

Rubinsten等人(2018)特别强调数学焦虑的发展性,由于外界环境和个体内部状态的变化导致数学焦虑也处于动态发展之中。通过纵向中介检验,我们发现父母教育卷入不仅能通过数学态度显著预测儿童当前的数学焦虑,也能显著预测后期的数学焦虑,这反映了数学态度中介效应的稳定性。父母是儿童行为的角色榜样,频繁参与儿童学业活动的父母可以通过鼓励和赞扬使他们重视自身学习并持有高期望,从而使儿童形成积极且持久的数学态度,促使儿童的数学能力加速增长,数学焦虑水平相应持续降低。值得注意的是,本研究中数学态度在父亲教育卷入和儿童数学焦虑中发挥完全中介作用,

而在母亲教育卷入和儿童数学焦虑中发挥部分中介作用。相比于母亲,父亲较少地参与到儿童的数学学习中($|t|s < 24.38, p < 0.01$),且更多地向儿童传达对他们当前学业情况的评价(Grolnick & Slowiaczek, 1994; Han & Jun, 2013)。母亲则更多地切实参与到儿童的学习中,如辅导儿童作业、参加家长会等,这不仅能带给他们认知层面的观念,还可能的情感、策略上的帮助。

4.3 研究局限及未来方向

本研究初步揭示了父母教育卷入与小学儿童数学焦虑之间的纵向联系,并考察了儿童数学态度在两者之间的中介作用。然而,本研究也存在一定的局限性:首先,未深入考虑儿童数学态度和数学焦虑之间的关系。研究已经表明两者之间潜在的双向联系(Ahmed et al., 2012; Guney, 2017)。控制-效价理论(Control-Value Theory)似乎也为这一联系提供了证据,该模型指出个体的自我评估和情绪之间的联系应当是双向的,自我评估会引发情绪,而情绪会通过激活相关记忆网络来影响自我评估(Pekrun, 2006)。然而,本研究只考察了两个时间的数学焦虑和数学态度,无法解释两者之间孰因孰果的问题,因此,未来研究需要更多时间点的数据来揭示两者的因果关系;其次,未考察父母自身的数学焦虑水平。以往研究表明,父母的教育帮助与儿童数学相关成就还可能受到父母自身数学焦虑水平的影响。高数学焦虑的父母不仅不能帮助孩子取得良好的数学成就,还容易加剧儿童自身的数学焦虑水平,尤其当高焦虑父母频繁指导孩子完成家庭作业时(Maloney et al., 2015)。因此,未来研究有必要将父母自身的数学焦虑水平考虑在内(Wood et al., 2003);最后,未考虑父母教育卷入和数学态度对不同焦虑个体的影响。以变量为中心的方法忽略了个体之间的异质性(Collins & Lanza, 2010)。相比之下,个体中心的研究通过特征组合模式或发展模式的识别,以得到具有个体意义的统计结果(张洁婷等, 2010),能在一定层面上弥补变量中心方法的缺陷。因此,未来研究可从个体中心的思路出发,考察父母教育卷入和数学态度对不同焦虑群体的异质性影响。

5 结论

本研究可得到如下结论:

(1) 父母教育卷入对儿童数学焦虑具有长期的预测作用;且相比之下,母亲教育卷入更有助于降低

儿童数学焦虑。

(2) 父母教育卷入不仅能直接预测儿童数学焦虑,也能通过儿童数学态度的中介作用得以实现。

(3) 父母教育卷入通过儿童数学态度间接影响数学焦虑的中介机制具有跨时间的稳定性。

参考文献:

- Ahmed, W., Minnaert, A., Kuyper, H., & Werf, G. V. D. (2012). Reciprocal relationships between math self-concept and math anxiety. *Learning and Individual Differences*, 22(3), 385–389.
- Casad, B. J., Patricia, H., & Wachs, F. L. (2015). Parent-child math anxiety and math-gender stereotypes predict adolescents' math education outcomes. *Frontiers in Psychology*, 6, 1597. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01597>
- Cheung, S. S., & Pomerantz, E. M. (2011). Parents' involvement in children's learning in the United States and China: Implications for children's academic and emotional adjustment. *Child Development*, 82(3), 932–950.
- Chiu, L., & Henry, L. L. (1990). Development and validation of the mathematics anxiety scale for children. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 23(3), 121–127.
- Collins, L. M., & Lanza, S. T. (2010). *Latent class and latent transition analysis*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Daches Cohen, L., & Rubinsten, O. (2017). Mothers, intrinsic math motivation, arithmetic skills, and math anxiety in elementary school. *Frontiers in Psychology*, 8, 1939. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01939>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The 'what' and 'why' of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227–268.
- Devine, A., Fawcett, K., Szűcs, D., & Dowker, A. (2012). Gender differences in mathematics anxiety and the relation to mathematics performance while controlling for test anxiety. *Behavioral and Brain Functions*, 8, 33. <http://doi.org/10.1186/1744-9081-8-33>
- Dowker, A., Sarkar, A., & Looi, C. Y. (2016). Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, 7, 508. <http://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- Grolnick, W. S., Friendly, R., & Bellas, V. (2009). *Parenting and children's motivation at school*. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp. 279–300). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Grolnick, W. S., & Slowiaczek, M. L. (1994). Parents' involvement in children's schooling: A multidimensional conceptualization and motivational model. *Child Development*, 65(1), 237–252.
- Gunderson, E. A., Ramirez, G., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2012). The role of parents and teachers in the development of gender-related math attitudes. *Sex Roles*, 66(3–4), 153–166.
- Guney H. (2017). Reciprocal relationships between mathematics anxiety and attitude towards mathematics in elementary students. *Acta Didactica Napocensia*, 10(3), 59–68.
- Han, Y. S., & Jun, W. P. (2013). Parental involvement in child's

- development: Father vs. mother. *Open Journal of Medical Psychology*, 2(4), 1–6.
- Haque, M., & Farhana, K. (2017). Relationship between parent's attitude towards math and children's math anxiety. *Journal of Child & Adolescent Behavior*, 5(4), 354–357.
- Jameson, M. M. (2013). Contextual factors related to math anxiety in second-grade children. *The Journal of Experimental Education*, 82(4), 518–536.
- Lerner, R. M. (2002). *Concepts and theories of human development* (3rd ed.). London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lin, S. H., & Huang, Y. C. (2016). Development and application of a Chinese version of the short attitudes toward mathematics inventory. *International Journal of Science and Mathematics Education*, 14(1), 193–216.
- Loughlin-Presnal, J., & Bierman, K. L. (2017). How do parent expectations promote child academic achievement in early elementary school? A test of three mediators. *Developmental Psychology*, 53(9), 1694–1710.
- Ma, X., & Kishor, N. (1997). Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: A meta-analysis. *Journal for Research in Mathematics Education*, 28(1), 26–47.
- Maloney, E. A., Ramirez, G., Gunderson, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2015). Intergenerational effects of parents' math anxiety on children's math achievement and anxiety. *Psychological Science*, 26(9), 1480–1488.
- Pekrun, R. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review*, 18, 315–341.
- Phillip, S. (2010). Modeling parental role in academic achievement: Comparing high-ability to low-and average-ability students. *Talent Development & Excellence*, 2(1), 83–103.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903.
- Pomerantz, E. M., Moorman, E. A., & Litwack, S. D. (2007). The how, whom, and why of parents' involvement in children's academic lives: More is not always better. *Review of Educational Research*, 77(3), 373–410.
- Rubinsten, O., Marciano, H., Levy, H. E., & Cohen, L. D. (2018). A framework for studying the heterogeneity of risk factors in math anxiety. *Frontiers in Behavioral Neuroscience*, 12, 291. <http://doi.org/10.3389/fnbeh.2018.00291>
- Sahri, N. A., Jamil, J. M., & Shaharane, I. N. M. (2017). Exploring mathematics anxiety and attitude: Mathematics students' experiences. *Proceedings of the 13th IMT-GT International Conference on Mathematics, Statistics and their Applications (ICMSA2017)* (p. 050039–1–050039–6). Malaysia: Kedah.
- Sarason, I. G. (1977). The test anxiety scale: Concept and research. In C. D. Spielberger & I. G. Sarason (Eds.), *Stress and anxiety* (Vol. 5, pp. 193–216). Washington DC: Hemisphere Publishing Corp.
- Sayer, L. C., Bianchi, S. M., & Robinson, J. P. (2004). Are parents investing less in children? Trends in mothers' and fathers' time with children. *American Journal of Sociology*, 110(1), 1–43.
- Seginer, R. (2006). Parents' educational involvement: A developmental ecology perspective. *Parenting: Science and Practice*, 6(1), 1–48.
- Tapia, M., & Marsh, G. E. (2004). An instrument to measure mathematics attitudes. *Academic Exchange Quarterly*, 8(2), 16–21.
- Tomasetto, C., Mirisola, A., Galdi, S., & Cadinu, M. (2015). Parents' math-gender stereotypes, children's self-perception of ability, and children's appraisal of parents' evaluations in 6-year-olds. *Contemporary Educational Psychology*, 42, 186–198.
- Vukovic, R. K., Roberts, S. O., & Wright, G. L. (2013). From parental involvement to children's mathematical performance: The role of mathematics anxiety. *Early Education and Development*, 24(4), 446–467.
- Wang, M. T., & Degol, J. L. (2017). Gender gap in science, technology, engineering, and mathematics (STEM): Current knowledge, implications for practice, policy, and future directions. *Educational Psychology Review*, 29(1), 119–140.
- Wang, Z., Hart, S. A., Kovas, Y., Lukowski, S., Soden, B., Thompson, L. A., ... Petrill, S. A. (2014). Who is afraid of math? Two sources of genetic variance for mathematical anxiety. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 55(9), 1056–1064.
- Wood, J. J., McLeod, B. D., Sigman, M., Hwang, W., & Chu, B. C. (2003). Parenting and childhood anxiety: Theory, empirical findings, and future directions. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 44(1), 134–151.
- 耿柳娜, 陈英和. (2005). 数学焦虑对儿童加减法认知策略选择和执行的影响. *心理发展与教育*, 21(4), 24–27.
- 罗良, 吴艺方, 韦唯. (2014). 高质量父母教育卷入的特征. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (1), 53–60.
- 孟庆晓. (2016). *母亲拒绝与儿童焦虑的双向关系及其调节机制* (硕士学位论文). 山东师范大学, 济南.
- 王才康. (2001). 考试焦虑量表(TAS)在学生中的测试报告. *中国心理卫生杂志*, 8(4), 96–97.
- 吴艺方, 韩秀华, 韦唯, 罗良. (2013). 小学生父母教育卷入行为理论模型的建构与验证. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (1), 61–69.
- 曾庆玉, 吴妮妮, 姚梅林. (2010). 家长投入及其影响子女学业成就的机制探析. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (6), 39–45.
- 张洁婷, 焦璨, 张敏强. (2010). 潜在类别分析技术在心理学研究中的应用. *心理科学进展*, 18(12), 1991–1998.
- 张文新, 陈光辉. (2009). 发展情境论—一种新的发展系统理论. *心理科学进展*, 17(4), 94–102.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942–950.

Longitudinal Associations between Parental Involvement and Children's Math Anxiety in Primary School: The Mediating Role of Mathematics Attitude

ZHAO Xiaomeng¹ ZHANG Aoxue¹ ZHANG Mingliang² LI Hongxia¹ SI Jiwei¹

(1. School of Psychology, Shandong Normal University, Jinan 250358;

2. Shandong Administrative Institute, Jinan 250014)

Abstract: In order to explore the longitudinal associations between parental involvement in school-age children and their own math anxiety and its internal mechanism, 1734 students in third and fourth grades were recruited from two ordinary primary schools in Liaocheng, Shandong province. All participants finished two waves of questionnaires. Results showed that: (1) Prior parental involvement could significantly reduce the subsequence math anxiety of children. But prior math anxiety of children couldn't significantly predict subsequence parental involvement; (2) Mathematics attitude mediated the relationship between parental involvement and children's math anxiety across time; (3) And the mediating effect of children's mathematics attitudes was stable at different time. These results emphasize the crucial role of parental involvement in the changes of math anxiety in school-age children, and also provide a point for effectively reducing children math anxiety.

Key words: parental involvement; math anxiety; mathematics attitude; school-age children

汉语儿童口语流畅性与阅读理解的关系:一项三年追踪研究*

周婷娜¹ 李宜逊² 李虹³ 徐钟庚¹ 张锋¹ 程亚华¹

(1. 宁波大学心理学系暨研究所, 宁波 315211; 2. 美国马里兰大学学院公园分校人类发展与定量方法学系, 学院公园 20742, 美国; 3. 应用实验心理北京市重点实验室, 心理学国家级实验教学示范中心(北京师范大学), 未来教育高精尖创新中心, 北京师范大学心理学部, 北京 100875)

摘要: 对 196 名小学二年级儿童进行为期三年的追踪调查, 使用交叉滞后模型检验了儿童字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性等不同层面口语流畅性与阅读理解的关系。在控制了一般认知能力、汉字识别、口语词汇知识、快速命名和自回归效应之后发现: (1) 模型比较的结果支持字词阅读流畅性对阅读理解作用的单向预测模型, 儿童二年级时字词阅读流畅性对三年级的阅读理解, 以及三年级时字词阅读流畅性对四年级的阅读理解均有显著预测作用; (2) 模型比较的结果支持篇章朗读流畅性与阅读理解的双向预测模型, 前一个测量时间点的篇章朗读流畅性可以稳定地预测后一个测量时间点的阅读理解, 同时, 前一个测量时间点的阅读理解也可以稳定地预测后一个测量时间点的篇章朗读流畅性。结果表明在排除了自回归效应和其他变量的作用后, 只存在字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测关系, 而篇章朗读流畅性与阅读理解之间存在双向预测关系, 这一发现支持了认知资源和自动化理论, 并对阅读的交互-补偿模型进行了一定的补充。

关键词: 口语流畅性; 阅读理解; 追踪研究; 汉语儿童
分类号: G442

1 前言

阅读理解是一项复杂的认知活动, 是阅读者通过字词解码, 与所激活的背景知识相互作用建构文本意义, 是自下而上字词解码和自上而下意义建构的结合(Kintsch & Rawson, 2005)。对于初学阅读的儿童而言, 字词解码还未达到快速且自动化的程度, 因此, 出声朗读是儿童阅读发展过程中不可或缺的阶段。口语流畅性作为衡量出声朗读质量的指标, 是指阅读者准确、快速且有韵律阅读的能力(Hudson et al., 2005)。由于韵律难以量化, 因此, 一般以解码准确性和速度作为口语流畅性的指标(Kuhn et al., 2010)。口语流畅性从字词和篇章层面可以区分为字词阅读流畅性(word reading fluency, WRF)和篇章朗读流畅性(text reading fluency, TRF)两种。从儿童阅读发展阶段来看, 小学阶段是儿童从“学会阅读”向“通过阅读学习”阶段转换的重要时期, 在此过程中, 儿童口语流畅性的发展对其阅读理解至关重要。认知资源和自动化理论(LaBerge & Samuels, 1974)认为, 一旦字词解码达

到自动化时, 阅读者就可以更多地将认知资源投入到意义理解层面, 从而促进阅读理解。既往研究与理论预期相一致, 表明口语流畅性对阅读理解有显著的预测作用(Klauda & Guthrie, 2008; Kim & Wagner, 2015; 程亚华, 伍新春, 2018; 周雪莲等, 2016)。

Klauda 和 Guthrie(2008)的研究发现, 小学五年级英语儿童的字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性可以分别解释同时期阅读理解变异的 10% 和 2%。不仅如此, 对 124 名小学一年级汉语儿童的三年追踪研究发现, 在控制了儿童的家庭社会经济地位、一般认知能力及多种阅读相关认知技能后, 儿童一年级的字词阅读流畅性可以分别解释其二、三年级时阅读理解测验成绩变异的 5% 和 9%(程亚华, 伍新春, 2018)。周雪莲等人(2016)对 192 名小学二年级汉语儿童的一年追踪发现, 在控制了一般认知能力、汉字识别、口语词汇及阅读理解测验本身的自回归效应之后, 二年级时的篇章朗读流畅性对三年级的阅读理解仍具有 3% 的独特预测作用。此外, 一项大型追踪研究发现, 在控制了人口学变量、口语词

* 基金项目: 国家社会科学基金一般项目(18BYY077)。
通讯作者: 程亚华, E-mail: chengyahu@nbu.edu.cn

汇及阅读理解的自回归效应后,一、二年级的篇章朗读流畅性对三年级时的阅读理解成绩变异仍然分别有 3% 和 6% 的解释率(Kim et al., 2010)。

而另一方面,阅读者在阅读过程中将文本与先前知识联系起来理解,可以更好地根据上下文合理地推断出不熟悉词汇的意义,表现出更恰当的语气、停顿和情感。反之,阅读者如果断章取义的话,就很难难以理解文本中出现的词汇,表现出不恰当的语气、停顿和情感(Fuchs et al., 2001)。因此,除口语流畅性对阅读理解的作用外,阅读理解也可能会影响儿童口语流畅性的发展。阅读的交互-补偿模型(Stanovich, 1980) 认为,高水平加工如句法或篇章结构加工过程对字词解码也会有影响,阅读者的背景知识越丰富,其解码字词和识别句子结构也就越快。提高阅读理解的能力可能会影响口语流畅性的所有特征,即准确性、速度和韵律。因此有研究者提出不能简单将口语流畅性视为阅读理解的必要条件,需要深入地探索两者之间的关系(Paris et al., 2005)。而既往研究中,大多关注口语流畅性对阅读理解的预测作用,较少关注阅读理解对口语流畅性的影响。

Klauda 和 Guthrie(2008) 检验了流畅性与阅读理解的双向关系,该研究对 278 名小学五年级英语儿童进行了为期 12 周的追踪,结果发现,在控制了自回归效应后,T1 时的句子默读流畅性对 T2 时的阅读理解有显著预测作用,T1 时的阅读理解也能显著预测 T2 时的句子默读流畅性。还有研究者以 151 名小学二年级英语儿童为被试进行了三个时间点的追踪,以字词阅读和篇章朗读流畅性为指标抽取口语流畅性潜变量,探索口语流畅性与阅读理解的双向预测关系。结果发现,口语流畅性对阅读理解具有显著的预测作用,而阅读理解对口语流畅性则没有影响(Lai et al., 2014)。两项研究结果之间的差异,可能存在多种原因。一是两个研究所关注的流畅性层面并不相同。Klauda 和 Guthrie(2008) 的研究出于便利考虑,流畅性的测量指标只选择了句子默读任务,而 Lai 等人(2014) 的研究则使用了字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性为指标抽取口语流畅性潜变量。二是被试的年龄有很大差异。Klauda 和 Guthrie(2008) 的研究以小学五年级儿童为研究对象,Lai 等人(2014) 的研究则以小学二年级儿童为研究对象,研究对象的年龄不同,其流畅性与阅读理解所处的发展阶段也就不同,两者之间的关系可能也会有所不同。小学低年级阶段,儿童刚

刚接受正规教学,字词解码技能正处于快速发展的关键时期,口语流畅性是其发展的主要目标,因为只有出声朗读过程中,儿童逐渐拥有相应的阅读经验,掌握相关的阅读技巧,之后才能从出声朗读逐步过渡到默读,最终像成年人那样熟练地从事阅读活动。因此本研究以小学二年级儿童为对象,并在考察口语流畅性与阅读理解之间关系时,对字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性加以区分,主要考虑到两者之间有很大的区别,不能合并处理。字词阅读流畅性是对独立字词解码速度的考察,篇章朗读流畅性是对一篇有意义文章中的字词解码速度的考察,既包括字词层面的加工(自下而上的文字驱动) 也包括对语境意义的加工(自上而下的意义驱动)。最后,两项研究均未对可能影响流畅性和阅读理解的重要变量进行控制,大量研究表明汉字识别、口语词汇和快速命名对流畅性和阅读理解都有重要影响(Hoover & Gough, 1990; 张玉平等, 2017),为此,本研究将其作为控制变量,进行更严格的考察。

此外,汉语是象形的表意文字,与拼音文字存在着很大差别。相关研究发现,在透明度较低(形音对应一致性较低) 的语言系统中,儿童需要花费更多的时间掌握字词解码技能,而在透明度较高(形音对应一致性较高) 的语言系统中,儿童可以更早地掌握字词解码技能(Seymour et al., 2003)。那么相对于拼音文字,对于汉语这种没有系统形音对应规则的文字而言,儿童的字词解码自动化程度与阅读理解的关系又会如何呢? 与拼音文字不同的是,汉语字词之间没有空格,那么汉语的篇章朗读与阅读理解的关系又会如何呢?

综上所述,既往研究多关注口语流畅性对阅读理解的作用,较少探讨阅读理解对口语流畅性的影响。据笔者所知,目前还未有探讨汉语口语流畅性与阅读理解双向关系的研究。本研究对儿童汉语口语流畅性从字词层面和篇章层面进行测查,并分别探讨字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性与阅读理解的关系。本研究选取二年级儿童进行三年的追踪,主要是考虑到小学三四年级是儿童阅读发展的关键阶段,在小学一二年级掌握字词的任务基本完成后,向“通过阅读学习”阶段转变。在这一阶段,儿童的口语流畅性与阅读理解均发展迅速,因此以开始掌握字词解码的二年级儿童为对象进行三年追踪。此外,为了探索口语流畅性与阅读理解之间纯粹的双向预测关系,本研究采用统计控制了可能对口语流畅性和阅读理解均有重要影响的相关变量,主要包

括一般认知能力、汉字识别、口语词汇和快速命名。其中,一般认知能力采用瑞文推理任务,考察儿童非语言推理能力,汉字识别考察儿童字词解码的准确性,口语词汇采用词汇定义任务,考察儿童表达性词汇的大小,快速命名采用数字命名任务,考察儿童对熟悉符号语音通达的速度。

2 研究方法

2.1 研究对象

本研究来自一项儿童汉语阅读能力发展的追踪研究项目。以北京市某普通小学 196 名二年级儿童(男生 100 名,女生 96 名,平均年龄 90.97 ± 3.62 月)为研究对象,首次测试(T1)为二年级秋季学期,第二次测试(T2)为三年级秋季学期,第三次测试(T3)为四年级秋季学期,两次测试间隔均为一年。由于转学或生病缺席等原因,第二次测试时流失了 2 名被试,第三次测试时流失了 6 名被试,故共有 8 名儿童未参加全部测试。经统计检验发现,继续参与研究的被试与流失的被试在第一次测试时的各项任务上均无显著差异($p > 0.05$)。Little(1988)完全随机缺失(MCAR)检验表明缺失数据为完全随机缺失, $\chi^2 = 60.96$ ($df = 69$), $p = 0.74$ 。在后续的交叉滞后分析中,允许追踪数据的缺失值,模型估计采用极大似然估计法进行参数估计。

2.2 研究工具

2.2.1 口语流畅性测验

字词阅读流畅性测验 采用词表阅读任务(程亚华,伍新春,2018),材料为 100 个双字词组成的 10×10 矩阵,字词选自小学低年级语文教科书,如白云、太阳,并经过小学低年级老师的评定,在预测中,一年级儿童的准确率达到 99%。测验要求儿童从上到下,从左到右准确且快速的朗读词语,主试记录朗读时间和出现的错误个数。计分方法为正确阅读的词数除以阅读时间,得到每分钟正确阅读的词数。T1、T2、T3 时,阅读字词的正确率分别为 98%、99%、99%。

篇章朗读流畅性测验 采用篇章朗读任务(周雪莲等,2016),材料为两篇适合低年级儿童朗读文章,分别为 265 字的记叙文和 234 字的说明文。测验要求儿童准确且快速地朗读,主试记录朗读时间和出现的错误个数。计分方法为每篇文章正确朗读的字数除以朗读时间,得到每分钟正确朗读的汉字数,取两篇文章的均值作为篇章朗读流畅性的指标。T1、T2、T3 时,朗读文章的正确率分别为 98%、

99%、99%,两篇文章之间的相关分别为 0.87、0.89、0.72。

2.2.2 阅读理解测验

T1 阅读理解测验为一篇文章阅读理解测验,采用温鸿博(2005)编制的适合小学一、二年级儿童使用的阅读理解测验,该测验文本字数 438 字,内容节选自《哪吒闹海》,为故事体文章,文章后共 18 道客观选择题,每题计 1 分,故 T1 总分为 18 分。T1 的内部一致性 α 系数为 0.79。

T2 阅读理解测验在 T1 基础上增加了两篇文章(Song et al., 2015),两篇文章均为记叙文,一篇 423 字,另一篇 394 字,每篇文章后面有 10 道客观选择题,每题计 1 分,故 T2 总分为 38 分。T2 的内部一致性 α 系数为 0.81。

T3 阅读理解测验在 T2 新增加的两篇文章基础上再增加了两篇文章,其中一篇选用了 PIRLS 测验(PIRLS 台湾报告,2006),文章为记叙文,共 1203 字,文章后共 12 道题目,其中客观选择题 7 道,主观简答题 5 道,总分 16 分。另外一篇来自以往阅读追踪项目中使用的适合小学四、五年级儿童使用的阅读测验(Song et al., 2015),文章为记叙文,共 374 字,文章后共 10 道客观选择题,每题计 1 分,故 T3 总分为 46 分。T3 的内部一致性 α 系数为 0.75。

2.2.3 一般认知能力测验

采用瑞文推理任务,要求儿童在 6~8 个选择项中,通过推理选择图形所缺部分(张厚粲,王晓平,1989),共 60 题,每题 1 分,内部一致性 α 系数为 0.89。

2.2.4 汉字识别测验

采用汉字识别任务,材料为由易到难排列的 150 个汉字(Li et al., 2012),要求儿童依次命名,连续 15 个错误或不会即停止,每读对一个计 1 分,总分 150 分。内部一致性 α 系数为 0.99。

2.2.5 口语词汇知识测验

采用词汇定义任务(李虹等,2009),材料为由易到难排列的 32 个双字词词汇,如勇敢、宽恕。主试口语呈现词汇,要求儿童口头解释,并记录其口语反应。再由两位受过训练的评分者进行 0、1、2 的独立评分,总分 64 分。如果连续 5 个答错或不会即停止。评分者一致性系数为 0.94,内部一致性 α 系数为 0.72。

2.2.6 快速命名测验

采用数字命名任务(Li et al., 2012),材料为 1、3、4、5、8 五个数字各重复出现 5 次的 5×5 随机矩阵,要求儿童又快又好地读出所有数字,主试记录时间和错误个数。共测试两次,取平均时间作为快速

命名的指标,重测信度为 0.78。

2.3 测试程序

所有测验由经过训练的主试在统一指导语下进行施测。瑞文推理测验和阅读理解采用集体施测,其余测验均采用个别施测。瑞文推理测验、汉字识别、口语词汇和快速命名测验只在 T1 时使用,口语流畅性和阅读理解测验三次均使用。

3 结果

3.1 描述性统计

表 1 列出了三次测验中儿童各项任务的成绩及

表 1 三次测验中儿童在各项任务上的成绩($M \pm SD$)及差异比较

测验(最大值)	测试时间			F	η_p^2
	T1	T2	T3		
字词阅读流畅性	74.12 $\pm$ 16.45	84.53 $\pm$ 17.83	97.04 $\pm$ 18.08	248.97 ***	0.58
篇章朗读流畅性	177.02 $\pm$ 49.39	225.92 $\pm$ 49.47	293.68 $\pm$ 62.93	709.81 ***	0.80
阅读理解(18/38/46)	10.14 $\pm$ 3.96	24.69 $\pm$ 5.80	30.23 $\pm$ 6.62		
瑞文推理测验(60)	32.87 $\pm$ 9.03	—	—		
汉字识别(150)	70.28 $\pm$ 23.57	—	—		
口语词汇知识(64)	19.56 $\pm$ 5.81	—	—		
快速命名	10.22 $\pm$ 2.34	—	—		

注: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。下同。

表 2 儿童口语流畅性、阅读理解及控制变量的相关

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. T1 字词阅读流畅性	—											
2. T2 字词阅读流畅性	0.73 **	—										
3. T3 字词阅读流畅性	0.69 **	0.61 **	—									
4. T1 篇章朗读流畅性	0.79 **	0.60 **	0.55 **	—								
5. T2 篇章朗读流畅性	0.73 **	0.70 **	0.53 **	0.83 **	—							
6. T3 篇章朗读流畅性	0.75 **	0.60 **	0.77 **	0.69 **	0.64 **	—						
7. T1 阅读理解	0.42 **	0.32 **	0.22 **	0.45 **	0.42 **	0.33 **	—					
8. T2 阅读理解	0.45 **	0.32 **	0.28 **	0.52 **	0.46 **	0.41 **	0.66 **	—				
9. T3 阅读理解	0.39 **	0.32 **	0.30 **	0.48 **	0.41 **	0.34 **	0.58 **	0.62 **	—			
10. T1 瑞文推理	0.24 **	0.26 **	0.20 **	0.31 **	0.21 **	0.25 **	0.52 **	0.49 **	0.54 **	—		
11. T1 汉字识别	0.58 **	0.37 **	0.32 **	0.70 **	0.55 **	0.45 **	0.60 **	0.56 **	0.49 **	0.36 **	—	
12. T1 口语词汇	0.43 **	0.28 **	0.20 **	0.39 **	0.34 **	0.29 **	0.45 **	0.40 **	0.40 **	0.25 **	0.41 **	—
13. T1 快速命名	-0.63 **	-0.52 **	-0.52 **	-0.56 **	-0.50 **	-0.50 **	-0.18 *	-0.24 **	-0.21 *	-0.13	-0.34 **	-0.31 **

如表 2 所示,儿童的字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性的 3 次测试之间均相关显著,相关系数在 0.53~0.83 之间,说明口语流畅性的两个层面在 3 次测试中的相关关系比较稳定。三次阅读理解之间均相关显著,相关系数在 0.58~0.66 之间,说明 3 次测试之间相关稳定。整体而言,字词阅读流畅性、篇章朗读流畅性与阅读理解在三次测量中都有显著正相关。其中,字词阅读流畅性与阅读理解的相关系数在 0.22~0.45 之间,篇章朗读流畅性与阅读理解的相关系数在 0.33~0.52 之间,表明字词阅读流畅性、篇章朗读流畅性与阅读理解之间关系密切。此外,一般认知能力、T1 时的汉字识别、口语词汇和

重复测量方差分析的结果。为了考察儿童口语流畅性的发展,分别以三次测验中儿童的字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性成绩为因变量,测试时间点为自变量进行重复测量方差分析,结果发现字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性在三次测验中有显著的提高, $F \geq 248.97$, $p < 0.001$ 。由于三次阅读理解测验均不相同,因此无法进行三个年级的阅读理解发展状况的检验。

3.2 相关性分析

为了分析各个测验之间的相互关系,计算了 3 次测试中各测验之间的相关,结果见表 2。

快速命名均与 3 次口语流畅性和阅读理解之间有显著相关。

3.3 儿童口语流畅性与阅读理解的关系

为了考察儿童口语流畅性与阅读理解之间的关系,采用模型竞争比较的方法,分别构建了四个理论模型。此外,基于理论假设,区分了字词阅读流畅性和篇章朗读流畅性,分别构建了字词阅读流畅性与阅读理解的竞争性模型和篇章朗读流畅性与阅读理解的竞争性模型。整体而言,四个理论模型分别是:模型 1,口语流畅性与阅读理解之间互相没有预测,作为模型比较的基线模型(M_1);模型 2,口语流畅性对阅读理解的单向预测模型(M_2);模型 3,阅读

理解对口语流畅性的单向预测模型(M_3); 模型 4, 口语流畅性与阅读理解之间的双向预测模型(M_4)。此外,通过统计控制一般认知能力、汉字识别、口语词汇和快速命名分别对口语流畅性和阅读理解的影响。通过这个设定,排除可能的第三变量的影响。最后,在模型估计时,为了探讨口语流畅性与阅读理解的稳定关系,限定口语流畅性预测阅读理解的两

条路径系数相等,以及阅读理解预测口语流畅性的两条路径系数相等,进行模型比较。

四个竞争模型的概念图分别见图 1 至图 4。需要特别说明的是,为了更清晰地呈现口语流畅性与阅读理解的关系,控制变量(一般认知能力、汉字识别、口语词汇和快速命名)未在图中显现,但在模型估计时,这些路径均进行了估计。

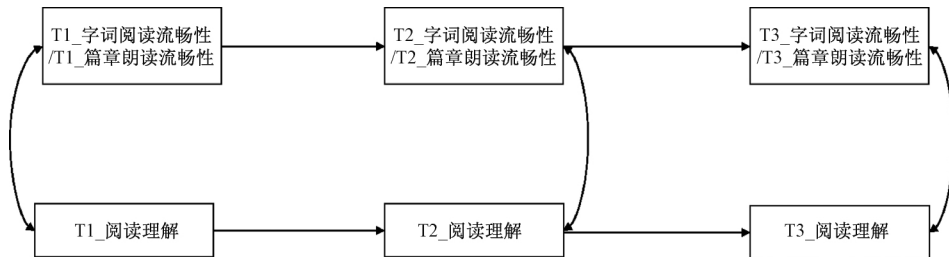


图 1 口语流畅性与阅读理解没有交叉滞后关系的模型图(M_1)

(为了模型呈现清晰明了,控制变量未在图中呈现,但在模型估计中进行了估计。下同)

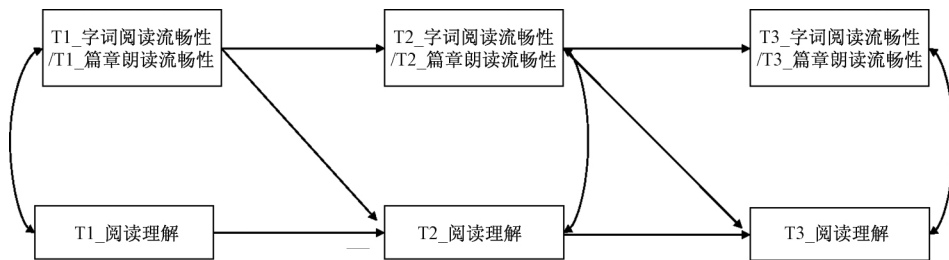


图 2 口语流畅性对阅读理解的作用模型图(M_2)

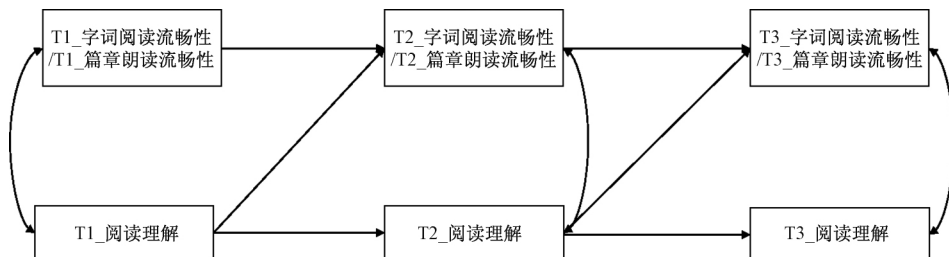


图 3 阅读理解对口语流畅性的作用模型图(M_3)

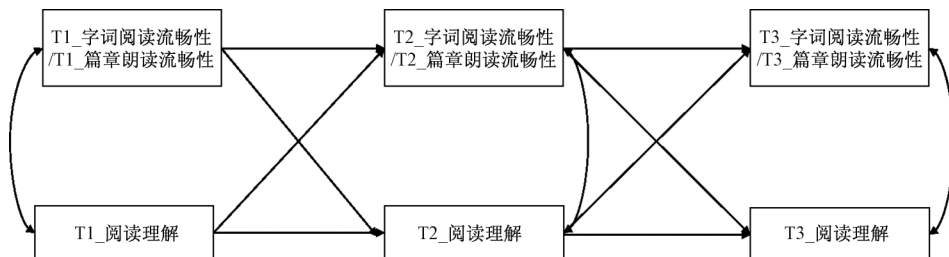


图 4 口语流畅性与阅读理解的双向作用模型图(M_4)

3.3.1 儿童字词阅读流畅性与阅读理解的关系

首先对字词阅读流畅性与阅读理解的关系进行检验。 M_1 到 M_4 的模型拟合指数,以及嵌套模型比较结果见表 3。从表中可以看出, M_2 和 M_1 卡方差

值显著,而 M_3 和 M_1 卡方差值及 M_4 和 M_1 卡方差值均不显著,说明相对于 M_1 ,接受 M_2 ,不接受 M_3 和 M_4 。结果说明相对于基线模型,字词阅读流畅性对阅读理解作用的单向模型 M_2 显著提升模型的拟合指数,

而阅读理解对字词阅读流畅性的单向模型 M_3 , 以及双向作用模型 M_4 并没有显著提升模型的拟合指数。

因此, 模型的竞争比较支持字词阅读流畅性对阅读理解作用的单向模型。

表 3 字词朗读流畅性(WRF)与阅读理解(RC)关系模型竞争比较的模型拟合指数汇总表

检验模型	模型拟合指数					
	χ^2	df	RMSEA[90% CI]	SRMR	CFI	TLI
没有交叉滞后路径的模型(M_1)	9.226	9	0.011 [0.000, 0.082]	0.024	1.000	0.999
WRF 对 RC 的单向模型(M_2)	4.832	8	0.000 [0.000, 0.057]	0.019	1.000	1.000
RC 对 WRF 的单向模型(M_3)	9.217	8	0.028 [0.000, 0.091]	0.024	0.998	0.991
WRF 与 RC 的双向作用模型(M_4)	4.828	7	0.000 [0.000, 0.069]	0.019	1.000	1.000
模型比较	$\Delta\chi^2$	Δdf	p			
M2 vs. M1	4.394	1	0.036			
M3 vs. M1	0.009	1	0.924			
M4 vs. M1	4.398	2	0.111			
M4 vs. M2	0.004	1	0.949			
M4 vs. M3	4.389	1	0.036			

字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测模型结果见图 5, 可以看出, 前一个测量时间点的字词阅读流畅性可以稳定地预测后一个测量时间点的阅读理解, 二年级时的字词阅读流畅性可以显著预测三年

级时的阅读理解($\beta = 0.10, p < 0.05$), 三年级时的字词阅读流畅性可以显著预测四年级时的阅读理解($\beta = 0.10, p < 0.05$)。结果说明, 字词阅读流畅性对阅读理解存在显著的单向预测作用。

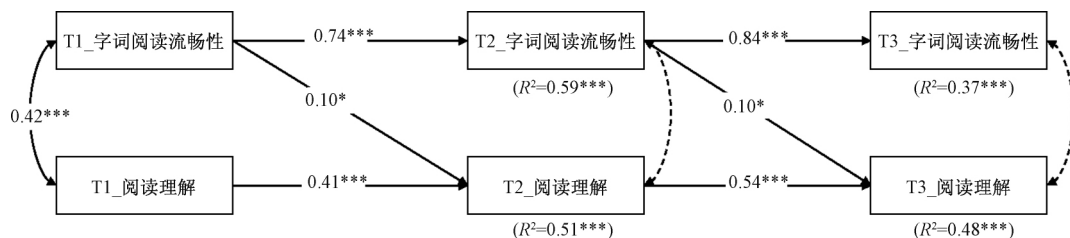


图 5 字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测模型图

(*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。下同)

3.3.2 儿童篇章朗读流畅性与阅读理解的关系

同样采用交叉滞后模型对篇章朗读流畅性与阅读理解的关系进行检验。 M_1 到 M_4 的模型拟合指数, 以及嵌套模型的比较结果见表 4。从表中可以看出, M_2 和 M_1 卡方差值, M_3 和 M_1 卡方差值, 以及 M_4 和 M_1 卡方差值均显著, 说明相对于 M_1 , 接受 M_2 、 M_3 和 M_4 。 M_4 和 M_2 、 M_3 的卡方差值均显著, 说明相对于篇章朗读流畅性对阅读理解作用的单向模型 M_2 及阅读理解对篇章朗读流畅性的单向模型 M_3 , 双向作用模型 M_4 显著提升模型的拟合指数。因此, 模型的竞争比较支持篇章朗读流畅性与阅读理解关系的双向模型。

篇章朗读流畅性与阅读理解的双向关系模型结果见图 6, 可以看出, 前一个测量时间点的篇章朗读流畅性可以稳定地预测后一个测量时间点的阅读理解, 二年级时的篇章朗读流畅性可以显著预测三年级时的阅读理解($\beta = 0.17, p < 0.01$), 三年级时的篇章朗读流畅性可以显著预测四年级时的阅读理解

($\beta = 0.15, p < 0.01$)。同时, 前一个测量时间点的阅读理解也可以稳定地预测后一个测量时间点的篇章朗读流畅性, 二年级时的阅读理解可以显著预测三年级时的篇章朗读流畅性($\beta = 0.09, p < 0.05$), 三年级时的阅读理解可以显著预测四年级时的篇章朗读流畅性($\beta = 0.11, p < 0.05$)。结果说明, 篇章朗读流畅性与阅读理解存在双向预测关系。

4 讨论

本研究对 196 名二年级汉语儿童进行了三年追踪, 采用交叉滞后模型考察了不同层面的口语流畅性与阅读理解之间的关系, 结果发现: (1) 模型竞争比较的结果支持了字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测模型, 在控制了一般认知能力、汉字识别、口语词汇和快速命名的影响以及自回归效应之后, 字词阅读流畅性对阅读理解有显著的单向预测作用; (2) 模型竞争比较的结果支持了篇章朗读流畅性与阅读理解的双向预测模型, 在排除了自回归效应和

其他重要变量的作用之后,儿童的篇章朗读流畅性对阅读理解有显著的预测作用,同时,儿童的阅读理解也能显著预测其篇章朗读流畅性。结果表明,口

语流畅性与阅读理解的关系中,只存在字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测关系,而篇章朗读流畅性与阅读理解之间存在着双向预测关系。

表4 篇章朗读流畅性(TRF) 与阅读理解(RC) 关系模型竞争比较的模型拟合指数汇总表

检验模型	模型拟合指数					
	χ^2	df	RMSEA(90% CI)	SRMR	CFI	TLI
没有交叉滞后路径的模型(M ₁)	20. 913	9	0. 082 [0. 036, 0. 129]	0. 029	0. 981	0. 936
TRF 对 RC 的单向模型(M ₂)	9. 747	8	0. 033 [0. 000, 0. 094]	0. 015	0. 997	0. 989
RC 对 TRF 的单向模型(M ₃)	14. 510	8	0. 064 [0. 000, 0. 116]	0. 024	0. 989	0. 961
TRF 与 RC 的双向作用模型(M ₄)	3. 249	7	0. 000 [0. 000, 0. 047]	0. 007	1. 000	1. 000
模型比较	$\Delta\chi^2$	Δdf	p			
M ₂ vs. M ₁	11. 166	1	0. 001			
M ₃ vs. M ₁	6. 403	1	0. 011			
M ₄ vs. M ₁	17. 484	2	0. 001			
M ₄ vs. M ₂	6. 318	1	0. 012			
M ₄ vs. M ₃	11. 081	1	0. 001			

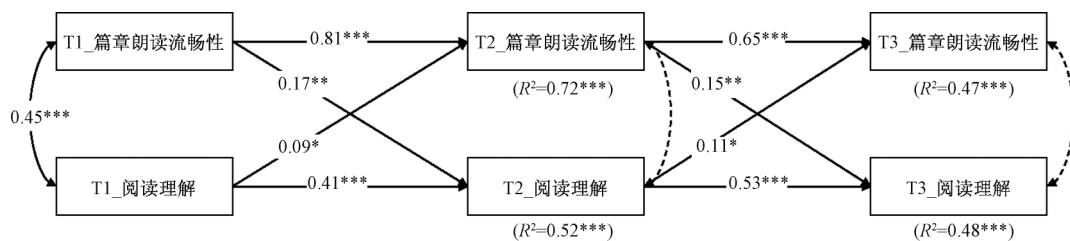


图6 篇章朗读流畅性与阅读理解的双向关系模型图

4.1 儿童字词阅读流畅性与阅读理解的关系

在控制了相关重要变量和自回归效应后,二年级儿童字词阅读流畅性可以显著预测三年级的阅读理解,三年级的字词阅读流畅性对四年级阅读理解也有显著的预测作用。早期字词阅读流畅性对后期阅读理解的预测作用,与以往研究结论相一致(Klauda & Guthrie, 2008; 程亚华, 伍新春, 2018)。本研究结果支持了认知资源和自动化理论(LaBerge & Samuels, 1974),在从“学会阅读”向“通过阅读学习”转变的关键阶段,儿童如果能够对字词解码有快速且自动化的加工,那么就能把更多的认知资源用于理解层面,在阅读理解任务中会表现得更好。

另一方面,模型竞争比较的结果没有支持阅读理解对字词阅读流畅性的预测模型,可能的原因在于阅读理解对流畅性的作用主要不在独立字词层面,因此阅读理解对字词阅读流畅性没有预测作用。Lai 等人(2014) 的研究也未发现阅读理解对阅读流畅性的预测作用,但在该研究中流畅性既包括了字词阅读流畅性也包括了篇章朗读流畅性,因此未能具体说明阅读理解对哪个层面的流畅性没有预测作用。字词阅读流畅性主要是对独立字词解码速度的考察,独立字词之间没有语义、语法和句法的关联,

只存在对单独字词的加工,不存在文本意义的理解,在字词阅读中只需将字词的书写形式快速转换为相应的语音形式,因此阅读理解对字词阅读流畅性没有预测作用。

4.2 儿童篇章朗读流畅性与阅读理解的关系

本研究发现,篇章朗读流畅性与阅读理解之间存在双向预测关系,这一结果扩展了 Klauda 和 Guthrie(2008) 关于句子默读流畅性与阅读理解之间双向预测关系的研究发现。此外,本研究对可能影响篇章朗读流畅性和阅读理解的重要变量如一般认知能力、汉字识别、口语词汇知识、快速命名以及自回归效应进行了统计控制,而 Klauda 和 Guthrie(2008) 仅控制了自回归效应,据笔者所知,这可能是目前关于两者关系最严格的检验。阅读理解是一项复杂的认知活动,通过语音激活和联结获取意义,考虑到儿童阅读发展的阶段,在转向“通过阅读学习”阶段过程中,篇章朗读流畅性对于二至四年级儿童尤为重要。早期篇章阅读流畅性对后期阅读理解的预测作用,与以往研究结论相一致(Kim et al., 2010; Klauda & Guthrie, 2008; 周雪莲 等, 2016)。本研究结果说明了流畅性对阅读理解的预测关系不仅在字词层面,而且还涉及到语义、语法、句法和篇

章加工层面,儿童如果能够有效利用语义、语法和句法线索,在阅读过程中就能够对更高水平的语言结构如句子的分层、停顿、句意之间的关联等进行分析,从而在阅读理解中表现会更好。此外,本研究除控制了重要的阅读认知技能外,还控制了阅读理解的自回归效应,这说明儿童篇章朗读流畅性对于阅读理解的预测作用不仅不依赖于其已有的汉字识字量和口语词汇知识等重要阅读技能,甚至也不依赖于儿童原有的阅读理解水平。

另一方面,早期的阅读理解对后期篇章朗读流畅性也有显著的预测作用,说明对文本的高水平理解能够帮助儿童更快速地进行字词解码,识别句子结构,从而在篇章朗读的准确性、速度以及停顿、情感表现等方面表现更好,而较差的阅读理解水平则会阻碍口语流畅性的发展(Fuchs et al., 2001)。Klauda 和 Guthrie(2008)发现了阅读理解对句子默读流畅性的预测作用,本研究发现阅读理解不仅在句子层面,而且在篇章层面对流畅性的发展也有影响。因此本研究的发现在一定程度上丰富并拓展了 Klauda 和 Guthrie(2008)的研究结果。而在 Lai 等人(2014)的研究中,由于未能区分开字词阅读流畅性与篇章朗读流畅性,因此未发现阅读理解对篇章朗读流畅性的预测作用。既往研究多关注篇章朗读流畅性对阅读理解的影响而忽视其反向预测关系,本研究结果表明阅读理解水平对篇章朗读流畅性也有着重要影响,进一步支持了阅读的交互-补偿模型(Stanovich, 1980),在儿童阅读发展的关键阶段,快速自动化的篇章朗读对阅读理解至关重要,反过来,对文本意义的高水平理解也能够帮助儿童发展其篇章朗读的流畅性水平。

4.3 研究意义、实践启示及研究不足和展望

本研究通过较为严格的设计对汉语儿童口语流畅性与阅读理解的发展关系进行了较为深入的探究,有助于加深对口语流畅性与阅读理解关系的理论理解,因而是对 Klauda 和 Guthrie(2008)以及 Lai 等人(2014)研究的拓展和深化。研究结果支持了认知资源和自动化理论(LaBerge & Samuels, 1974),发现不仅在字词层面而且在篇章层面,当字词解码达到快速且自动化后,可以促进阅读理解。同时,研究结果对阅读的交互-补偿模型(Stanovich, 1980)进行了验证和补充,阅读理解仅对篇章层面的流畅性有促进作用,而对字词层面的流畅性没有促进作用。

基于本研究的发现,一方面,建议一线教师在儿

童阅读发展的初期注意口语流畅性的训练。教师可以定期要求儿童进行字词阅读和篇章朗读练习,在练习过程中记录阅读时间,注意字词阅读的准确性,关注阅读中出现的错误类型,留意篇章朗读中词切分和断句是否合适,情感表现是否恰当等,还可以鼓励学生之间互相检查,记录时间等合作活动,提升字词和篇章阅读的兴趣,以逐步达到字词解码的自动化,进而促进儿童的阅读理解水平。另一方面,教学中注意增加儿童的阅读量,培养他们的阅读兴趣。通过诸如概括大意、角色扮演、补充文章结尾、讨论文中人物内心想法等练习方法,帮助儿童深入理解文本,将自身生活经历与文本理解相结合,从而提高阅读理解水平,让儿童成为独立的阅读者,进而促进口语流畅性的发展。

然而,本研究仍存在一些不足,需要在未来研究中加以完善。首先,本研究以二年级儿童为研究对象,进行了为期三年的追踪,然而,对于小学阶段儿童而言,其口语流畅性与阅读理解一直处于快速发展之中,两者间的关系可能会随着发展阶段的不同而发生动态变化,因此,未来研究仍需进一步探讨两者间的发展关系。其次,尽管本研究中对可能影响口语流畅性和阅读理解的相关阅读认知变量进行了统计控制,但仍然还存在着一些变量,如语素意识(Cheng et al., 2017)、阅读动机(Paris & Paris, 2001)等,对口语流畅性与阅读理解均有重要影响。未来研究中需进一步考察这些变量对口语流畅性与阅读理解关系的可能影响。第三,本研究中,三个时间点所采用的阅读理解测验并不相同,因此不能使用像潜变量增长曲线模型的统计方法对口语流畅性与阅读理解的关系建模,以深入探讨两者发展变化的关系。在未来研究中,我们希望能够发展出适合多个时间点测试的阅读理解测验,以此刻画阅读理解的发展变化及与其他变量发展变化的关系。

5 结论

(1) 模型比较的结果支持字词阅读流畅性对阅读理解作用的单向预测模型,在控制了儿童的一般认知能力、汉字识别、口语词汇、快速命名及自回归效应后,只存在字词阅读流畅性对阅读理解的单向预测关系。

(2) 模型比较的结果支持篇章朗读流畅性与阅读理解的双向预测模型,在排除了自回归效应和其他变量的作用之后,篇章朗读流畅性与阅读理解之间存在着双向预测关系。

参考文献:

- Cheng, Y., Zhang, J., Li, H., Wu, X., Liu, H., Dong, Q., ... Sun, P. (2017). Growth of compounding awareness predicts reading comprehension in Chinese students: A longitudinal study from Grade 1 to Grade 2. *Reading Research Quarterly*, 52(1), 91–104.
- Fuchs, L. S., Fuchs, D., Hosp, M. K., & Jenkins, J. R. (2001). Oral reading fluency as an indicator of reading competence: A theoretical, empirical, and historical analysis. *Scientific Studies of Reading*, 5(3), 239–256.
- Hoover, W. A., & Gough, P. B. (1990). The simple view of reading. *Reading and Writing*, 2(2), 127–160.
- Hudson, R. F., Lane, H. B., & Pullen, P. C. (2005). Reading fluency assessment and instruction: What, why, and how? *The Reading Teacher*, 58(8), 702–714.
- Kim, Y.-S., Petscher, Y., Schatschneider, C., & Foorman, B. (2010). Does growth rate in oral reading fluency matter in predicting reading comprehension achievement? *Journal of Educational Psychology*, 102(3), 652–667.
- Kim, Y.-S. G., & Wagner, R. K. (2015). Text (oral) reading fluency as a construct in reading development: An investigation of its mediating role for children from Grades 1 to 4. *Scientific Studies of Reading*, 19(3), 224–242.
- Kintsch, W., & Rawson, K. A. (2005). Comprehension. In M. J. Snowling & C. Hulme (Eds.), *The science of reading: A handbook* (pp. 209–226). Oxford, UK: Blackwell.
- Klauda, S. L., & Guthrie, J. T. (2008). Relationships of three components of reading fluency to reading comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 100(2), 310–321.
- Kuhn, M. R., Schwanenflugel, P. J., & Meisinger, E. B. (2010). Aligning theory and assessment of reading fluency: Automaticity, prosody, and definitions of fluency. *Reading Research Quarterly*, 45(2), 230–251.
- LaBerge, D., & Samuels, S. J. (1974). Toward a theory of automatic information processing in reading. *Cognitive Psychology*, 6(2), 293–323.
- Lai, S. A., Benjamin, R. B., Schwanenflugel, P. J., & Kuhn, M. R. (2014). The longitudinal relationship between reading fluency and reading comprehension skills in second-grade children. *Reading and Writing Quarterly*, 30(2), 116–138.
- Li, H., Shu, H., McBride-Chang, C., Liu, H., & Peng, H. (2012). Chinese children's character recognition: Visuo-orthographic, phonological processing and morphological skills. *Journal of Research in Reading*, 35(3), 287–307.
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202.
- Paris, S. G., Carpenter, R. D., Paris, A. H., & Hamilton, E. E. (2005). Spurious and genuine correlates of children's reading comprehension. In S. G. Paris & S. A. Stahl (Eds.), *Children's reading comprehension and assessment* (pp. 131–160). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Paris, S. G., & Paris, A. H. (2001). Classroom applications of research on self-regulated learning. *Educational Psychologist*, 36(2), 89–101.
- PIRLS 台湾报告. (2006). 取自 <https://sites.google.com/site/reading8learning01/pirls/pirls-2006>
- Seymour, P. H. K., Aro, M., & Erskine, J. M. (2003). Foundation literacy acquisition in European orthographies. *British Journal of Psychology*, 94(2), 143–174.
- Song, S., Su, M., Kang, C., Liu, H., Zhang, Y., McBride-Chang, C., ... Shu, H. (2015). Tracing children's vocabulary development from preschool through the school-age years: An 8-year longitudinal study. *Developmental Science*, 18(1), 119–131.
- Stanovich, K. E. (1980). Toward an interactive-compensatory model of individual differences in the development of reading fluency. *Reading Research Quarterly*, 16(1), 32–71.
- 程亚华, 伍新春. (2018). 小学一年级阅读流畅性对二、三年级阅读理解的预测. *心理发展与教育*, 34(3), 314–321.
- 李虹, 董琼, 朱瑾, 刘俊娉, 伍新春. (2009). 语素意识在学前儿童言语技能发展中的作用. *心理科学*, 32(6), 1291–1294.
- 温鸿博. (2005). 小学语文阅读能力测评量表的编制(硕士学位论文). 华南师范大学, 广州.
- 张厚粲, 王晓平. (1989). 瑞文标准推理测验在中国的修订. *心理学报*, 21(2), 113–121.
- 张玉平, 董琼, 舒华, 吴燕. (2017). 语音意识、命名速度和语素意识在汉语阅读发展中的作用. *心理发展与教育*, 33(4), 401–409.
- 周雪莲, 程亚华, 李宜逊, 韩春翔, 李虹. (2016). 朗读流畅性在儿童阅读发展中的预测作用. *心理发展与教育*, 32(4), 471–477.

The Relation between Oral Reading Fluency and Reading Comprehension among Chinese Children: A 3-year Longitudinal Study

ZHOU Tingna¹ LI Yixun² LI Hong³ XU Zhonggeng¹ ZHANG Feng¹ CHENG Yahua¹

(1. Department of Psychology, Ningbo University, Ningbo 315211; 2. Department of Human Development and Quantitative Methodology, University of Maryland, College Park 20742, USA; 3. Beijing Key Laboratory of Applied Experimental Psychology, National Demonstration Center for Experimental Psychology Education (Beijing Normal University) , Faculty of Psychology, Beijing Advanced Innovation Center for Future Education, Beijing Normal University, Beijing 100875)

Abstract: The present study followed a sample of Chinese second-grade ($n = 196$) through fourth-grade students to evaluate the dynamic developmental relations between oral reading fluency (including word reading fluency and text reading fluency) and reading comprehension. Cross-lagged panel model was conducted to test for the presence of leading and lagging influences after controlling for nonverbal reasoning, character recognition, vocabulary knowledge, rapid automatized naming (RAN) and the auto-regression effects. The results showed that: (1) previous levels of word reading fluency acted as leading indicators of reading comprehension growth, but the reverse relation was not found; (2) Bidirectional predictive relation was found between text reading fluency and reading comprehension. The results support cognitive resources and automaticity theory and supplement the interactive-compensatory model of reading.

Key words: oral reading fluency; reading comprehension; longitudinal study; Chinese children

童年晚期至青少年早期攻击和同伴侵害的关系: 交叉滞后研究*

纪林芹 张 蒙 董美慧 潘 斌 张文新

(山东师范大学心理学院, 济南 250014)

摘 要: 采用整群抽样法抽取 2178 名小学生为被试(平均年龄 11.05 ± 0.69 岁, 男生 1132 人) 自 5 年级追踪至 8 年级, 通过纵向交叉滞后模型对攻击与同伴侵害间的关系进行考察。结果发现, 各年级关系攻击均可预测之后的关系侵害, 7 年级身体攻击预测 8 年级身体侵害, 此外 6 年级关系侵害经历对 7 年级关系攻击具有预测作用。攻击与同伴侵害间的纵向联系不存在性别差异。这些结果表明, 童年晚期至青少年早期攻击与同伴侵害之间总体上符合连续性社交过程模型, 即攻击对随后的同伴侵害具有更明显预测作用, 但在小学升初中的学校过渡阶段关系侵害预测随后的关系攻击, 部分支持两者间存在双向关系。该结果提示需关注儿童青少年的攻击与同伴侵害经历, 采取措施避免其陷入攻击与同伴侵害间的恶性循环之中。

关键词: 儿童青少年; 攻击; 同伴侵害; 纵向联系

分类号: B844

1 问题提出

攻击(aggression) 与同伴侵害(peer victimization) 是儿童青少年中的常见现象, 其中攻击是个体故意对他人造成伤害或损失的行为(Anderson & Bushman, 2002), 同伴侵害与之相反, 指儿童青少年受到同龄人以故意伤害为目的的攻击的经历(Rubin et al., 2006)。大量研究表明, 大多数儿童青少年都会卷入攻击或同伴侵害事件, 持续高水平的攻击、同伴侵害的发生率在 5.2% ~ 22.3% 之间(Daukantaitė et al., 2019; Ettekal & Ladd, 2017)。攻击、同伴侵害与儿童青少年当前及日后更糟糕的发展结果相联系, 比如人际关系问题、抑郁等情绪问题、学业不良等(Chen et al., 2019; 纪林芹等, 2018)。

攻击与同伴侵害间存在密切关联。研究显示, 攻击与侵害存在显著同时性以及跨时间正向关联($r = 0.13 \sim 0.87$) (Daukantaitė et al., 2019; Lam et al., 2018; Ostrov & Godleski, 2013), 提示两者在发展过程中可能存在互相增强效应。研究者提出了连续性社交过程(sequential social process) (Boivin & Hymel, 1997) 和同伴社会化(peer socialization)

(Rose & Rudolph, 2006) 的观点, 为攻击与同伴侵害间的纵向联系提供了理论解释。连续性社交过程观认为, 攻击与同伴侵害存在联系, 这一联系过程可以是直接的, 即攻击直接导致同伴侵害; 也可通过间接路径发生, 如攻击导致同伴拒绝进而引发同伴侵害(Boivin & Hymel, 1997; Ostrov, 2008)。同伴社会化观点则认为, 受到同伴侵害的经历具有社会化功能, 儿童青少年在该过程中习得攻击行为及相应的认知信念、情感反应等, 因而同伴侵害可预测个体日后与同伴互动中的攻击行为(Rose & Rudolph, 2006)。

已有研究主要以童年期儿童为研究对象, 对攻击与同伴侵害间的纵向联系进行实证探讨。一些研究发现与连续性社交过程观相一致, 表明攻击可预测日后的同伴侵害经历。例如, Giesbrecht 等人(2011) 揭示教师报告的攻击行为与儿童在童年中期(1 至 3 年级) 侵害的增长相关联, Ostrov 发现童年早期儿童的关系攻击预测 1 年后的关系侵害, Hoggund 和 Chisholm(2014) 发现童年中期儿童的攻击预测 2 个月后的侵害, Frey 和 Stong(2018) 在一项校园欺凌干预项目中揭示直接反应性攻击、间接主动性攻击与日后受欺凌的增加相联。其他研究通过短

* 基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(17JZD058); 国家自然科学基金(31971008); 山东省自然科学基金(ZR2019MC025)。

通讯作者: 张文新, E-mail: zhangwenxin@sdu.edu.cn

期追踪或横断设计揭示受侵害经历导致攻击,为同伴社会化观点提供了支持。例如,Ostrov(2010)揭示童年早期儿童的身体侵害、关系侵害经历对4个月后的身体攻击、关系攻击分别具独特预测作用;纪林芹等人(2012)发现同伴侵害经由儿童的消极同伴信念而与攻击行为相联系。另一些研究揭示了攻击与同伴侵害间的双向联系。如Leadbeater和Hoglund(2009)报告童年中期的攻击与侵害间存在双向纵向联系;Ostrov和Godleski(2013)发现儿童3年级与6年级的关系攻击与关系侵害相互预测。近期一些研究探讨了青少年期攻击与同伴侵害间的联系,Marsh等人(2016)对青少年早期个体每隔3个月的6次追踪测查揭示关系攻击与关系侵害间存在双向纵向联系,类似地Lam等人(2018)对567名青少年每隔半年的5次追踪测查发现青少年早期攻击与同伴侵害间存在双向纵向联系。

总体上,已有研究表明攻击与同伴侵害间存在纵向联系与相互影响,但是大多局限于探讨了童年早期两者间关系(Leadbeater & Hoglund, 2009; Ostrov & Godleski, 2013),仅少数研究对青少年期个体进行了考察,限于揭示该时期较短间隔(3个月或6个月)攻击与同伴侵害间的联系(Lam et al., 2018; Marsh et al., 2016; Ostrov, 2010),对于童年至青少年过渡时期攻击与同伴侵害间较长期的纵向联系缺乏探讨。

童年晚期至青少年期是个体发展中最重要过渡时期,这一时期攻击、同伴侵害持续发生(Ettekal & Ladd, 2015, 2017; Haltigan & Vaillancourt, 2014)。在此时期,个体的认知能力、行为与情绪调控能力、社会交往技能等增强,同时经历从小学升入初中的学校生态环境过渡,相应地同伴群体发生改变(Steinberg, 2016)。个体能力发展与生态环境改变可能提供一个发展机会或时间窗口,在此时期攻击与同伴间的动态性联系减弱。这种减弱可能在同伴侵害对日后攻击的影响方面尤为明显,具体表现为受同伴侵害后个体可能由于具备更好的调控能力、产生应对受侵害的更恰当策略,因而同伴侵害与日后攻击行为间的联系减弱。但是另一方面,进入青少年期,个体重视在同伴群体中的地位和同伴关系(Steinberg, 2016),因而受同伴侵害的经历在此时更可能对他们产生影响,包括引发攻击行为。同时研究指出在生态过渡的过程中,攻击可能被用作获得同伴地位的手段(Pellegrini & Long, 2002),因而,在童年向青少年过渡时期,攻击与同伴侵害间的

联系也可能不会减弱,相反表现出某种程度的增强。本研究的目的即对童年晚期至青少年期攻击与同伴侵害间的纵向联系进行考察。

儿童青少年的攻击与同伴侵害均包括不同类型,按照实施形式,现有研究一致确认攻击包括外显公开的身体攻击与相对内隐的关系攻击(Card et al., 2008; Vaillancourt et al., 2003),相应地同伴侵害包括身体侵害与关系侵害两类(Rubin et al., 2006)。因而,对攻击与同伴侵害间纵向联系的考察有必要区分身体形式、关系形式的攻击与同伴侵害。对于不同形式攻击与同伴侵害间的关系,理论分析指出两者间联系存在类型范畴特定性(domain specificity)(Rose & Rulolph, 2006),即攻击(或侵害)更可能与同样形式的侵害(或攻击)相联。已有关于攻击与侵害间纵向联系的研究(Lam et al., 2018; Ostrov, 2008, 2010)均证实了这一点。因而与已有理论及研究相一致,本研究对攻击与同伴侵害间联系的探讨拟在分析模型中同时包括两类攻击与两类同伴侵害,探讨每类攻击对相应类型侵害、每类侵害对相应类型攻击的纵向预测作用。

需指出的是,研究一致发现,攻击和同伴侵害具有显著性别差异,因而本研究对攻击与同伴侵害间纵向联系的考察亦将探讨两者纵向联系模式是否存在性别差异。已有关于该问题的研究发现不一致(Frey & Strong, 2018; Lam et al., 2018; Ostrov, 2008)。虽然总体上男生攻击、同伴侵害的水平高于女生(Casper & Card, 2017; Card et al., 2008),但研究发现男生关系攻击、关系侵害高于女生的程度较其他类型攻击、侵害小(Chen et al., 2019),或性别差异不显著(Casper & Card, 2017),或男生水平低于女生(Ostrov & Godleski, 2010)。鉴于攻击、同伴侵害性别差异的已有研究结果,本研究将进一步探讨攻击和同伴侵害间的纵向联系是否存在性别差异。

总之,本研究通过对童年晚期个体追踪至青少年期,对童年晚期至青少年早期攻击与同伴侵害间的纵向关系进行考察。基于已有理论与研究发现,我们预期童年晚期到青少年早期攻击和同伴侵害存在纵向联系。鉴于童年晚期到青少年期个体认知、情绪与行为调控能力,攻击与同伴侵害间的纵向联系可能主要表现为攻击预测日后的同伴侵害,同伴侵害对日后攻击的预测可能较弱。但是,考虑到小学至初中同伴群体背景中的发展变化,这一时期攻击和同伴侵害间的关系可能出现短暂增强。最后,

鉴于儿童青少年的攻击、同伴侵害具有明显性别差异,本研究也将对两者纵向关系可能存在的性别差异进行探讨。

2 研究方法

2.1 被试

本研究被试来自一项大规模追踪研究,基于研究目的选取该追踪研究在被试 5、6、7 和 8 年级的攻击、同伴侵害数据进行分析。T1(5 年级)被试为整群抽样法选取的 14 所小学 40 个班级 2178 名级学生(平均年龄 11.05 ± 0.69 岁;男生 1132 人,占 51.97%),后升入 12 所初中 144 个班级。T4(8 年级)追踪到有效被试 1941 人(男生 1009 人,占 51.98%)。四个时间点全部变量数据完整被试 1941 名。MCAR(missing completely at random)检验 $\chi^2(5095) = 5635.176, p < 0.001$ 表明缺失值非完全随机缺失。将缺失值进行编码(0 = 无缺失,1 = 有缺失),缺失值编码与所有研究变量间相关系数均小于 0.12,表明被试流失不会对研究结果造成严重偏差。比较存在缺失数据被试和无缺失数据被试在 T1 时研究变量上的差异发现,存在缺失数据被试和无缺失数据被试的身体侵害、关系侵害不存在显著差异($|t|s < 1.49, p > 0.14$),但存在缺失数据被试的身体攻击和关系攻击水平较高($|t|s > 2.08, p < 0.05, \text{Cohen's } d = 0.09 \sim 0.18$)。

2.2 研究工具

2.2.1 攻击

采用儿童青少年社会行为问卷(Chinese Version of Social Behavior Questionnaire)(Chen et al., 2019),通过同性别同伴评定测评,其中的攻击行为测评项目基于先前研究(Archer & Coyne, 2005; Crick & Grotpeter, 1995)编制。该问卷中身体攻击项目 3 个(如推、挤、抓或撞过其他同学),关系攻击项目 4 个(如对别人说不要和某个同学一起玩),采用 0~3 的 4 点计分,得分越高则攻击水平越高。四次测量两类攻击的 Cronbach's α 系数在 0.94~0.96 之间。

2.2.2 同伴侵害

采用修订的多维同伴侵害量表(Multidimensional Peer-Victimization Scale)(Mynard & Joseph, 2000; 纪林芹等, 2012),通过自我报告测量同伴侵害。其中身体侵害项目 3 个(如别的同学打过我),关系侵害项目 8 个(如别的同学挑拨我和其他同学的关系,使其他同学不喜欢我)。采用 0~3 的 4 点

计分,得分越高则同伴侵害水平越高。四次测量两类同伴侵害的 Cronbach's α 系数在 0.89~0.91 之间。

2.3 施测程序

四次测查均在春夏学期进行。以班级为单位集体施测,每班由两名经过培训且具有丰富施测经验的心理学教师和研究生任主试,教师和家长均不在场。施测结束后问卷当场收回,并发小礼物表示感谢。

3 结果

3.1 描述统计

如表 1 所示,四个时间点身体攻击和关系攻击平均值分别为 0.48~0.57($SD = 0.45 \sim 0.50$)、0.34~0.42($SD = 0.31 \sim 0.37$),身体侵害和关系侵害平均值分别为 0.38~0.51($SD = 0.54 \sim 0.65$)、0.29~0.36($SD = 0.42 \sim 0.51$)。四个时间点的身体攻击、关系攻击、身体侵害和关系侵害均呈正偏态分布($1.19 < \text{Skewness} < 2.21, 1.30 < \text{Kurtosis} < 5.63$)。两类攻击和两类同伴侵害($r = 0.34 \sim 0.82$)均表现出中高等程度跨时间稳定性;两类攻击间具有高相关($r = 0.75 \sim 0.82$),两类同伴侵害间具有中等程度相关($r = 0.61 \sim 0.65$);两类攻击和两类同伴侵害显著正相关($r = 0.14 \sim 0.30$)。所有相关系数均 0.001 水平显著。

3.2 测量一致性分析

为保证测量一致性,我们分三步分别检验了攻击和同伴侵害跨性别和跨年龄测量等值性。第一步,设立基线模型,即允许各嵌套组对应观测变量的负荷、条目截距自由估计,各组因子均值固定为 0。第二步,在满足基线模型的基础上限定各嵌套组对应观测变量的负荷相同,该模型称为载荷等值模型。第三步,在满足载荷等值模型的基础上限定条目截距等同,即为截距等值模型。考虑到卡方指数对样本量的变化很敏感且本研究样本量大、样本年龄跨度大,在本研究中,模型差异比较的标准为:若 $\Delta CFI \geq 0.02$,则表示模型之间存在显著差异(Putnick & Bornstein, 2016; Rutkowski & Svetina, 2017)。

如表 2 所示,在跨性别测量等值性、跨年龄测量等值性方面,同伴侵害满足载荷一致性、截距一致性,攻击仅满足载荷一致性。进一步分析显示,攻击题目截距存在显著性别差异,男生攻击截距较女生更高;攻击题目截距随年龄增长而下降,但在相邻两个时间点间未发现显著差异($\Delta CFI < 0.01$),这是由

于青少年攻击评分随时间推移而下降造成的。综上,攻击、同伴侵害的测量题项、潜在因子含义以及测量参照点在不同性别和年龄间具有较高一致性,

测量结果在男、女性别间和不同年龄段具有可比性。

表 1 攻击、同伴侵害的平均数(M)、标准差(SD)和相关分析结果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
T1																
1PA	—															
2RA	0.80 ***	—														
3PV	0.20 ***	0.19 ***	—													
4RV	0.25 ***	0.30 ***	0.61 ***	—												
T2																
5PA	0.82 ***	0.68 ***	0.17 ***	0.22 ***	—											
6RA	0.64 ***	0.71 ***	0.14 ***	0.23 ***	0.82 ***	—										
7PV	0.17 ***	0.14 ***	0.48 ***	0.40 ***	0.17 ***	0.14 ***	—									
8RV	0.23 ***	0.24 ***	0.41 ***	0.53 ***	0.25 ***	0.27 ***	0.64 ***	—								
T3																
9PA	0.62 ***	0.49 ***	0.17 ***	0.18 ***	0.64 ***	0.52 ***	0.16 ***	0.21 ***	—							
10RA	0.52 ***	0.51 ***	0.16 ***	0.22 ***	0.54 ***	0.52 ***	0.17 ***	0.24 ***	0.81 ***	—						
11PV	0.15 ***	0.13 ***	0.38 ***	0.30 ***	0.15 ***	0.13 ***	0.45 ***	0.38 ***	0.22 ***	0.21 ***	—					
12RV	0.19 ***	0.21 ***	0.34 ***	0.39 ***	0.19 ***	0.20 ***	0.38 ***	0.47 ***	0.24 ***	0.29 ***	0.63 ***	—				
T4																
13PA	0.56 ***	0.43 ***	0.14 ***	0.17 ***	0.60 ***	0.49 ***	0.15 ***	0.21 ***	0.77 ***	0.66 ***	0.16 ***	0.18 ***	—			
14RA	0.42 ***	0.43 ***	0.10 ***	0.17 ***	0.46 ***	0.47 ***	0.13 ***	0.21 ***	0.57 ***	0.67 ***	0.12 ***	0.19 ***	0.75 ***	—		
15PV	0.18 ***	0.13 ***	0.34 ***	0.26 ***	0.16 ***	0.12 ***	0.40 ***	0.37 ***	0.24 ***	0.21 ***	0.56 ***	0.46 ***	0.22 ***	0.15 ***	—	
16RV	0.22 ***	0.21 ***	0.31 ***	0.35 ***	0.20 ***	0.18 ***	0.39 ***	0.44 ***	0.25 ***	0.25 ***	0.45 ***	0.59 ***	0.25 ***	0.24 ***	0.65 ***	—
M	0.57	0.42	0.51	0.36	0.56	0.39	0.49	0.34	0.48	0.34	0.49	0.29	0.52	0.36	0.38	0.29
SD	0.50	0.37	0.64	0.50	0.48	0.35	0.65	0.51	0.45	0.31	0.63	0.43	0.45	0.32	0.54	0.42

注: PA 为身体攻击, RA 为关系攻击, PV 为身体侵害, RV 为关系侵害; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

表 2 测量一致性检验

模型	χ^2	df	p	RMSEA	TLI	CFI	ΔCFI
攻击							
年龄							
模型 1: 基线模型	1990.80	280	<0.001	0.056	0.957	0.968	
模型 2: 载荷等值	2569.09	295	<0.001	0.062	0.946	0.958	0.010
模型 3: 截距等值	3982.72	316	<0.001	0.077	0.919	0.932	0.036
性别							
模型 1: 基线模型	1713.42	560	<0.001	0.046	0.970	0.978	
男	916.18	280	<0.001	0.045	0.968	0.981	
女	797.24	280	<0.001	0.046	0.971	0.977	
模型 2: 载荷等值	2207.94	580	<0.001	0.053	0.959	0.969	0.009
模型 3: 截距等值	3047.60	600	<0.001	0.064	0.941	0.953	0.025
同伴侵害							
年龄							
模型 1: 基线模型	2277.05	808	<0.001	0.030	0.933	0.943	
模型 2: 载荷等值	2334.50	835	<0.001	0.030	0.934	0.942	00.001
模型 3: 截距等值	2602.48	868	<0.001	0.042	0.926	0.932	0.011
性别							
模型 1: 基线模型	3092.79	1616	<0.001	0.030	0.933	0.943	
男	1562.37	808	<0.001	0.030	0.935	0.944	
女	1530.43	808	<0.001	0.031	0.931	0.942	
模型 2: 载荷等值	3347.81	1652	<0.001	0.032	0.925	0.934	0.009
模型 3: 截距等值	3507.29	1688	<0.001	0.033	0.921	0.930	0.013

3.3 攻击和同伴侵害的交叉滞后分析

采用潜变量结构方程模型对两类攻击、同伴侵害的交叉滞后关系进行考察。其中, 关系侵害题目采用平衡法打包生成潜变量(Little, 2013)。为评估攻击和同伴侵害间纵向关系的最佳模型, 本研究构建了稳定性模型(M1)、攻击驱动模型(M2)、同伴侵害驱动模型(M3) 和双向模型(M4), 并进行比较。在 M1 中, 相邻时间点相同潜变量间设置自回归路径。与 M1 不同的是, M2 中增加了相邻时间点间从先前的两类攻击到随后的两类同伴侵害的交叉滞后路径。M3 与 M2 不同的是, 相邻时间点所设置的交叉滞后路径为从先前的两类同伴侵害到随后的两类攻击。M4 则包含了 M2 和 M3 的所有交叉滞后路

径。模型采用稳健最大似然估计(robust maximum likelihood estimation, MLR), 全信息最大似然估计(full information maximum likelihood estimation, FIML) 处理缺失值(Muthén & Muthén, 2012)。

模型分析结果表明, 4 个模型拟合结果均良好(模型拟合指标见表 3)。M1 分别与 M2 和 M3 进行比较发现, M2 拟合显著优于 M1, M3 与 M1 无显著差异。M2、M3 分别与 M4 进行比较发现, M4 拟合显著优于 M3, M4 与 M2 无显著差异。依照简化原则, 该结果支持 M2, 即攻击驱动模型是最优模型, 表明童年晚期到青少年早期攻击与同伴侵害间的纵向联系总体上表现为攻击影响日后同伴侵害这一模式。

表 3 模型拟合及比较结果

模型	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	$\chi^2(df)^a$	$\Delta\chi^2(df)$ (vs. M1)	$\Delta\chi^2(df)$ (vs. M4)
M1	0.944	0.940	0.042 [0.041, 0.043]	5556.50(1238) ***	—	—
M2	0.945	0.940	0.042 [0.041, 0.043]	5524.21(1232) ***	32.29(6) **	10.30(6)
M3	0.944	0.940	0.042 [0.041, 0.043]	5546.27(1232) ***	10.22(6)	32.36(6) **
M4	0.945	0.940	0.042 [0.041, 0.043]	5513.91(1226) ***	—	—

鉴于 M2 与 M4 无显著差异, 为充分揭示攻击与同伴侵害间的具体联系模式, 我们分别估计攻击驱动模型(M2) 与双向模型(M4) 的路径。攻击驱动模型(M2) 估计结果表明, 5、6、7 年级的关系攻击均可预测下一年龄关系侵害, 仅 7 年级身体攻击预测 8 年级身体侵害, 其他年级身体攻击对身体侵害的预

测不显著(图 1)。增加同伴侵害对日后攻击预测的模型, 即双向模型(M4) 估计结果显示, 攻击对日后同伴侵害的显著预测路径与 M2 一致, 此外还发现 6 年级关系侵害显著预测 7 年级关系攻击, 同伴侵害到日后攻击的其他路径均不显著(图 2)。

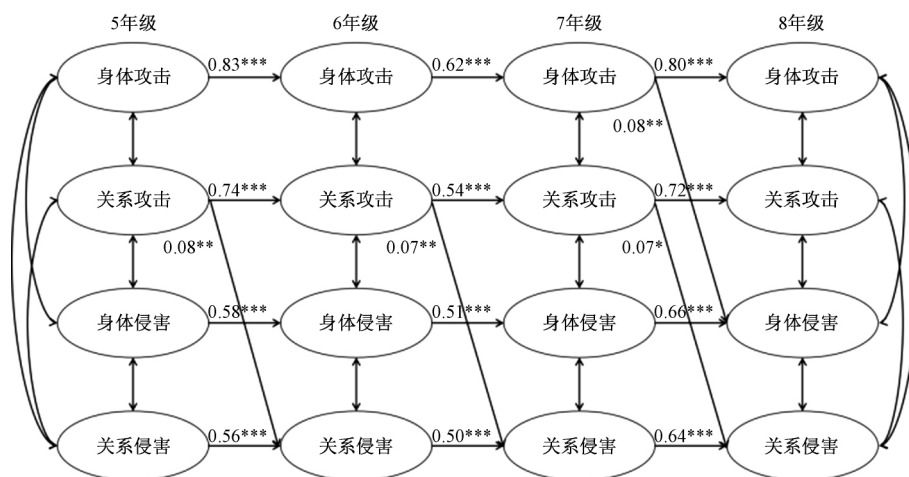


图 1 5 至 8 年级攻击与同伴侵害间的联系: 攻击驱动模型

(为使模型显示简洁, 图中仅显示显著路径; 实线所标为标准化路径系数($p < 0.05$)。下同)

3.4 性别差异

采用多组结构方程建模, 分别建立自由模型(因子载荷限定相等, 允许男生和女生组自回归和交叉滞后路径自由估计) 和限定模型(男生、女生的

自回归和交叉滞后路径以及因子载荷限定相等) 并进行模型比较, 以考察图 1 和图 2 所示变量交叉滞后关系是否具有性别差异。结果显示, 攻击驱动模型(M2) 的限定模型拟合良好 [CFI = 0.923, TLI =

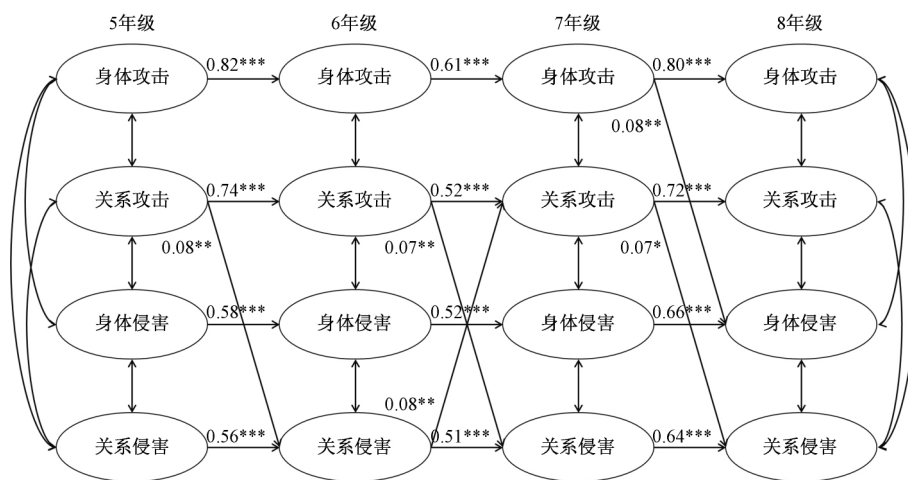


图 2 5 至 8 年级攻击与同伴侵害间的联系: 双向关系模型

0.921, RMSEA = 0.048 (90% CI [0.047, 0.049]), $\chi^2(2570) = 8421.51, p < 0.001$, 且与自由模型 [CFI = 0.924, TLI = 0.921, RMSEA = 0.048 (90% CI [0.047, 0.049]), $\chi^2(2552) = 8349.88, p < 0.001$] 差异不显著 ($\Delta CFI = 0.001$)。双向模型 (M4) 的限定模型拟合良好 [CFI = 0.923, TLI = 0.921, RMSEA = 0.048 (90% CI [0.047, 0.049]), $\chi^2(2564) = 8412.42, p < 0.001$], 且与自由模型 [CFI = 0.924, TLI = 0.921, RMSEA = 0.048 (90% CI [0.047, 0.049]), $\chi^2(2540) = 8339.61, p < 0.001$] 差异不显著 ($\Delta CFI = 0.001$)。因此, 图 1、图 2 所示变量间关系的交叉滞后模型具有性别等同性, 表明攻击与同伴侵害间的交叉滞后关系不存在显著性别差异。

4 讨论

本研究对 5 至 8 年级攻击与同伴侵害间纵向关系的考察发现, 该时期攻击与同伴侵害间的联系总体符合连续性社交过程模型, 具体表现为 5、6、7 年级关系攻击预测之后 1 年的关系侵害, 7 年级身体攻击预测 8 年级身体侵害。此外我们还发现, 6 年级关系侵害可预测 7 年级关系攻击, 这一结果部分支持童年晚期至青少年期攻击与同伴侵害间存在双向纵向联系。攻击与同伴侵害间的纵向联系模式不存在性别差异。

在童年晚期至青少年期, 个体的攻击与之后受同伴侵害的经历相联系, 表现为各年级关系攻击均与 1 年后关系侵害的增多相联, 7 年级身体攻击与 8 年级身体侵害的增多相联。这一结果与已有攻击预测日后侵害 (Frey & Stong, 2018; Giesbrecht et al.,

2011; Hoglund & Chisholm, 2014; Ostrov, 2008) 以及攻击与同伴侵害间存在双向联系 (Leadbeater & Hoglund, 2009; Lam et al., 2018; March et al., 2016; Ostrov & Godleski, 2013) 的研究发现相一致, 表明儿童青少年的同伴互动确实表现为连续性社交互动过程 (Boivin & Hymel, 1997; Ostrov, 2008), 个体的攻击会引发同伴对其做出攻击性反应, 从而出现攻击与受同伴侵害间的显著性联系。

同时, 本研究发现, 攻击对同伴侵害的影响主要表现为关系攻击预测日后的关系侵害, 身体攻击对身体侵害的预测仅出现在 7 到 8 年级间。该结果与已有对青少年期个体的研究发现具有一致性, 这些研究发现, 各时间点的关系攻击均对之后的关系侵害具有预测作用, 但在身体攻击与日后身体侵害的联系上仅存在非常有限的显著性路径 (Lam et al., 2018; Marsh et al., 2016)。因此, 与已有研究一致, 在童年到青少年期攻击对日后同伴侵害的影响因不同形式的攻击与侵害而具有差异, 相对而言关系攻击对关系侵害的预测更具稳定性。我们认为, 仅 7 年级身体攻击对 8 年级身体侵害具有显著预测, 其他时间点两者联系不显著, 这一结果与童年至青少年期的发展特点有关。童年晚期身体攻击发生率降低, 仅少部分个体表现出身体攻击行为 (Campbell et al., 2010; 陈亮等, 2011), 这意味着童年晚期表现出身体攻击的个体通常在身体力量、同伴地位等方面具有一定优势 (Pellegrini, 2008), 这种优势地位客观上“保护”了他们不易受到同伴攻击性报复, 因而在此时期身体攻击与日后侵害的联系不显著。但是 7 年级已进入青少年期, 个体经历青春期发育, 总体上身体力量增强, 在心理上更加追求自尊与同

伴群体地位,加之小学升入初中的学校过渡中出现同伴群体改变和人际关系的重新建构(Pellegrini & Long, 2002; Steinberg, 2016),此时期个体做出身体攻击后更可能相应地引发同伴的攻击性报复,从而表现为身体攻击与之后身体侵害的显著性联系。

在同伴侵害对攻击的纵向影响方面,我们仅发现6年级关系侵害预测7年级关系攻击,在其他年龄未发现侵害对日后攻击的显著性纵向联系。这一结果可能反映了童年至青少年期同伴侵害对个体攻击行为的社会化机制减弱。如前所述,从童年至青少年期,个体的认知能力及行为、情绪调控能力增强(Steinberg, 2016),因而他们可能对侵害经历产生更恰当的反应策略,而非必然发生同伴侵害对攻击相关认知、情感及行为反应的社会化作用,因而同伴侵害对日后攻击的纵向影响减弱。但另一方面,6年级关系侵害对7年级的关系攻击具有预测作用,这可能与该时期的生态过渡有关。具体来说,受关系侵害的个体经受了以破坏人际关系为目的的关系攻击后,在同伴关系中处于某种不利境地。但是,从小学升入初中的生态过渡中,个体所处的同伴群体改变,这为个体重新建构人际关系提供了可能性(Pellegrini & Long, 2002),先前受关系侵害的个体可能利用同伴群体改变和人际关系重新建构的时机来实施关系攻击获取较高的同伴地位,摆脱自身不良的人际关系状况。因而,在6年级到7年级的生态过渡时期关系侵害对日后的关系攻击具有显著性影响。

与以往研究一致(Chen et al., 2019; Daukantaitė et al., 2019; Ettekal & Ladd, 2017),本研究中男生身体攻击、关系攻击水平高于女生,表明男生更容易表现出攻击行为。但与既有研究结果一致(Giesbrecht et al., 2011; Lam et al., 2018),本研究发现,攻击与同伴侵害间的纵向关系不存在显著性别差异。这说明虽然男性儿童青少年攻击的平均水平高于女性,但攻击与同伴侵害的动态性联系具有性别等同性。

本研究揭示了童年晚期至青少年期攻击与同伴侵害之间的纵向预测关系,发现两者间的联系总体上表现为攻击预测日后的同伴侵害,同时在6年级到7年级也发现了关系侵害预测日后关系攻击的路径,因而部分支持攻击与同伴侵害间存在双向纵向联系。本研究结果具有重要理论与实际价值。在理论上,这些结果表明童年晚期至青少年期攻击与同伴侵害间的联系符合连续性社交过程模型(Boivin

& Hymel, 1997; Ostrov, 2008),也在一定程度上符合同伴社会化观(Rose & Rudolph, 2006),同时与个体发展的生态情境交互作用观点(Ecological - Transactional Theory)(Cicchetti & Lynch 1993; Sameroff & MacKenzie, 2003)相一致,即自身的攻击行为影响个体在生态环境中的经历和遭遇,使其在同伴互动情境中经历更多同伴侵害,而个体在其所处生态情境中受到侵害的经历致使其自身攻击行为的增多。在实践中,该研究结果提示,需要关注儿童青少年的攻击行为与受同伴侵害的经历,采取措施干预、矫治儿童青少年的攻击行为,帮助受同伴侵害的个体,从而避免他们陷入攻击与受同伴侵害的恶性循环之中。未来研究有必要考察儿童青少年的攻击与同伴侵害间纵向联系发生的中介机制,尝试揭示在这一联系中的关键性认知、情绪情感过程或同伴地位等因素的作用,从而更加系统地检验、阐明攻击与同伴侵害经历间的联系。此外,需要注意的是,本研究追踪过程中存在一定数量的数据流失,流失被试身体攻击、关系攻击水平相对较高,这可能会导致低估攻击与侵害间的双向关系。

5 研究结论

本研究得出以下结论:

(1) 童年晚期至青少年早期攻击与同伴侵害经历具有跨时间稳定性,身体攻击、关系攻击、身体侵害和关系侵害均显著相关。

(2) 童年晚期至青少年早期攻击与同伴侵害之间的纵向联系总体上符合连续性社交过程模型,即攻击对随后的同伴侵害具有预测作用,但在小学升入初中的学校过渡阶段关系侵害可预测随后的关系攻击,部分支持攻击与同伴侵害间存在双向联系。

(3) 童年晚期至青少年早期攻击和同伴侵害间的动态性关系不存在性别差异。

参考文献:

- Anderson, C. A., & Bushman, B. J. (2002). Human aggression. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 27 - 51.
- Archer, J., & Coyne, S. M. (2005). An integrated review of indirect, relational, and social aggression. *Personality and Social Psychology Review*, 9(3), 212 - 230.
- Boivin, M., & Hymel, S. (1997). Peer experiences and social self-perceptions: A sequential model. *Developmental Psychology*, 33(1), 135 - 145.
- Campbell, S. B., Spieker, S., Vandergrift, N., Belsky, J., Burchinal, M., & NICHD Early Child Care Research Network. (2010). Predictors and sequelae of trajectories of physical aggression in school-

- age boys and girls. *Development and Psychopathology*, 22(1), 133 – 150.
- Card, N. A. , Stucky, B. D. , Sawalani, G. M. , & Little, T. D. (2008). Direct and indirect aggression during childhood and adolescence: A meta-analytic review of gender differences, intercorrelations, and relations to maladjustment. *Child Development*, 79(5), 1185 – 1229.
- Casper, D. M. , & Card, N. A. (2017). Overt and relational victimization: A meta-analytic review of their overlap and associations with social-psychological adjustment. *Child Development*, 88(2), 466 – 483.
- Chen, L. , Zhang, W. , Ji, L. , & Deater – Deckard, K. (2019). Developmental trajectories of Chinese adolescents' relational aggression: Associations with changes in social – psychological adjustment. *Child Development*, 90(6), 2153 – 2170.
- Cicchetti, D. , & Lynch, M. (1993). Toward an ecological/transactional model of community violence and child maltreatment: Consequences for children's development. *Psychiatry: Interpersonal and Biological Processes*, 56(1), 96 – 118.
- Crick, N. R. , & Grotpeter, J. K. (1995). Relational aggression, gender, and social-psychological adjustment. *Child Development*, 66(3), 710 – 722.
- Daukantaitė, D. , Lundh, L. G. , & Wångby-Lundh, M. (2019). Association of direct and indirect aggression and victimization with self-harm in young adolescents: A person-oriented approach. *Development and Psychopathology*, 31(2), 727 – 739.
- Ettekal, I. , & Ladd, G. W. (2015). Costs and benefits of children's physical and relational aggression trajectories on peer rejection, acceptance, and friendships: Variations by aggression subtypes, gender, and age. *Developmental Psychology*, 51(12), 1756 – 1770.
- Ettekal, I. , & Ladd, G. W. (2017). Developmental continuity and change in physical, verbal, and relational aggression and peer victimization from childhood to adolescence. *Developmental Psychology*, 53(9), 1709 – 1721.
- Frey, K. S. , & Strong, Z. H. (2018). Aggression predicts changes in peer victimization that vary by form and function. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 46(2), 305 – 318.
- Giesbrecht, G. F. , Leadbeater, B. J. , & MacDonald, S. W. (2011). Child and context characteristics in trajectories of physical and relational victimization among early elementary school children. *Development and Psychopathology*, 23(1), 239 – 252.
- Haltigan, J. D. , & Vaillancourt, T. (2014). Joint trajectories of bullying and peer victimization across elementary and middle school and associations with symptoms of psychopathology. *Developmental Psychology*, 50(11), 2426 – 2436.
- Hoglund, W. L. , G. , & Chisholm, C. A. (2014). Reciprocating risks of peer problems and aggression for children's internalizing problems. *Developmental Psychology*, 50(2), 586 – 599.
- Lam, S. F. , Law, W. , Chan, C. K. , Zhang, X. , & Wong, B. P. (2018). Will victims become aggressors or vice versa? A cross-lagged analysis of school aggression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 46(3), 529 – 541.
- Leadbeater, B. J. , & Hoglund, W. L. G. (2009). The effects of peer victimization and physical aggression on changes in internalizing from first to third grade. *Child Development*, 80(3), 843 – 859.
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Marsh, H. W. , Craven, R. G. , Parker, P. D. , Parada, R. H. , Guo, J. , Dicke, T. , & Abduljabbar, A. S. (2016). Temporal ordering effects of adolescent depression, relational aggression, and victimization over six waves: Fully latent reciprocal effects models. *Developmental Psychology*, 52(12), 1994 – 2009.
- Muthén, L. K. , & Muthén, B. O. (2012). *Mplus statistical modeling software*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Mynard, H. , & Joseph, S. (2000). Development of the Multidimensional Peer-victimization Scale. *Aggressive Behavior*, 26(2), 169 – 178.
- Ostrov, J. M. (2008). Forms of aggression and peer victimization during early childhood: A short-term longitudinal study. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 36(3), 311 – 322.
- Ostrov, J. M. (2010). Prospective associations between peer victimization and aggression. *Child Development*, 81(6), 1670 – 1677.
- Ostrov, J. M. , & Godleski, S. A. (2010). Toward an integrated gender-linked model of aggression subtypes in early and middle childhood. *Psychological Review*, 117(1), 233 – 242.
- Ostrov, J. M. , & Godleski, S. A. (2013). Relational aggression, victimization, and adjustment during middle childhood. *Development and Psychopathology*, 25(3), 801 – 815.
- Pellegrini, A. D. (2008). The roles of aggressive and affiliative behaviors in resource control: A behavioral ecological perspective. *Developmental Review*, 28(4), 461 – 487.
- Pellegrini, A. D. , & Long, J. D. (2002). A longitudinal study of bullying, dominance, and victimization during the transition from primary school through secondary school. *British Journal of Developmental Psychology*, 20(2), 259 – 280.
- Putnick, D. L. , & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71 – 90.
- Rose, A. J. , & Rudolph, K. D. (2006). A review of sex differences in peer relationship processes: Potential trade-offs for the emotional and behavioral development of girls and boys. *Psychological Bulletin*, 132(1), 98 – 131.
- Rubin, K. H. , Bulkowski, W. M. , & Parker, J. G. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. In W. Damon, R. M. Lerner, & N. Eisenberg (Eds.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (6th ed. , pp. 571 – 645). New York: Wiley
- Rutkowski, L. , & Svetina, D. (2017). Measurement invariance in international surveys: Categorical indicators and fit measure performance. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 39 – 51.
- Sameroff, A. J. , & MacKenzie, M. J. (2003). Research strategies for capturing transactional models of development: The limits of the possible. *Development and Psychopathology*, 15(3), 613 – 640.
- Steinberg, L. (2016). *Adolescence* (11th ed.). New York: McGraw-Hill Education.
- Vaillancourt, T. , Brendgen, M. , Boivin, M. , & Tremblay, R. E.

- (2003). A longitudinal confirmatory factor analysis of indirect and physical aggression: Evidence of two factors over time? *Child Development*, 74(6), 1628–1638.
- 陈亮, 张文新, 纪林芹, 陈光辉, 魏星, 常淑敏. (2011). 童年中晚期攻击的发展轨迹和性别差异: 基于母亲报告的分析. *心理学报*, 43(6), 629–638.
- 纪林芹, 潘斌, 王春燕, 姜萍, 陈亮, 张文新. (2018). 青少年早期同伴拒绝、同伴侵害与抑郁的关系: 交叉滞后分析. *心理科学*, 2018, 41(3), 579–585.
- 纪林芹, 魏星, 陈亮, 张文新. (2012). 童年晚期同伴关系不利与儿童的攻击行为: 自我概念与同伴信念的中介作用. *心理学报*, 44(11), 1479–1489.

The Bidirectional Associations between Aggression and Peer Victimization from Late Childhood to Early Adolescence: A Cross-lagged Study

Ji Linqin ZHANG Meng DONG Meihui PAN Bin ZHANG Wenxin

(School of Psychology, Shandong Normal University, Jinan 250014)

Abstract: In a sample of 2178 children ($M_{age} = 11.05$, $SD_{age} = 0.69$ years, 1132 boys) who were recruited from 14 elementary schools and followed from grade 5 to grade 8, the current study examined the cross-lagged longitudinal associations between aggression and peer victimization. The results revealed that relational aggression at grade 5, 6, and 7 predicted increases in relational victimization 1 year later, physical aggression at grade 7 predicted increases in physical victimization at grade 8, and experience of relational victimization at grade 6 predicted increases in relational aggression at grade 7. These results did not differ across gender. The results indicated that the longitudinal association between aggression and peer victimization was generally consistent with a sequential model stating that aggression predicts later experience of peer victimization, while at the same time partially supported the bidirectional association between aggression and peer victimization. The finding had implications for intervention and prevention of children's aggression and victimization.

Key words: children and adolescence; aggression; peer victimization; longitudinal association

青少年学业成绩、攻击行为与受欢迎程度的关系： 一项交叉滞后研究*

任 萍¹ 宋子婧¹ 孟晓哲¹ 秦幸娜^{1,2} 张云运¹

(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. 荷兰格罗宁根大学社会学系, 格罗宁根 9712TS, 荷兰)

摘 要: 我国高度重视教育问题, 学业被家庭和社会投入了大量的关注, 构成了青少年学生时代的主要旋律。学业成绩不仅可以影响青少年的社会性发展, 也会被社会性发展所影响。本研究采用交叉滞后设计, 通过同伴提名和标准化考试对 1283 名初中生 ($M_{age} = 13.43$ 岁, $SD = 0.65$ 岁, 47.7% 为女生) 进行了为期一年的追踪研究, 考察学业成绩和社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相互预测关系。结果表明: (1) T1 ~ T2 时间段, 学业成绩显著正向预测受欢迎程度; (2) T1 ~ T3 时间段, 男生学业成绩均显著负向预测随后的攻击行为, 但这一关系对于女生而言仅在 T1 ~ T2 时间段显著, 并且在该时间段男生的预测作用强于女生; (3) T1 ~ T2 时间段, 受欢迎程度显著正向预测学业成绩, 但预测强度弱于同时期学业成绩对于受欢迎程度的预测。本研究结果表明, 青少年学业成绩、攻击行为与受欢迎程度之间存在着复杂的相互作用, 并且这一作用随着性别以及时间的变化有所不同。研究结果对于促进青少年个体发展具有重要的意义。

关键词: 青少年; 受欢迎程度; 学业成绩; 攻击行为; 交叉滞后

分类号: B844

1 引言

对于青少年而言, 中学时期是其成长和发展的关键时期, 学业也是这一时期的主要任务。学业成绩不仅客观反映了青少年各科学习内容的掌握程度及学习效果, 对其个人发展也存在影响。然而以往研究大多探讨学业成绩对于抑郁、焦虑等内化问题的影响, 较少研究探究学业成绩与受欢迎程度、攻击行为等社会性发展之间的因果关系。尽管来自西方的研究结果表明学业成绩与受欢迎程度之间并无关联 (Meijs et al., 2010), 但在中国这种强调学业成绩的社会背景下, 成绩对于受欢迎程度的影响不容忽视 (Niu et al., 2016; Yao, 2000)。学业成绩优异的青少年常常被老师表扬, 也更加被同学们所欢迎 (Li et al., 2012)。并且在中国高度重视学业的社会背景下, 高学业成绩往往是提高社会地位的有效手段之一 (Kiefer & Wang, 2016)。因此为了成为群体中更受欢迎的人, 青少年往往关注提升成绩。而学业成绩较差的青少年由于无法完成学业这一重要发展任务, 往往容易产生挫折心理, 从而引发攻击行

为等一系列反应, 即可能会产生更高的攻击行为 (Berkowitz, 1989)。而攻击行为也可能会导致学业成绩的下降。高攻击的青少年往往是被批评的对象, 消极的社会评价可能导致其对学校环境存在消极态度, 从而引发学业成绩的下降 (Hinshaw, 1992)。目前关于青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相关研究较少, 且多为横断研究, 并且鲜少探讨其中的因果关系。因此本研究拟通过三轮交叉滞后研究探讨学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的关系, 并讨论路径间的性别差异, 从而弥补以往研究的不足。

1.1 青少年学业成绩与受欢迎程度的相互关系

学业成绩在中国背景下可能是促进受欢迎的因素之一。尽管西方研究表明, 受欢迎程度往往与学业成绩无关 (Meijs et al., 2010; Troop-Gordon et al., 2011), 勤奋好学的学生常常被视为“书呆子”、“老师的宠物” (Juvonen & Cadigan, 2002)。但有证据表明, 同伴之间的互动和关系受到文化背景中规范和价值观的影响 (Chen & French, 2008)。在中国应试教育的背景下, 学业成绩构成了青少年校

* 基金项目: 北京市社会科学基金项目“北京市中小校园欺凌筛查指标与关键影响因素预警研究”(18JYB012)。

通讯作者: 孟晓哲, E-mail: mengxiaozhe@mail.bnu.edu.cn

园生活的主旋律,是中国青少年彰显自身价值,赢得他人尊重的途径之一。那些学业成绩优秀的人符合社会规范,通常会受到老师表扬,并在班级中担任班干等职务,也更加受到同学们的欢迎(Li et al., 2012; 刘国雄, 2016)。考虑到中国背景下学业成绩的重要程度,中国青少年学业成绩和受欢迎之间的关系可能会表现出与西方文化不同的模式。

受欢迎程度在中国文化背景下可能是促进学业成绩的因素之一。儒家文化高度重视学校发展,那些关心自己是否受欢迎的青少年往往也关心自己的学业成绩(Kiefer & Wang, 2016),因此为了赢得社会地位获得高学业成绩就成为了他们的目标之一。此外,受欢迎的青少年也更容易建立适合学习的环境,更容易与同伴达成合作从而获得同伴的学业帮助,克服学业上的困难,取得优异的成绩(Mihaly, 2009)。综上,本研究假设学业成绩与受欢迎程度相互正向预测。

1.2 青少年学业成绩与攻击行为的相互关系

学业成绩对攻击行为可能会存在负向预测作用。学业适应和心理社会适应是青少年在学校情境中适应的两个方面,关系密切且相互影响(Suldo et al., 2014; 张良, 2018)。学业成绩和攻击行为分别是学业适应和心理社会适应的重要指标。发展任务理论(Developmental Task Theory)指出,社会对特定年龄阶段的个体均提出了不同的发展任务,个体完成任务,即获得了相应的能力;反之,则会出现适应问题,如攻击等外化问题行为(Masten & Powell, 2003; Roisman et al., 2004)。挫折-攻击理论(Frustrated - Aggression Theory)也指出挫折可能会引发攻击行为等一系列反应(Berkowitz, 1989)。对于初中生而言,学业任务的重要性不言而喻,在学业上受挫很有可能会对青少年的心理社会适应造成不良影响,从而导致较高的攻击行为。实证研究也证实,随着时间的推移,学业成绩不良和消极的自我认知会增加儿童青少年的攻击行为(Prinstein & Cillessen, 2003)。

攻击行为可能不利于学业成绩的发展。一方面,攻击行为可能会扰乱学习过程,创造一个不利于学习的环境,不利于青少年学业成绩的提升(Wentzel, 2017)。另一方面,攻击行为常常会引起负面的社会评价和回应,这可能导致青少年对于学校环境的消极态度,从而导致学业兴趣和学业成绩的下降(Dodge & Pettit, 2003; Hinshaw, 1992)。合流理论(Confluence Model)指出早期的外化问题行为(如攻

击行为)会导致青少年学业成绩较差,为满足归属感的需要,这些学业成绩较差的青少年容易与不良同伴进行交往,在同伴的影响下,习得或加强外化问题行为(Dishion et al., 2008; Dishion et al., 2010)。相关实证研究也支持这一理论,即学业成绩与外化问题行为相互影响(Halonen et al., 2006; Metsäpelto et al., 2015)。综上,本研究假设学业成绩与攻击行为相互负向预测。

1.3 性别的作用

性别是影响青少年学业成绩、攻击行为和受欢迎程度的重要因素之一。对于不同性别青少年的学业成绩,Stoet 和 Geary (2015)在 PISA2009 测试中发现,女生的学业成绩在 70% 的国家中明显优于男生,而男生的学业成绩仅在 4% 的国家中明显优于女生。在青少年攻击行为的研究领域,性别差异是研究者最为关注的问题之一。研究表明男生往往比女生表现出更高水平的身体攻击,女生则更易表现出关系攻击(Ostrov & Godleski, 2010)。此外,一些研究认为女生的受欢迎程度得分普遍高于男生(Sentse et al., 2015),然而也有一部分研究者并没有得出这一结论(Niu et al., 2016)。由于现有文献的结果不一,目前尚不清楚青少年学业成绩、攻击行为、受欢迎程度的关系是否因性别而有所差异,因此我们假设青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)的关系在男生和女生之间均有所不同。

由以上研究可知,研究者探讨青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的关系做了一些有益的尝试,但是关于变量之间关系的结论并不统一,也鲜有研究探讨其中的因果关系。因此本研究拟通过三轮纵向设计,采用交叉滞后分析方法,试图探索青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的关系,同时考察其中的性别差异。

2 方法

2.1 研究对象

本研究对我国中部某省份 2 个区县的 7 所普通初中 26 个班级进行整班施测,追踪调查时间为一年。2015 年 6 月(T1)进行第一次数据采集,共 1405 名七年级学生参与了调查;2015 年 12 月(T2)进行第二次数据采集,51 名学生由于转学、生病等原因未完成试卷;2016 年 6 月(T3)进行第三次数据采集,66 名学生由于转学、生病等原因未完成试卷。

取全部完成三次调查的稳定班级的个体为最终有效样本,其中 20 名学生 T1 学业成绩缺失,68 名学生 T2 学业成绩缺失,23 名学生 T3 学业成绩缺失。最终有效被试为 1283 人(T1 平均年龄 = 13.43 岁, $SD = 0.65$ 岁),其中女生 612 人(47.7%),男生 671 人(52.3%)。

2.2 研究程序

本研究主试均由接受训练的心理学硕士或本科生担任。在施测前,集中对主试进行培训,以确保每个主试充分了解整个测试及操作要求。三次测试均采用整班施测,测试时间为每个学期期末考试前 2 周。被试依据自愿参加原则参加问卷的填写,整个过程得到家长的书面知情同意。本研究已由伦理审查委员会批准。

2.3 研究工具

2.3.1 学业成绩

学业成绩采用学校提供的七年级下学期、八年级上学期和八年级下学期三次考试的期末成绩,包括语文、数学、英语、历史、生物、地理和政治。所有学校的期末考试为统一考试,试卷内容和作答时间都相同,因此成绩之间具有较强的可比性。将七科成绩分别进行标准化处理后加和作为每个学生的学业成绩。

2.3.2 攻击行为

攻击行为通过 4 道题目提名获得,题目分别为:他爱惹是生非跟人打架、他爱取笑挖苦别人、他爱背后说坏话和他爱发脾气吵架。每道题目的原始分为学生被同班同学提名的次数除以班级人数,总分通过计算所有题目的平均分获得。三轮攻击行为的偏态系数为 2.960 ~ 3.162,标准差为 0.068,峰度系数为 7.086 ~ 9.872,标准差为 0.136,当偏态系数和峰度系数的绝对值小于 10 时,数据非正态对结果影响不大(温忠麟等,2018)。

2.3.3 受欢迎程度

受欢迎程度通过最受欢迎和最不受欢迎提名获得,测量题目为“在你所在的班级中,最受/最不受同学们欢迎的同学是谁?”将被试被提名次数除以班级人数,然后用“最受欢迎”得分减去“最不受欢迎”得分获得受欢迎程度的分数(Cillessen & Rose, 2005; Parkhurst & Hopmeyer, 1998)。三轮受欢迎程度的偏态系数为 -0.606 ~ -0.163,标准差为 0.068,峰度系数为 6.567 ~ 8.522,标准差为 0.136,当偏态系数和峰度系数的绝对值小于 10 时,数据非正态对结果影响不大(温忠麟等,2018)。

2.4 数据处理

本研究采用自回归交叉滞后设计,建构三轮追踪数据的结构方程模型,分析青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相互关系。采用 SPSS 18.0 进行缺失值处理、描述性统计和独立样本 t 检验; Mplus 7.11(Muthén & Muthén, 2012) 进行结构方程模型分析。根据 Hooper 等人(2008)的建议,当 CFI 值高于 0.90, RMSEA 值低于 0.06, SRMR 值低于 0.08 时认为模型足够拟合。缺失数据采用(full information maximum likelihood, FIML)方法进行插补,其中 20 名学生 T1 学业成绩缺失(缺失值比例为 1.6%),68 名学生 T2 学业成绩缺失(缺失值比例为 5.3%),23 名学生 T3 学业成绩缺失(缺失值比例为 1.8%)。考虑到数据的非正态性,模型采用稳健极大似然估计(robust maximum likelihood estimator, MLR)方法。由于整班施测存在数据嵌套结构,对三轮次的班级进行控制。

参照 van Lier 等人(2012)的分析程序,为了检验青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相互关系,我们检验了以下几个模型:模型 1 为基线模型,控制了班级、性别,该模型假定早期的学业成绩、受欢迎程度和攻击行为可以分别地预测随后的学业成绩、受欢迎程度和攻击行为;模型 2 在模型 1 的基础上,探讨早期的学业成绩对随后的社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)的影响;模型 3 在模型 1 的基础上,探讨早期的社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)对随后的学业成绩的影响;模型 4 探讨学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的交叉滞后关系。拟合结果最好的模型为最终模型。

为了检验青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)的相互关系在性别中的差异,我们采用多组方法对最终模型的性别不变性进行检验,得到最符合数据的模型。对以下两种模型进行了测试和比较:(1)模型 5 是将男生组和女生组最终模型的路径系数自由估计得到的模型;(2)模型 6 是限定两组路径系数相同得到的模型。随后对所有路径逐一进行性别差异检验,放松存在差异的路径自由估计获得部分结构路径等值得到模型 7。

2.5 共同方法偏差的检验

由于受欢迎程度和攻击行为均采用同伴提名的测评方式,因此本研究可能存在共同方法偏差,因此采用 Harman 单因子检验(Podsakoff et al., 2003)。具体方法是对研究涉及的所有变量进行探索性因素分析,查看第一个主成分能够解释方差变异的程度。

结果是第一个主成分解释了总变异的 30.751%, 低于 40% 的临界点(Podsakoff et al., 2003), 故而可认为本研究中不存在明显的共同方法偏差问题。

3 结果

3.1 数据描述性统计和变量之间的相关

各变量的相关结果见表 1。由表 1 可知, 无论是相同变量不同时间的相关还是不同变量间的相关均达到显著水平。总体而言, 学业成绩与受欢迎程

度间呈现显著的正相关 ($r = 0.286 \sim 0.457, p < 0.01$); 学业成绩与攻击行为间呈现显著的负相关 ($r = -0.276 \sim -0.157, p < 0.001$); 攻击行为与受欢迎程度间呈现显著的负相关 ($r = -0.393 \sim -0.225, p < 0.01$)。另外, 独立样本 t 检验的结果表明, 在 T1 ~ T3 的学业成绩、受欢迎程度及攻击行为上均存在显著的性别差异。具体来说, 在 T1 ~ T3 时间段内, 女生的学业成绩、受欢迎程度显著高于男生; 男生的攻击行为水平显著高于女生。

表 1 各变量描述统计及相关

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
学业成绩 T1	—	0.922 **	0.922 **	-0.176 **	-0.188 **	-0.193 **	0.465 **	0.431 **	0.421 **
学业成绩 T2	0.929 **	—	0.928 **	-0.187 **	-0.205 **	-0.203 **	0.449 **	0.423 **	0.404 **
学业成绩 T3	0.894 **	0.901 **	—	-0.172 **	-0.186 **	-0.223 **	0.456 **	0.426 **	0.421 **
攻击行为 T1	-0.177 **	-0.176 **	-0.194 **	—	0.784 **	0.692 **	-0.319 **	-0.225 **	-0.228 **
攻击行为 T2	-0.255 **	-0.263 **	-0.266 **	0.886 **	—	0.762 **	-0.287 **	-0.251 **	-0.232 **
攻击行为 T3	-0.267 **	-0.279 **	-0.280 **	0.800 **	0.893 **	—	-0.273 **	-0.272 **	-0.339 **
受欢迎程度 T1	0.298 **	0.336 **	0.308 **	-0.390 **	-0.387 **	-0.364 **	—	0.886 **	0.854 **
受欢迎程度 T2	0.367 **	0.407 **	0.368 **	-0.321 **	-0.383 **	-0.357 **	0.897 **	—	0.908 **
受欢迎程度 T3	0.292 **	0.354 **	0.315 **	-0.285 **	-0.341 **	-0.380 **	0.852 **	0.906 **	—
男生(M/SD)	-1.359	-1.178	-1.562	0.057	0.059	0.062	-0.018	-0.009	-0.010
	5.972	5.697	6.334	0.079	0.086	0.093	0.178	0.171	0.165
女生(M/SD)	1.501	1.334	1.712	0.026	0.023	0.026	0.036	0.044	0.035
	5.037	5.086	5.034	0.041	0.037	0.044	0.166	0.159	0.158
t	-9.152 ***	-9.134 ***	-9.518 ***	8.651 ***	9.651 ***	8.824 ***	-5.505 ***	-5.570 ***	-4.920 ***

注: 表中左下角为男生各变量相关, 右上角为女生各变量相关; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.2 青少年学业成绩与社会性发展之间的交叉滞后分析

采用一系列的竞争模型检验三个学期青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间关系的方向, 各模型的拟合结果见表 2。如表 2 所示, 基线模型拟合较好, 模型 2 ($\Delta\chi^2 = 37.867, p < 0.001$) 和模型 3 ($\Delta\chi^2 = 9.815, p < 0.05$) 增加参数估

计拟合指数得到提升。此外, 模型 2 和模型 3 相比较, 模型 2 对数据的拟合结果更好。模型 4 和模型 2 相比较, 模型 4 对数据的拟合结果更好 ($\Delta\chi^2 = 9.635, p < 0.05$), 说明个体在不同测量时间点的学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的确存在相互影响。因此, 模型 4 为我们最可能的模型。

表 2 各模型的拟合结果

模型	χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
模型 1	209.454	39	0.982	0.967	0.030	0.060	—	—	—
模型 2	164.828	35	0.987	0.972	0.013	0.055	37.867 ^a	4	0.001
模型 3	207.422	35	0.982	0.963	0.024	0.064	9.815 ^b	4	0.05
模型 4	162.115	31	0.986	0.968	0.009	0.059	9.635 ^c	4	0.05

注: a 处是模型 1 与模型 2 的模型拟合结果比较; b 处是模型 1 与模型 3 的模型拟合结果比较; c 处是模型 2 与模型 4 的模型拟合结果比较。

图 1 展示了最终的模型(模型 4)。在模型 4 中, 令受欢迎程度 T1 → 学业成绩 T2 和学业成绩 T1 → 受欢迎程度 T2 两条路径相等, 比较两条路径是否存在差异, 结果表明, 两条路径之间强度存在差异 ($\Delta\chi^2 = 8.242, df = 1, p < 0.001$)。根据模型 4 可以得出: (1) T1 学业成绩显著正向预测 T2 受欢迎程度 ($\beta = 0.071, p < 0.001$), 但 T2 学业成绩不能预测

T3 受欢迎程度; (2) 前一个时间点的学业成绩能显著负向预测个体在后一个测量时间点的攻击行为 ($\beta = -0.077 \sim -0.044, p < 0.01$); (3) T1 受欢迎程度显著正向预测 T2 学业成绩 ($\beta = 0.029, p < 0.05$), 且强度弱于 T1 学业成绩正向预测 T2 受欢迎程度的强度, 但 T2 受欢迎程度不能预测 T3 学业成绩。

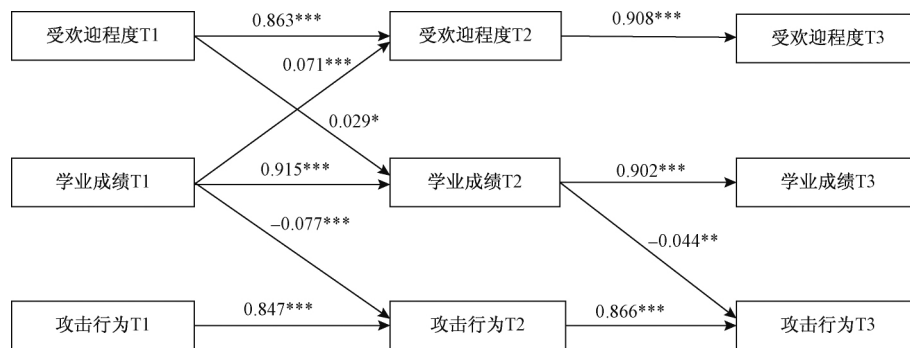


图 1 青少年学业成绩与社会性发展的交叉滞后全模型

(1. 路径系数为标准化系数, 仅显示显著的路径系数。2. 模型中已纳入同一时间点

三个变量间的相互关系, 但为了更加清晰地呈现青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的交叉滞后关系, 图中只列出了不同时间点的相互关系。下同)

3.3 性别差异

为了比较青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)的交叉滞后关系在男生和女生中是否存在差异, 我们将上述无约束模型和有约束模型进行了比较, 表 3 为被测模型的拟合指标。其中模型 5 是将男生组和女生组学业成绩与社会性发展(攻击

行为、受欢迎程度)的各路径系数自由估计得到的模型, 模型 6 是限定两组路径系数相同得到的模型。根据嵌套模型的检验结果可知, 模型 5 显著比模型 6 对数据的拟合结果更好 ($\Delta\chi^2 = 53.708$, $p < 0.001$), 说明男生和女生在学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的关系存在差异。

表 3 男、女生在交叉滞后模型上的差异比较

模型	χ^2	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
模型 5	304.155	62	0.974	0.948	0.013	0.080	53.708	14	0.001
模型 6	341.919	76	0.972	0.954	0.045	0.075	—	—	—

注: 模型 5 为无限制模型; 模型 6 为限定所有路径系数固定相等。

然后, 对男生组和女生组交叉滞后模型的各个路径系数分别进行差异检验。模型 7 在模型 6 的基础上, 对存在显著差异的路径自由估计, 不存在显著差异的路径限定系数相等, 结果拟合良好, $\chi^2 = 281.063$, CFI = 0.978, TLI = 0.961, RMSEA = 0.069, SRMR = 0.016。其中男生、女生交叉滞后模型详见图 2。结果表明: (1) 从 T2 到 T3, 女生 ($\beta = 0.916$, $p < 0.001$) 比男生 ($\beta = 0.903$, $p < 0.001$) 有更稳定的学业成绩; (2) 从 T1 到 T2, 男生 ($\beta = 0.870$, $p < 0.001$) 比女生 ($\beta = 0.780$, $p < 0.001$) 有更稳定的攻击行为; (3) 男生在前一个测量时间点的学业成绩 ($\beta = -0.087 \sim -0.056$, $p < 0.001$) 显著负向预测他们在后一个测量时间点的攻击行为, 这一关系在女生中仅在 T1 ~ T2 时间段显著 ($\beta = -0.058$, $p < 0.01$), 且男生的预测作用强于女生。

4 讨论

本研究对 1283 名七年级学生为期一年的数据进行交叉滞后分析, 旨在探讨青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间纵向的交互

作用。此外, 我们还研究了不同路径之间是否存在性别差异。研究结果证实了青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间相互作用的复杂性, 男女生的分组模型也存在差异。我们将探讨模型中存在显著的路径, 反思本研究的不足并对未来的研究提出建议。

4.1 青少年学业成绩与受欢迎程度的关系

本研究表明 T1 ~ T2 时间段内, 青少年学业成绩可以正向预测受欢迎程度, 即学业成绩越高的青少年往往越受欢迎, 但这一关系之后并不显著。尽管在西方研究中, 学业成绩大多与受欢迎程度无关 (Troop-Gordon et al., 2011), 甚至呈显著的负相关 (Juvonen & Cadigan, 2002), 但 Li 和 Hu (2018) 指出在中国背景下, 良好的学业成绩可以有效地提高青少年的社会地位。儒家的思想之一就是学习是一种美德, 可以使人获得更加光明的未来 (Yao, 2000)。在这种价值观的浸润下, 中国学生普遍崇拜学习好的人, 也更愿意与学习好的人交朋友, 因此学习好的学生也更加受欢迎。然而随着青少年步入八年级下学期, 他们彼此之间更加熟悉, 班级内的社会地位也

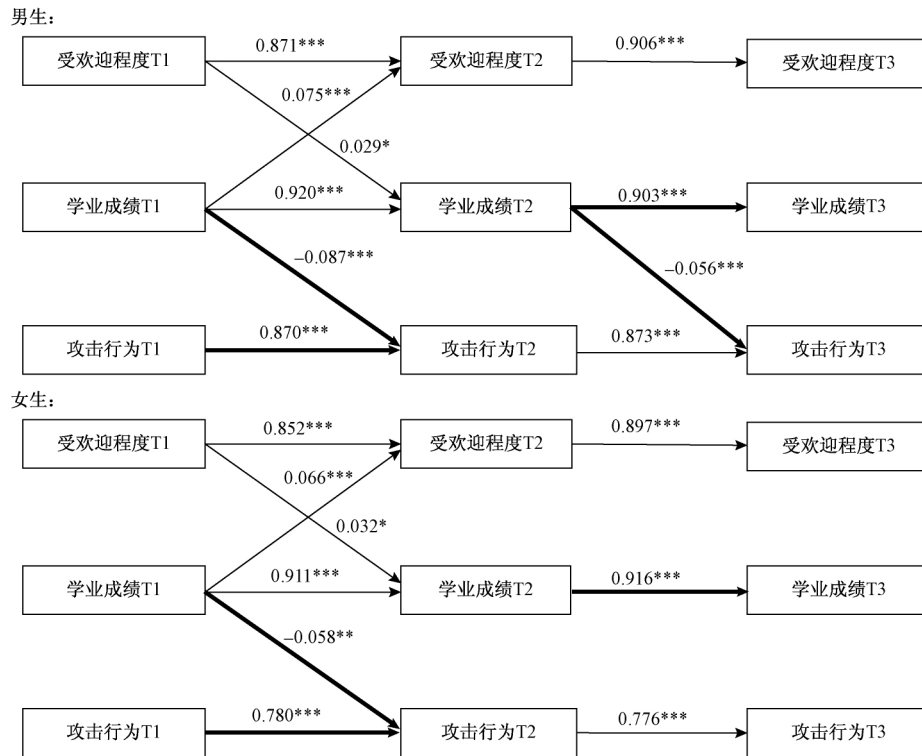


图2 青少年学业成绩与社会性发展的交叉滞后男生、女生模型

(粗线表示在该条路径上存在显著的性别差异, 细线表示男女生在该路径上系数等值)

更加稳固。而且即将面临中考的他们, 将投入更多的精力在学业上, 对于同伴地位的关注也会相应减少。并且此时学业成绩和受欢迎程度表现出了强稳定性(相关系数在 0.90 以上), 二者发生的变异大部分被先前的变量所解释, 可供其它因素解释的变异很少, 不容易观察到其它因素的作用, 因此没有观察到学业成绩对于受欢迎程度的作用。

本研究还表明在 T1 ~ T2 时间段内, 青少年受欢迎程度可以正向预测学业成绩, 即受欢迎的青少年学业成绩也更优异, 但这一关系之后并不显著。在中国传统文化背景下, 学业成绩好的青少年容易受到老师和家长的喜欢(Yao, 2000)。基于社会上对于学业成绩的认同, 受欢迎程度高的个体为了维持自己的社会地位, 也会选择提高自己的学业成绩。此外, 学业成绩对于受欢迎程度的正向预测作用显著大于受欢迎程度对于学业成绩的正向预测作用。尽管青少年取得更高的学业成绩的目的不一定是为了在群体中获得同伴地位, 但受传统儒家文化的影响, 学业成绩优异的青少年往往被老师和家长所称赞, 也更容易被同伴欢迎(Zhang et al., 2018)。而对于受欢迎程度而言, 其影响因素除学业成绩外, 还包括亲社会行为、外貌、运动能力等其他因素(Li & Hu, 2018)。因此尽管学业成绩是影响受欢迎程度

的因素之一, 但为了提高自己的社会地位, 青少年还可以采取其他方式而不单单只是提高成绩, 即受欢迎程度对于学业成绩的预测作用弱于学业成绩对于受欢迎程度的预测作用。

4.2 青少年学业成绩与攻击行为的关系

本研究表明学业成绩显著负向预测随后的攻击行为, 即学业成绩较差的学生随后的攻击行为水平也更高。这一结论符合发展任务理论(Developmental Task Theory), 即个体发展任务失败可能会导致适应问题。挫折-攻击理论(Frustrated-Aggression Theory)也指出, 不愉快的事件和负面情绪与青少年攻击行为有着重要的关系(Bushman & Huesmann, 2010; Savage & Wozniak, 2016; Scheff & Retzinger, 2001)。学业任务作为初中生最重要的发展任务之一, 如果青少年在完成学业任务的过程中一直失败, 就可能引发青少年负面情绪, 从而导致高攻击行为。

同时本研究表明攻击行为对随后的学业成绩没有预测作用。尽管合流理论(Confluence Model)指出攻击行为和学业成绩存在相互预测关系, 但也有研究指出, 从 6 岁到 8 岁个体的外化问题负向预测随后的学业成绩, 从 10 岁到 12 岁个体的学业成绩负向预测随后的外化问题(Moilanen et al., 2010),

因此本研究未观察到攻击行为对学业成绩的预测作用可能与追踪时间仅一年有关。另一方面,在本研究中,学业成绩表现出了强稳定性(相关系数在 0.90 以上),此时学业成绩的变异大部分被先前的学业成绩所解释,可供其它因素解释的变异很少,因此不容易观察到其它因素的作用。

4.3 性别差异

本研究并未发现青少年学业成绩与受欢迎程度之间的关系存在显著的性别差异。在我国高度重视学生学业成绩的教育背景下,学业成绩优异的青少年更容易得到同伴的欢迎(Zhang et al., 2018),男女生的受欢迎程度都会受到很强的学业成绩的影响,即无论男生还是女生,学业成绩高的青少年都更加受欢迎。而受欢迎程度作为反映青少年社会地位的指标之一,基于社会上对于学业成绩的高度认同,青少年为了维持自己的社会地位,也往往会选择采取提高学业成绩这种方式(Kiefer & Wang, 2016)。而对于不同性别的青少年而言,获得更高的学业成绩都是一种有效的提高社会地位的方式。

青少年学业成绩与攻击行为之间的关系存在性别差异。在 T1 ~ T3 时间段内,男生的学业成绩显著负向预测随后的攻击行为,即学业成绩较差的男生随后的攻击行为水平也更高,但这一关系在女生中仅在 T1 ~ T2 时间段显著,且这一时间段男生的预测作用也强于女生。对于男生而言,男生的学业成绩往往不如女生,彼此间的差异性也更大(Lu et al., 2018; Yang et al., 2014),因此学习好的男生作为少数群体,也更容易成为老师的关注焦点,在这种关注下,也会时时规范自己的行为,减少攻击行为的发生。并且,在我国传统文化中,男生被期待更加具有创造力、冒险精神和竞争意识,女生则被认为应该更加敏感细腻、内敛,也能更好地处理人际问题和减少人际冲突(张野,卢笏,2012)。因此在面对学业成绩不良等挫折时,男生较于女生更可能会采取攻击行为这种外化行为。

4.4 研究局限及未来启示

本研究试图通过三轮交叉滞后设计探讨青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相互关系。首先,我们分别收集了青少年七年级下学期、八年级上学期和八年级下学期这三轮数据,对青少年早期这一阶段进行了较为细致的分析。其次,我们分性别讨论不同变量之间的关系,有利于了解变量在男、女生之间独特的作用。第三,我们采用同伴地名获取受欢迎程度和攻击行为的数据,相

较于自我报告而言,数据更加公平客观。

尽管本研究采用纵向数据探讨了青少年学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的关系,但也存在一些问题。首先,我们追踪的时间相对较短,仅追踪了一年三轮的数据,无法探究青少年整个青春期的变化,未来还可以采取更长的时间框架,从而更深入地探究变量间的因果关系。第二,提名数据中的攻击行为包括了身体攻击、关系攻击、言语攻击等多种攻击方式,而攻击方式的不同对于男、女生变量之间的作用的影响也存在不同,因此未来可以探讨不同形式的攻击与其他两个变量之间的关系。第三,“popularity”一词在英文语境下并不完全等同于中文语境下的“受欢迎程度”(Li et al., 2012),因此未来可以采取更加合适的变量来衡量青少年的同伴地位。

5 结论

学业是青少年时期的主要任务之一。学业成绩不仅可以影响个体的社会性发展,反过来也会受社会性发展所影响。本研究通过探究初中生一年内的学业成绩与社会性发展(受欢迎程度、攻击行为)之间的相互关系,有助于了解青少年早期个体发展情况,也为促进学业成绩的发展提供一定依据。结果证实了这三者之间的纵向相互作用的复杂性,即性别不同、测量时间不同,路径的方向和强度也有所不同。

参考文献:

- Berkowitz, L. (1989). Frustration - aggression hypothesis: Examination and reformulation. *Psychological Bulletin*, 106(1), 59 - 73.
- Bushman, B. J., & Huesmann, L. R. (2010). Aggression. In S. T. Fiske, D. T. Gilbert, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of social psychology* (5th ed., Vol. 1, pp. 833 - 863). John Wiley & Sons.
- Chen, X., & French, D. C. (2008). Children's social competence in cultural context. *Annual Review of Psychology*, 59(1), 591 - 616.
- Cillessen, A. H., & Mayeux, L. (2004). From censure to reinforcement: Developmental changes in the association between aggression and social status. *Child Development*, 75(1), 147 - 163.
- Cillessen, A. H., & Rose, A. J. (2005). Understanding popularity in the peer system. *Current Directions in Psychological Science*, 14(2), 102 - 105.
- Dishion, T. J., Piehler, T. F., & Myers, M. W. (2008). Dynamics and ecology of adolescent peer influence. In M. J. Prinstein & K. A. Dodge (Eds.), *Understanding peer influence in children and adolescents* (pp. 72 - 93). The Guilford Press.
- Dishion, T. J., Véronneau, M. H., & Myers, M. W. (2010). Cascading peer dynamics underlying the progression from problem behavior

- to violence in early to late adolescence. *Development and Psychopathology*, 22(3), 603–619.
- Dodge, K. A., & Pettit, G. S. (2003). A biopsychosocial model of the development of chronic conduct problems in adolescence. *Developmental Psychology*, 39(2), 349–371.
- Halonen, A., Aunola, K., Ahonen, T., & Nurmi, J. E. (2006). The role of learning to read in the development of problem behaviour: A cross-lagged longitudinal study. *British Journal of Educational Psychology*, 76(3), 517–534.
- Hinshaw, S. P. (1992). Externalizing behavior problems and academic underachievement in childhood and adolescence: Causal relationships and underlying mechanisms. *Psychological Bulletin*, 111(1), 127–155.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53–60.
- Juvonen, J., & Cadigan, R. J. (2002). Social Determinants of Public Behavior of Middle School Youth: Perceived Peer Norms and Need to Be Accepted. In F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Adolescence and Education: Vol. 2: Academic motivation of adolescents* (pp. 277–297). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Kiefer, S. M., & Wang, J. H. (2016). Associations of coolness and social goals with aggression and engagement during adolescence. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 44, 52–62.
- Li, Y., Wang, M., Wang, C., & Shi, J. (2010). Individualism, collectivism, and Chinese adolescents' aggression: Intracultural variations. *Aggressive Behavior: Official Journal of the International Society for Research on Aggression*, 36(3), 187–194.
- Li, Y., & Hu, Y. (2018). How to attain a popularity goal? Examining the mediation effects of popularity determinants and behaviors. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(9), 1842–1852.
- Li, Y., Xie, H., & Shi, J. (2012). Chinese and American children's perceptions of popularity determinants: Cultural differences and behavioral correlates. *International Journal of Behavioral Development*, 36(6), 420–429.
- Lu, T., Li, L., Niu, L., Jin, S., & French, D. C. (2018). Relations between popularity and prosocial behavior in middle school and high school Chinese adolescents. *International Journal of Behavioral Development*, 42(2), 175–181.
- Masten, A. S., & Powell, L. (2003). A Resilience Framework for Research, Policy, and Practice. In S. Luthar (Ed.), *Resilience and vulnerability: Adaptation in the context of childhood adversities* (pp. 1–26). Cambridge University Press.
- Meijs, N., Cillessen, A. H., Scholte, R. H., Segers, E., & Spijkerman, R. (2010). Social intelligence and academic achievement as predictors of adolescent popularity. *Journal of Youth and Adolescence*, 39(1), 62–72.
- Metsäpelto, R. L., Pakarinen, E., Kiuru, N., Poikkeus, A. M., Lerkkanen, M. K., & Nurmi, J. E. (2015). Developmental dynamics between children's externalizing problems, task-avoidant behavior, and academic performance in early school years: A 4-year follow-up. *Journal of Educational Psychology*, 107(1), 246–257.
- Mihaly, K. (2009). *Do More Friends Mean Better Grades? Student Popularity and Academic Achievement* (No. WR-678). RAND Corporation.
- Moilanen, K. L., Shaw, D. S., & Maxwell, K. L. (2010). Developmental cascades: Externalizing, internalizing, and academic competence from middle childhood to early adolescence. *Development and Psychopathology*, 22(3), 635–653.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus*. Statistical analysis with latent variables: User's Guide, Version 7. Los Angeles.
- Niu, L., Jin, S., Li, L., & French, D. C. (2016). Popularity and Social Preference in Chinese Adolescents: Associations with Social and Behavioral Adjustment. *Social Development*, 25(4), 828–845.
- Ostrov, J. M., & Godleski, S. A. (2010). Toward an integrated gender-linked model of aggression subtypes in early and middle childhood. *Psychological Review*, 117(1), 233–242.
- Parkhurst, J. T., & Hopmeyer, A. (1998). Sociometric popularity and peer-perceived popularity: Two distinct dimensions of peer status. *The Journal of Early Adolescence*, 18(2), 125–144.
- Pellegrini, A. D., & Bartini, M. (2001). Dominance in early adolescent boys: Affiliative and aggressive dimensions and possible functions. *Merrill-Palmer Quarterly*, 47(1), 142–163.
- Phillipson, S., & Phillipson, S. N. (2007). Academic expectations, belief of ability, and involvement by parents as predictors of child achievement: A cross-cultural comparison. *Educational Psychology*, 27(3), 329–348.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903.
- Prinstein, M. J., & Cillessen, A. H. (2003). Forms and functions of adolescent peer aggression associated with high levels of peer status. *Merrill-Palmer Quarterly*, 49(3), 310–342.
- Roisman, G. I., Masten, A. S., Coatsworth, J. D., & Tellegen, A. (2004). Salient and emerging developmental tasks in the transition to adulthood. *Child Development*, 75(1), 123–133.
- Savage, J., Ferguson, C. J., & Flores, L. (2017). The effect of academic achievement on aggression and violent behavior: A meta-analysis. *Aggression and Violent Behavior*, 37, 91–101.
- Savage, J., & Wozniak, K. H. (Eds.). (2016). *Thugs and thieves: The differential etiology of violence*. Oxford University Press.
- Scheff, T. J., & Retzinger, S. M. (2001). Emotions and violence: Shame and rage in destructive conflicts. *American Journal of Sociology*, 98(3), 664–666.
- Sentse, M., Kretschmer, T., & Salmivalli, C. (2015). The longitudinal interplay between bullying, victimization, and social status: Age-related and gender differences. *Social Development*, 24(3), 659–677.
- Stipek, D., & Miles, S. (2008). Effects of aggression on achievement: Does conflict with the teacher make it worse? *Child Development*, 79(6), 1721–1735.
- Stoet, G., & Geary, D. C. (2015). Sex differences in academic achievement are not related to political, economic, or social equality.

- Intelligence*, 48, 137 – 151.
- Suldo, S. M., Gormley, M. J., DuPaul, G. J., & Anderson – Butcher, D. (2014). The impact of school mental health on student and school – level academic outcomes: Current status of the research and future directions. *School Mental Health*, 6(2), 84 – 98.
- Troop – Gordon, W., Visconti, K. J., & Kuntz, K. J. (2011). Perceived popularity during early adolescence: Links to declining school adjustment among aggressive youth. *The Journal of Early Adolescence*, 31(1), 125 – 151.
- van Lier, P. A., Vitaro, F., Barker, E. D., Brendgen, M., Tremblay, R. E., & Boivin, M. (2012). Peer victimization, poor academic achievement, and the link between childhood externalizing and internalizing problems. *Child Development*, 83(5), 1775 – 1788.
- Wentzel, K. R. (2017). Peer relationships, motivation, and academic performance at school. In A. J. Elliot, C. S. Dweck, & D. S. Yeager (Eds.), *Handbook of competence and motivation: Theory and application* (pp. 586 – 603). The Guilford Press.
- Yao, X. (Ed.). (2000). *An introduction to Confucianism*. Cambridge University Press.
- Yang, F., Chen, X., & Wang, L. (2014). Relations between aggression and adjustment in Chinese children: Moderating effects of academic achievement. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 43(4), 656 – 669.
- 刘国雄. (2016). 职校生、普高生的同伴接受性及其与学业成绩的关系. *中国特殊教育*, (8), 82 – 89.
- 温忠麟, 黄彬彬, 汤丹丹. (2018). 问卷数据建模前传. *心理科学*, 41(1), 204 – 210.
- 张良. (2018). 青少年早中期学习成绩与内外化症状的动态关系及同伴背景的作用(博士学位论文). 山东师范大学, 济南.
- 张野, 卢旻. (2012). 初中生人际交往能力、学业成绩及其发展背景系统间的关系. *心理科学*, 35(02), 391 – 395.

The Relationship between Academic Achievement, Popularity and Aggressive Behavior of Adolescents: A Cross-lagged Analysis

REN Ping¹ SONG Zijiang¹ MENG Xiaozhe¹ QIN Xingna^{1,2} ZHANG Yunyun¹

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

2. Department of Sociology, University of Groningen, Groningen 9712TS, The Netherlands)

Abstract: China attaches great importance to the education of teenagers, and their studies have been paid a lot of attention by the family and the society, which has formed the main melody of their life. Academic achievement not only influences social development, but is also influenced by them. The current study aimed to explore the relationship of academic achievement, popularity, and aggressive behavior among 1283 junior high school students ($M_{age} = 13.43$ years old, $SD = 0.65$ years old, 47.7% were girls). Peer nomination and standardized test were used through the cross-lagged design of one-year longitudinal survey. The results showed that: (1) T1 ~ T2, academic achievement mutually positively predicted popularity; (2) T1 ~ T3, academic achievement negatively predicted later aggressive behavior among boys, but only significant among girls from T1 to T2, and during that time, boys had a stronger predictive effect than girls; (3) T1 ~ T2, there were positive bidirectional relationships between academic achievement and popularity, but the coefficient was smaller when popularity predicted academic achievement. The results of this study revealed that there was a complex interaction between adolescents' academic achievement, popularity and aggressive behavior, and this effect varied with gender and time. The results show important significance for the promotion of individual development of adolescents.

Key words: adolescents; popularity; academic achievement; aggressive behavior; cross-lagged analysis

父母教养方式与初中生网络受欺负行为的关系： 一项追踪研究*

吴 鹏 张 琪 王杨春子

(湖北大学心理学系, 武汉 430062)

摘 要:以 491 名初中生为研究对象, 对其网络受欺负行为进行为期 2 年的 4 次追踪测试, 同时测试其父母教养方式。采用潜变量混合增长模型探讨初中生网络受欺负行为的多种发展轨迹, 并分析父母教养方式的影响。结果发现: (1) 在 2 年时间内, 初中生网络受欺负行为呈显著下降趋势; (2) 初中生网络受欺负行为存在两种下降趋势, 即快速下降与慢速下降; (3) 父亲拒绝、父亲过度保护与母亲拒绝这三种教养方式可增加两组初中生的网络受欺负行为, 同时也可降低其网络受欺负行为的下降速度; (4) 父亲情感温暖可显著预测快速下降组的初始水平和发展速度, 母亲过度保护可显著预测慢速下降组的初始水平和发展速度, 母亲情感温暖可显著负向预测慢速下降组的发展速度。上述结果证实父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展轨迹的预测作用, 支持了 Kowalski 网络欺负模型。

关键词:网络受欺负行为; 父母教养方式; 追踪研究; 潜变量混合增长模型; 初中生

分类号: B844

1 问题的提出

受欺负现象在生活中十分常见, 职场和校园环境都时有发生, 而青少年时期的校园欺负尤为严重。校园欺负会严重伤害承受者的心理健康、身体健康、社会功能与行为等 (Athanasίου et al., 2018; Kowalski et al., 2014)。伴随着青少年网民数量的急速增长, 传统受欺负行为与互联网相结合产生了网络受欺负。由于使用网络的青少年群体不断增加, 网络受欺负可能比传统受欺负导致更大的伤害, 因此开展有效的受欺负行为干预一直都是研究者关注的重点。而研究者早就指出只有纵向研究结果才能为干预提供理论依据 (Delprato et al., 2017)。此外, 探究父母教养方式与青少年网络受欺负发展趋势之间的关系, 可以为家庭干预青少年网络受欺负行为提供理论指导 (Elsaesser et al., 2017)。基于上述原因, 很有必要开展纵向研究探究初中生网络受欺负行为的发展趋势及父母教养方式的影响。

1.1 青少年网络受欺负行为的发展趋势

到目前为止, 心理学界对受欺负行为还没有统一的界定。有研究者将其定义为欺负行为的一种结

果, 还有研究者认为受欺负是一种同伴虐待。传统受欺负行为与网络相结合产生一种新的欺负形式——网络受欺负 (cyber victimization), 即通过手机、互联网、即时通讯或电子邮箱等现代技术实施的有意攻击行为 (Wigderson & Lynch, 2013)。

近十年来, 国内外研究者开展了大量研究探讨网络受欺负行为。为了证实青少年网络受欺负行为的普遍性, 研究者特别关注其发生率。如 Tsitsika 等人 (2015) 针对欧洲 6 国 10930 名青少年的大样本调查表明 18.5% 的男孩和 23.9% 的女孩是网络欺负的受害者, 2018 年由 7 个国家 12372 名 14 至 17 岁青少年参加的问卷调查发现 21.9% 的受访者报告在过去 1 年内遭遇过网络欺负 (Athanasίου et al., 2018)。在国内的研究中, 研究者调查发现青少年群体网络受欺负者的比例为 43.19% (黎亚军, 2015)。由于样本量、样本代表性、测量工具适用性等原因, 到目前为止国内外研究者没有一致认可的网络受欺负发生率, 但元分析表明儿童和青少年的网络受欺负发生率为 10 ~ 40% (Kowalski et al., 2014)。

网络受欺负行为发生率的范围如此大的一个原因是存在年龄差异, 如有研究者发现高年级青少年

* 基金项目: 2015 年国家社科基金教育学青年课题 (CBA150156)。

通讯作者: 吴鹏, E-mail: Reavenwp@hubu.edu.cn

的网络受欺负行为更多,有研究者发现低年级青少年的网络受欺负行为更多(álvarez-García et al., 2015; Gül et al., 2019; Tsitsika et al., 2015)。上述年龄差异表明青少年的网络受欺负行为可能有随年龄的变化发展趋势,少量研究者开展纵向研究来探究这些发展趋势。van den Eijnden 等人(2014)分析了 1 年内 3 个时间点的问卷调查数据,发现青少年的网络受欺负行为呈现下降趋势,而另一项大样本的长期追踪(3 年)研究则发现青少年的网络受欺负行为保持不变(Cross et al., 2015)。除了单一发展轨迹,更多研究者发现青少年网络受欺负同时存在多种发展轨迹,如 Gámez-Guadix 等人(2015)发现 1 年内存在 4 种发展轨迹,另外的研究者则发现在两年间存在两种发展轨迹——快速下降组和慢速下降组(Sumter et al., 2012)。

虽然探讨网络受欺负发展趋势的研究还很少,但有很多研究者开展了传统受欺负的追踪研究。绝大多数研究发现青少年传统受欺负行为呈现下降趋势(Griese et al., 2016; Shell et al., 2014),少量研究者发现青少年传统受欺负行为呈增长或保持稳定不变(刘俊升,赵燕,2013)。针对上述发展轨迹的多样性,Griese 等人(2016)通过研究发现统计分析方法的不一致是原因之一。如果采用潜变量增长模型可以发现青少年传统受欺负呈单一下降趋势,而采用潜变量混合增长模型则发现青少年传统受欺负呈现出多种发展轨迹。有研究通过混合增长模型表明青少年传统受欺负行为同时存在下降、慢速增长与稳定不变三种趋势(Ladd et al., 2017),还有研究则发现青少年传统受欺负行为同时有快速、中速及慢速三种下降轨迹(Orpinas et al., 2014)。

综合来看,基于研究者已经发现青少年传统受欺负行为存在多种发展轨迹、各年龄段青少年的网络受欺负行为与传统受欺负行为都存在较高的相关关系(álvarez-García et al., 2015; Charalampous et al., 2018; 黎亚军,2015),可以合理推测初中生网络受欺负行为存在多种发展轨迹。

1.2 父母教养方式与网络受欺负行为的关系

作为当前最为认可的理论模型,Kowalski 的网络欺负模型明确指出感知到的支持与家长干预是青少年受欺负行为的重要影响因素,受欺负行为的发展与父母教养方式应该有密切关联(Espelage, 2014; Kowalski et al., 2014)。大量研究也表明父母教养方式与青少年受欺负行为的发展有关系,如 Barker 等人(2008)发现严厉的教养方式与青少年

受欺负行为的发展轨迹有密切关系,Charalampous 等人(2018)通过短期追踪研究表明父母教养方式是网络受欺负行为的重要预测因素。

目前为止直接发现父母教养方式与网络受欺负行为发展趋势有显著关系的研究很少,但有很多研究发现父母教养方式与各年龄段青少年的网络受欺负行为之间存在密切关联(Kokkinos et al., 2016; Martínez et al., 2019)。除了上述单个研究,Lereya 等人(2013)对 70 项研究的元分析发现积极教养方式与受欺负行为有显著负相关,消极教养方式与受欺负行为之间有显著正相关。此外,大量研究表明父母教养方式与传统受欺负行为的发展轨迹有密切关系、网络受欺负行为与传统受欺负行为有高相关(álvarez-García et al., 2015; Barker et al., 2008),因此可以推测初中生网络受欺负行为的发展轨迹与父母教养方式有关系。

总体来看,目前已经开展的初中生网络受欺负行为纵向研究都是短期追踪研究或采用横断数据分析技术(如方差分析、回归分析等)来探讨发展轨迹,这就导致无法准确探究可能的多种发展趋势。此外,基于传统受欺负发展趋势及影响因素的研究结果、传统受欺负与网络受欺负各年龄段的高相关性结果,本研究预期初中生网络受欺负行为可能存在多种发展轨迹,父母教养方式可能是这些发展轨迹的重要预测因素。因此,本研究首次采用潜变量混合增长模型分析 2 年追踪数据以探究初中生网络受欺负行为的多种发展轨迹及父母教养方式的可能影响。

2 研究方法

2.1 研究对象

广东省某初级中学全部 8 年级学生参加为期两年的追踪研究。第一次调查时间为初二上学期,被试共 450 人,年龄范围为 12 ~ 15 岁(13.52 ± 0.57)。其中,男生 232 人(51.56%)。此后每隔 6 个月进行一次问卷调查。总共 491 人参与本追踪研究,其中 442 人参与了全部四次调查,32 人只参与了三次调查,13 人只参与了两次调查,4 人只参与了一次调查。部分学生因请假、转学等原因而未能参加全部四次问卷调查,同时也有学生加入。经非参数检验,流失被试(未完整参与四次调查的 49 人)与追踪被试(参与了四次调查的 442 人)在性别、四次测试的年龄、四次测试的网络受欺负行为、父母教养方式上均不存在显著差异。

2.2 研究过程

本追踪研究的问卷调查均由经过严格训练的主试负责实施,四次调查均为集体施测,由被试自己作答。跟被试说明本问卷调查为自愿参与,不愿参加也不会有任何问题。网络受欺负行为追踪调查四次,父母教养方式只在第一次问卷调查时测试。

2.3 研究工具

2.3.1 网络受欺负行为

采用 Erdur-Baker 和 Kavut(2007)编制的网络欺负量表来测量初中生的网络受欺负行为。该问卷包括网络欺负和网络受欺负分量表。采用4点计分,网络受欺负分量表得分越高,表示被试受到网络欺负行为的频率越高。该量表已广泛应用于国内网络欺负研究,本次研究网络受欺负分量表的四次 Cronbach's α 系数分别为 0.91、0.91、0.87 和 0.94。

2.3.2 父母教养方式

采用 Arrindell 等人(1996)编制、蒋奖等人(2010)修订的简式父母教养方式问卷测量父母教养方式。该问卷有父亲教养方式与母亲教养方式两大部分,分别有21个项目。教养方式又可细分为拒绝维度、情感温暖维度和过度保护。采用4点计分,从“1从不”到“4总是”。得分越高,表示被试的父母越频繁地采取该种教养方式。本研究中父亲拒绝、父亲情感温暖和父亲过度保护分问卷的 Cronbach's α 系数分别为 0.82、0.87 和 0.83,母亲拒绝、母亲情感温暖和母亲过度保护分问卷的 Cron-

bach's α 系数为 0.81、0.87 和 0.84。

2.4 数据分析

通过 Mplus 7.0 进行潜变量混合增长模型分析,通过 SPSS 22.0 进行描述性统计、logistic 回归。共 491 人参与本研究,4 名被试只参与了一次调查,最终有效数据为 487。最终数据中的问卷缺失值,均以样本量均值替代。

3 研究结果

3.1 共同方法偏差检验

本研究采用自陈问卷调查法,研究结果可能会受共同方法偏差影响。进行 Harman 单因子检验,结果表明,第一次调查数据共产生了 16 个特征值大于 1 的公因子,其中解释的最大变异量为 19.53%,远小于 40% 的临界值,说明不存在严重的共同方法偏差(周浩,龙立荣,2004)。另外,本研究是纵向追踪研究,因此本研究的结论并不会受到共同方法偏差的影响。

3.2 描述性统计

初中生四次追踪测量的网络欺负欺负行为及父母教养方式的均值与标准差见表 1。结果表明,初中生的网络受欺负行为总体较少,在两年时间内整体呈下降趋势。在父亲与母亲各自的教养方式上,情感温暖最为频繁,拒绝得分最低。父母教养方式与网络受欺负行为之间存在中等程度的相关。

表 1 各变量的均值、标准差及相关矩阵

	<i>M</i> ± <i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 CBD1	1.17 ± 0.31	1									
2 CBD2	1.17 ± 0.30	0.51 **	1								
3 CBD3	1.11 ± 0.20	0.46 **	0.46 **	1							
4 CBD4	1.05 ± 0.17	0.40 **	0.23 **	0.39 **	1						
5 FRJ	1.63 ± 0.64	0.35 **	0.24 **	0.25 **	0.07	1					
6 FEW	2.83 ± 0.82	-0.19 **	-0.10	-0.13 **	0.04	-0.30 **	1				
7 FOP	2.16 ± 0.54	0.19 **	0.13 **	0.13 **	0.03	0.58 **	0.05	1			
8 MRJ	1.62 ± 0.62	0.25 **	0.21 **	0.23 **	0.08	0.85 **	-0.23 **	0.54 **	1		
9 MEW	2.88 ± 0.79	-0.11 *	-0.08	-0.16 **	0.02	-0.03 **	0.91 **	0.06	-0.29 **	1	
10 MOP	2.22 ± 0.57	0.13 **	0.08	0.10 *	0.01	0.55 *	0.04	0.89 **	0.59 **	0.04	1

注: (1) * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$; (2) CBD1 - CBD4 为四次追踪测量的网络受欺负行为, FRJ 为父亲拒绝, FEW 父亲情感温暖, FOP 父亲过度保护, MRJ 为母亲拒绝, MEW 母亲情感温暖, MOP 母亲过度保护。下同。

3.3 初中生网络受欺负行为的发展趋势

首先,为探讨初中生网络受欺负行为发展趋势可能存在的异质性,分别构建 1 类、2 类、3 类、4 类与 5 类增长模型。拟合结果见表 2。从 AIC 与 BIC 来看,5 类模型是五个模型中的最佳模型。从 LMR LR 来看,3 类模型是五个模型中的

最佳模型。从 BLRT 来看,5 类模型是五个模型中的最佳模型。从 Entropy 来看,5 类模型是五个模型中的最佳模型。综合来看,由于 5 类模型有一类的样本量为 0。4 类模型中有一类的样本量有 13 人,只占总样本量的 2.6%,还有两类的发展趋势非常相似($I_2 = 1.123$, $S_2 = -0.028$;

$I_3 = 1.138$, $S_3 = -0.030$)。而 3 类模型也有两 $I_2 = 1.144$, $S_2 = -0.031$), 故最终选定 2 类
类发展趋势非常相似($I_1 = 1.179$, $S_1 = -0.038$; 模型。

表 2 五种混合增长模型的拟合指数

潜在类别个数	AIC	BIC	ABIC	Entropy	LMR LR	BLRT
1	4518.467	4606.420	4539.767	—	—	—
2	3730.426	3856.074	3760.855	0.856	791.823**	-2238.233***
3	3402.895	3566.237	3442.453	0.798	339.436*	-1835.213***
4	3162.063	3363.099	3210.750	0.835	336.528	-1704.317***
5	3067.673	3306.404	3125.488	0.934	130.593	-1543.305***

然后, 构建线性无条件潜变量混合增长模型分析初中生网络受欺负行为的发展趋势。将四次网络受欺负得分与截距的因素负荷固定为 1, 四次网络受欺负得分与斜率的因素负荷分别固定为 0、1、2、3。线性无条件潜变量混合增长模型的分析结果见表 3, 可以看出第一类中, 第一次测试时初中生网络欺负的平均水平为 1.318, 初中生网络受欺负行为四次测试间的下降速度为 0.084; 第二类中, 第一次测试时初中生网络欺负的平均水平为 1.152, 初中生网络受欺负行为四次测试间的下降速度为 0.033。由于第一类与第二类在斜率发展因素上有较大的差异, 见图 1, 因此类型的命名就依据斜率值。相比于第二类, 第一类的下降速度更加快, 于是将第一类命名为“快速下降组”, 占总人数的 21.3%; 第二类命名为“慢速下降组”, 占总人数的 78.7%。

表 3 初中生网络欺负行为的发展趋势: 线性无条件潜变量混合增长模型

		B	SE	t 值	p
一类	截距(I)	1.318	0.053	24.778	<0.001
	斜率(S)	-0.084	0.019	-4.451	<0.001
二类	截距(I)	1.152	0.012	95.007	<0.001
	斜率(S)	-0.033	0.004	-8.074	<0.001

表 4 父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展趋势亚组的 logistic 回归

	B	SE	Wald	p	Exp(B)	95% CI
FRJ	7.427	0.982	57.205	<0.001	1681.590	[245.365, 11524.657]
FEW	-0.659	0.147	19.998	<0.001	0.517	[0.387, 0.690]
FOP	3.329	0.366	82.864	<0.001	27.915	[3.631, 57.168]
MRJ	7.221	0.922	61.274	<0.001	1367.965	[24.307, 8342.703]
MEW	-0.695	0.152	20.978	<0.001	0.499	[0.371, 0.672]
MOP	3.520	0.381	85.324	<0.001	33.785	[6.009, 71.301]

注: 95% CI 为 Exp(B) 的 95% 置信区间。

为了进一步探究父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展轨迹的预测作用, 构建包含父母教养方式的线性潜变量混合增长模型。模型的分析结果见表 5, 结果表明父亲拒绝、父亲过度保护与母亲拒绝可显著预测初中生网络受欺负行为发展趋势两个亚组的初始水平和发展速度, 其中这三种教养方式

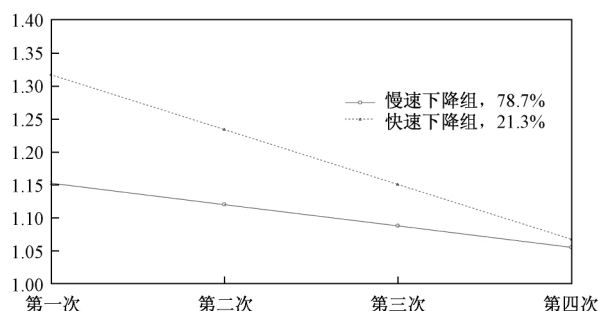


图 1 初中生网络受欺负行为的发展轨迹

3.4 父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展趋势的预测作用

首先, 探讨父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展趋势亚组归属的影响。以初中生网络受欺负行为发展趋势亚组为因变量, 6 种父母教养方式(父亲拒绝、父亲情感温暖、父亲过度保护、母亲拒绝、母亲情感温暖、母亲过度保护)为自变量, logistic 回归结果见表 4。结果表明, 以归属快速下降组的概率与归属慢速下降组的概率比值为发生比, 增加父母拒绝、父母过度保护可以显著扩大这一发生比, 而增加父母情感温暖可以显著缩小这一发生比。

正向预测初始水平、负向预测发展速度。此外, 父亲情感温暖可显著预测初中生网络受欺负行为快速下降组的初始水平和发展速度, 母亲情感温暖可显著正向预测初中生网络受欺负行为慢速下降组的发展速度, 母亲过度保护可显著预测初中生网络受欺负行为慢速下降组的初始水平和发展速度。

表5 父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展趋势的预测作用: 线性潜变量混合增长全模型

		截距(<i>I</i>)				斜率(<i>S</i>)			
		<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i> 值	<i>p</i>	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i> 值	<i>p</i>
快速下降组	FRJ	0.977	0.007	132.403	<0.001	-0.997	0.004	-242.780	<0.001
	FEW	-0.942	0.046	-20.656	0.006	0.994	0.008	126.800	<0.001
	FOP	0.184	0.067	2.750	<0.001	-0.205	0.090	-2.266	0.023
	MRJ	0.338	0.076	4.475	<0.001	-0.369	0.092	-3.995	<0.001
	MEW	-0.027	0.014	-1.968	0.049	0.003	0.004	0.843	0.399
	MOP	0.125	0.066	1.911	0.056	-0.142	0.089	-1.597	0.110
慢速下降组	FRJ	0.304	0.067	4.509	<0.001	-0.442	0.204	-2.169	0.030
	FEW	-0.021	0.054	-0.387	0.699	-0.007	0.083	-0.091	0.928
	FOP	0.899	0.047	19.211	<0.001	-0.976	0.017	-58.067	<0.001
	MRJ	0.429	0.088	4.858	<0.001	-0.465	0.106	-4.402	<0.001
	MEW	-0.292	0.219	-1.335	0.182	0.233	0.034	6.858	<0.001
	MOP	0.828	0.183	4.528	<0.001	-0.968	0.032	-30.657	<0.001

4 讨论

4.1 初中生网络受欺负行为的发展趋势

本追踪研究发现,在2年时间内(即初二到初三),初中生网络受欺负行为呈显著下降趋势,这与以往的研究结果是一致的(van den Eijnden et al., 2014)。这一下降趋势的原因可能有:第一,从初二到初三,随着学习任务和升学压力的增大,家庭、学校会越来越控制初中生接触网络的时间。而Kowalski等人(2014)的元分析表明网络受欺负行为与网络使用时间存在较强的正相关,于是初中生网络受欺负行为发生的概率就减少;第二,良好的同伴关系是受欺负行为的重要保护性因素(Burke et al., 2017)。随着年龄的增长,初中生的新朋友和社会支持越来越多,友谊质量越来越好,越来越被同伴群体接受(Kretschmer et al., 2017)。越来越好的同伴关系给予初中生更多的同伴支持和帮助,他们可以很好地应对可能遭遇的网络攻击行为,使这一伤害行为将来不再出现,也就使持续重复出现的网络受攻击行为越来越少。

此外,本研究还发现初二到初三青少年网络受欺负行为的下降速度有个体差异。具体来说,大部分初中生的网络受欺负行为下降速度较慢,而少部分初中生的下降速度较快,这与以往的研究结果是一致的(Sumter et al., 2012)。这两组的网络受欺负行为起始水平(即初二开始阶段)有明显差异的可能原因是:初中二年级是青少年心理与行为发展的重要转折期,社会性、道德等因素都会开始发生剧烈变化而逐渐趋于稳定一致(Hart & Carlo, 2005; 李白璐, 边玉芳, 2016)。但在初二开始阶段,青少年的友谊质量、社交焦虑、网络使用频率和熟练度等有明显的个体差异且两极分化(田微微等, 2018;

钟萍等, 2017)。这些因素与网络受欺负行为有密切关联,因此初中二年级青少年的网络受欺负行为就会有明显个体差异,出现得分较高与得分较低两个群体。而到初中结束时青少年的网络受欺负行为都下降到了几乎相同的水平,这一现象可能的原因是,进入初三,青少年的道德水平、同伴关系、情绪管理等都逐渐成熟稳定与一致(Ahmed et al., 2015; Raskauskas et al., 2015)。因此,到初中阶段结束时,青少年的道德、社会性、情绪管理等因素个体间差异变小,对很多问题的认知、态度、价值观趋于一致,同伴间分歧与冲突越来越少。偶尔遇到的同伴冲突,青少年也会越来越多的采用“理性”方式应对(Shell et al., 2014)。另一方面,由于距离中考越来越近,家庭与学校会严格限制初三学生的网络使用,他们的网络使用频率最低。上述两个原因就使初三结束时青少年很少会受到网络欺负,并且个体间差异变小。综上所述,初二开始时青少年的网络受欺负行为会有高低差异组,初中阶段结束时青少年网络受欺负会减少且个体间水平趋于一致。于是,从初二到初三,青少年网络受欺负行为的发展趋势依下降速度分为快速组和慢速组。由于初二学生网络受欺负行为得分较高群体的比例明显会少于得分较低群体,快速组的人数就会少于慢速组人数。

上述下降趋势及其异质性的结果对初中生网络受欺负行为干预有一定的启发,自初二开始初中生会出现网络受欺负行为的明显减少,干预方案的实施要注意这一关键时间点,初二开始干预会有更好的效果。此外,干预效果的评定要考虑初中生网络受欺负行为本身的下降趋势,干预方案应该产生更大的下降。最后,干预方案应该考虑初中生网络受欺负存在的两种下降趋势,针对不同下降趋势的初中生群体,实施不同强度的干预方案。

4.2 父母教养方式对初中生网络受欺负行为发展轨迹的影响

本追踪研究还发现父母拒绝可以正向预测初中生网络受欺负行为的初始水平,负向预测下降速度,也可以增加其属于快速组的概率。遭到父母拒绝的初中生的社交焦虑较高、同伴关系较差、退缩行为较多、愤怒情绪较强,这导致他们有更频繁的同伴冲突且应对策略更不合理(Barker et al., 2008),于是更容易受到欺负。同时,父母的拒绝使初中生更需要寻求同伴支持与温暖,网络时代使这种寻求更多通过网络媒介(Yao et al., 2014),因此网络受欺负行为的初始水平就更高,也就更可能属于快速组。就父母拒绝可以减缓下降速度来说,拒绝型的父母很少与子女交流沟通,也就很少了解到他们受到的网络欺负,更少向受网络欺负的子女提供帮助(Yao et al., 2014)。Kowalski 网络欺负模型指出父母干预与支持是受欺负行为的重要保护性因素,经常被父母拒绝的初中生缺少这种支持(Lereya et al., 2013),也就导致其网络受欺负行为的下降速度变慢。

此外,本研究还发现父母情感温暖使初中生归属于网络受欺负行为慢速下降组,可能的原因是:第一,情感温暖父母教养方式下成长的初中生具有健康的同伴关系、成熟的情绪管理、规范的道德标准,这些都保证他们较少遇到同伴冲突(Aka & Gencoz, 2014)。就算面对同伴冲突,他们也可以通过成熟、有效的应对方式合理解决(Mitsopoulou & Giovazolias, 2015)。因此,这类初中生的受欺负行为也就很少;第二,因为有积极健康的亲子关系,初中生会跟情感温暖型父母透露遭遇到的网络欺负,而这一类父母也会主动、有效地帮助初中生避免欺负行为(Charalampous et al., 2018; Kokkinos et al., 2016)。而父亲与母亲情感温暖的影响有显著差异的可能原因是,情感温暖型父亲更关注公平、公正及价值观的塑造,情感温暖型母亲更看重初中生人际交往、情感表达等方面的发展(Johnson, 2010)。初中生更愿意跟母亲分享或沟通同伴交往问题,因此母亲的情感温暖更可能让初中生避免遭遇网络欺负,也就有更大的可能属于慢速下降组。

最后,本研究还发现父母过度保护可以增加初中生属于网络受欺负行为快速下降组的概率。过度保护型父母会过度限制正常活动、过量提供干预,导致初中生有较差的自我保护能力和较少的同伴交往机会(Martínez et al., 2019; Yao et al., 2014)。

同伴交往的严重缺失还会导致很差的社交能力、情绪理解与调节能力(Raskauskas et al., 2015)。于是,这类初中生有很多同伴冲突。加上缺乏基本的自我保护能力,他们会遭受更多的欺负行为,也就很可能属于快速下降组(álvarez-García et al., 2015)。就父亲与母亲过度保护的影响差异来说,可能的原因是:在干预与保护上,过度保护型父亲会比母亲更为严重(Georgiou, 2008)。Kowalski 网络欺负模型指出父母干预是重要的影响因素,因此过度保护型父亲更加弱化初中生的自我保护能力,也就会导致他们会遇到更多的欺负行为,更可能属于快速下降组。

上述教养方式的影响存在父母之间差异的结果对初中生网络受欺负行为的家庭干预有一定的启发,通过母亲教养方式来实施干预方案能使初中生受网络欺负的下降幅度更大,以后应该更为重视以母亲教养方式切入的干预。

5 结论

本追踪研究发现 2 年内初中生网络受欺负行为整体呈现下降趋势,初二时网络受欺负行为越多的青少年,其下降速度越快。同时,初中生网络受欺负行为的发展轨迹存在快速下降与慢速下降两个组。最后,父母教养方式可以显著预测初中生网络受欺负行为的初始水平和下降速度,也可以显著预测其归属网络受欺负行为发展组别的概率。上述结论支持了 Kowalski 网络欺负模型。

参考文献:

- Ahmed, S. P., Bittencourt-Hewitt, A., & Sebastian, C. L. (2015). Neurocognitive bases of emotion regulation development in adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience*, 15(1), 11–25.
- Aka, B. T., & Gencoz, T. (2014). Perceived parenting styles, emotion recognition and regulation in relation to psychological well-being. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 159(1), 529–533.
- álvarez-García, D., Pérez, J. C. N., González, A. D., & Pérez, C. R. (2015). Risk factors associated with cybervictimization in adolescence. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 15(3), 226–235.
- Arrindell, W. A., Sanavio, E., Aguilar, G., Sica, C., Hatzichristou, C., Eisemann, M., ...van der Ende, J. (1999). The development of a short form of the EMBU: It's appraisal with students in Greece, Guatemala, Hungary and Italy. *Personality and Individual Differences*, 27(4), 613–628.
- Athanasίου K., Melegkovits E., Andrie, E. K., Magoulas C., Tzavaras, C. K., Clive, R., ...Tsitsika, A. K. (2018). Cross-national aspects of cyberbullying victimization among 14-17-year-old adolescents

- across seven European countries. *BMC Public Health*, 18(1), 800 – 814.
- Barker, E. D. , Boivin, M. , Brendgen, M. , Fontaine, N. , Arseneault, L. , Vitaro, F. , ... Tremblay, R. E. (2008). Predictive validity and early predictors of peer-victimization trajectories in preschool. *Archives of General Psychiatry*, 65(10), 1185 – 1192.
- Boniell-Nissim, M. , & Sasson, H. (2018). Bullying victimization and poor relationships with parents as risk factors of problematic internet use in adolescence. *Computers in Human Behavior*, 88(1), 176 – 183.
- Burke, T. , Sticca, F. , & Perren, S. (2017). Everything's gonna be alright! The longitudinal interplay among social support, peer victimization, and depressive symptoms. *Journal of Youth and Adolescence*, 46(9), 1999 – 2014.
- Charalampous, K. , Demetriou, C. , Tricha, L. , Ioannou, M. , & Stavrinides, P. (2018). The effect of parental style on bullying and cyber bullying behaviors and the mediating role of peer attachment relationships: A longitudinal study. *Journal of Adolescence*, 64(1), 109 – 123.
- Cross, D. , Lester, L. , & Barnes, A. (2015). A longitudinal study of the social and emotional predictors and consequences of cyber and traditional bullying victimisation. *International Journal of Public Health*, 60(2), 207 – 217.
- Delprato, M. , Akyeampong, K. , & Dunne, M. (2017). The impact of bullying on students' learning in Latin America: A matching approach for 15 countries. *International Journal of Educational Development*, 52(1), 37 – 57.
- Elsaesser, C. , Russell, B. , Ohannessian, M. C. , & Patton, D. (2017). Parenting in a digital age: A review of parents' role in preventing adolescent cyberbullying. *Aggression and Violent Behavior*, 35(1), 62 – 72.
- Erdur-Baker, O. , & Kavut, F. (2007). Cyberbullying: A new face of peer bullying. *Eurasian Journal of Educational Research*, 27(1), 31 – 42.
- Espelage, D. L. (2014). Ecological theory: Preventing youth bullying, aggression, and victimization. *Theory Into Practice*, 53(4), 257 – 264.
- Gómez-Guadix, M. , Gini, G. , & Calvete, E. (2015). Stability of cyberbullying victimization among adolescents: Prevalence and association with bully-victim status and psychosocial adjustment. *Computers in Human Behavior*, 53(1), 140 – 148.
- Georgiou, S. N. (2008). Parental style and child bullying and victimization experiences at school. *Social Psychology of Education*, 11(3), 213 – 227.
- Griese, E. R. , Buhs, E. S. , & Lester, H. F. (2016). Peer victimization and prosocial behavior trajectories: Exploring sources of resilience for victims. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 44(1), 1 – 11.
- Gross, D. , Lester, L. , & Barnes, A. (2015). A longitudinal study of the social and emotional predictors and consequences of cyber and traditional bullying victimization. *International Journal of Public Health*, 60(2), 207 – 217.
- Gül, H. , Fırat, S. , Sertçelik, M. , Gül, A. , Gürel, Y. , & Kılıç, B. G. (2019). Cyberbullying among a clinical adolescent sample in Turkey: Effects of problematic smartphone use, psychiatric symptoms, and emotion regulation difficulties. *Psychiatry and Clinical Psychopharmacology*, 29(4), 547 – 557.
- Hart, D. , & Carlo, G. (2005). Moral development in adolescence. *Journal of Research on Adolescence*, 15(3), 223 – 233.
- Johnson, V. K. (2010). Marital interaction, family organization, and differences in parenting behavior: Explaining variations across family interaction contexts. *Family Process*, 40(3), 333 – 342.
- Kokkinos, C. M. , Antoniadou, N. , Asdre, A. , & Voulgaridou, K. (2016). Parenting and internet behavior predictors of cyber-bullying and cyber-victimization among preadolescents. *Deviant Behavior*, 37(4), 439 – 455.
- Kowalski, R. M. , Giumetti, G. W. , Schroeder, A. N. , & Lattanner, M. R. (2014). Bullying in the digital age: A critical review and meta-analysis of cyberbullying research among youth. *Psychological Bulletin*, 140(4), 1073 – 1137.
- Kretschmer, T. , Vollebergh, W. , & Oldehinkel, A. J. (2017). Parent-child positivity and romantic relationships in emerging adulthood: Congruence, compensation, and the role of social skills. *International Journal of Behavioral Development*, 41(2), 198 – 210.
- Ladd, G. W. , Ettekal, I. , & Kochenderfer-Ladd, B. (2017). Peer victimization trajectories from kindergarten through high school: Differential pathways for children's school engagement and achievement? *Journal of Educational Psychology*, 109(6), 826 – 841.
- Lereya, S. T. , Samara, M. , & Wolke, D. (2013). Parenting behavior and the risk of becoming a victim and a bully/victim: A meta-analysis study. *Child Abuse & Neglect*, 37(12), 1091 – 1108.
- Martínez, I. , Sergio, M. , Garcia, O. F. , & Fernando, G. (2019). Parenting in the digital era: Protective and risk parenting styles for traditional bullying and cyberbullying victimization. *Computers in Human Behavior*, 90(1), 84 – 92.
- Mitsopoulou, E. , & Giovazolias, T. (2015). Personality traits, empathy and bullying behavior: A meta-analytic approach. *Aggression and Violent Behavior*, 21(1), 61 – 72.
- Orpinas, P. , McNicholas, C. , & Nahapetyan, L. (2014). Gender differences in trajectories of relational aggression perpetration and victimization from middle to high school. *Aggressive Behavior*, 41(5), 401 – 412.
- Raskauskas, J. , Rubiano, S. , Offen, I. , & Wayland, A. K. (2015). Do social self-efficacy and self-esteem moderate the relationship between peer victimization and academic performance? *Social Psychology of Education*, 18(2), 297 – 314.
- Shell, M. D. , Gazelle, H. , & Faldowski, R. A. (2014). Anxious solitude and the middle school transition: A diathesis × stress model of peer exclusion and victimization trajectories. *Developmental Psychology*, 50(5), 1569 – 1583.
- Sheppard, C. S. (2014). Demonstrating the importance of multi-wave assessment of peer victimization. *Dissertations & Theses-Gradworks*, 3(1), 271 – 282.
- Sumter, S. R. , Baumgartner, S. E. , Valkenburg, P. M. , & Peter, J. (2012). Developmental trajectories of peer victimization: Off-line and

- online experiences during adolescence. *Journal of Adolescent Health*, 50(6), 607–613.
- Tsitsika, A., Janikian, M., Wójcik, S., Makaruk, K., Tzavela, E., Tzavara, C., ... Richardson, C. (2015). Cyberbullying victimization prevalence and associations with internalizing and externalizing problems among adolescents in six European countries. *Computers in Human Behavior*, 51(1), 1–7.
- van den Eijnden, R., Vermulst, A., van Rooij, A. J., Scholte, R., & van de Mheen, D. (2014). The bidirectional relationships between online victimization and psychosocial problems in adolescents: A comparison with real-life victimization. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(5), 790–802.
- Wigderson, S., & Lynch, M. (2013). Cyber-and traditional peer victimization: Unique relationships with adolescent well-being. *Psychology of Violence*, 3(4), 297–309.
- Yao, M. Z., He, J., Ko, D. M., & Pang, K. (2014). The influence of personality, parental behaviors, and self-esteem on internet addiction: A study of Chinese college students. *Cyberpsychology Behavior & Social Networking*, 17(2), 104–110.
- 蒋奖, 鲁峥嵘, 蒋蕊菁, 许燕. (2010). 简式父母教养方式问卷中文版的初步修订. *心理发展与教育*, 26(1), 94–99.
- 李白璐, 边玉芳. (2016). 初中生生活满意度的发展趋势及社会支持、自尊的影响: 一项 3 年追踪研究. *中国临床心理学杂志*, 24(5), 900–904.
- 黎亚军. (2015). 青少年网络受欺负与传统受欺负的共发性. *中国临床心理学杂志*, 23(2), 346–349.
- 刘俊升, 赵燕. (2013). 童年中期受欺负与问题行为之关系: 一项两年纵向研究. *心理科学*, 36(3), 122–127.
- 田微微, 杨晨晨, 孙丽萍, 边玉芳. (2018). 父母冲突对初中生外显问题行为的影响: 亲子关系和友谊质量的作用. *中国临床心理学杂志*, 26(3), 116–121.
- 钟萍, 邓慧华, 张光珍, 梁宗保, 陆祖宏. (2017). 青少年友谊关系质量与社交焦虑的相互影响: 一项交叉滞后分析. *心理发展与教育*, 33(6), 89–95.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942–950.

The Relationship between Parental Style and Cyber Victimization of Junior High School Students: A Longitudinal Study

WU Peng ZHANG Qi WANGYANG Chunzi

(Department of Psychology, Hubei University, Wuhan 430062)

Abstract: School victimization is an important and prevalent problem in society. In recent years, with the high-speed development of information technology and network, a new form of victimization has emerged, that is, cyber victimization. With the increasing number of adolescents using the Internet, cyber bullying may cause more harm than traditional bullying. So the junior high school students' cyber victimization is an important part of the research on adolescent problem behavior intervention. To provide theoretical guidance for intervention programs, researchers are required to obtain the results of longitudinal studies. The present research examined the developmental trajectories of cyber victimization by employing a longitudinal, four-wave design. Moreover, the current research also examined the impacts of parental style. The sample consisted of 491 adolescents (51.56% boys) in grade eight, who was followed up for two years from grade eight to grade nine. Using latent growth mixture modeling, various developmental trajectories of cyber victimization were examined. To explore the effect of parental style on the developmental trajectories of cyber victimization, logistic regression and latent growth modeling were utilized to analyze the data. The results indicated that: (1) the junior high school students' cyber victimization presented a decreasing trend significantly in the period of 2 years; (2) there were two downward trends, namely, rapid decline and slow decline; (3) among the parenting styles, father rejection, father over protection and mother rejection increased the incidence of cyber victimization of both groups. At the same time, it also reduced the decline rate of the cyber victimization; (4) the father emotional warmth had a significantly prediction on the initial level and the speed of development of the rapid decline group, and the mother emotional warmth had a significantly prediction on the speed of development of the slow decline group. Overall, these findings have some important implications for the prevention and intervention of the adolescent Internet victimization and support the Kowalski's Cyberbullying Model.

Key words: cyber victimization; parental style; developmental trajectories; latent growth mixture model; junior high school students

家庭功能与初中生欺负行为: 有调节的中介作用*

赖燕群¹ 连榕¹ 杨琪² 牛更枫^{3,4}

(1. 福建师范大学心理学院, 福州 350108; 2. 同济大学人文学院, 上海 200092; 3. 华中师范大学心理学院 武汉 430079; 4. 华中师范大学网络素养与行为研究中心, 武汉 430079)

摘要: 为了探讨家庭功能、父母教养方式与初中生欺负行为之间的关系及其作用机制, 研究采用家庭功能量表、父母教养方式量表和欺负量表对 429 名初中生进行施测。结果显示: (1) 家庭功能与父母教养方式中的父母拒绝均能显著预测欺负行为; (2) 父母拒绝在家庭功能与欺负行为之间起中介作用; (3) “家庭功能→父母拒绝→欺负行为”这一中介效应的后半路径受到性别的调节, 即该中介效应仅在男生群体中显著。

关键词: 家庭功能; 父母教养方式; 欺负行为; 初中生; 性别

分类号: B844

1 引言

校园欺凌是世界校园身心健康的重要问题之一。国内外调查显示, 有超过三成以上的中小学生施加过欺负行为, 尤其初中生群体施加过欺负行为的比率最高 (Skrzypiec et al., 2018; 常若松等, 2015)。这暗示了初中生的欺负行为问题的严重性。欺负行为指一个或多个个体有意地、反复地、持续地对受欺负者施以负面行为, 包括直接言语欺负、直接身体欺负和关系欺负三种类型。欺负行为会对欺负者和受欺负者造成严重的心理适应问题, 是影响个体身心发展的重要因素 (Olweus, 1994)。经常施加欺负行为的个体日后会出现认知失调, 严重的甚至会出现反社会行为 (违纪违法行为); 而经常受欺负的个体易于产生抑郁、焦虑等消极情绪、注意力分散、学业成绩下降等 (Craig et al., 2009; Troop-Gordon, 2017)。因此, 探究初中生欺负行为的形成机制是当务之急, 可为降低初中生卷入到欺负行为的几率提供建设性的意见及理论依据。

诸多研究表明, 家庭功能是初中生卷入欺负行为的一个重要因素 (Atik & Guneri, 2013; 常若松等, 2015)。家庭功能是指衡量家庭整体运行质量的综合变量, 包括维护家庭成员间情感联系和及时应对家庭困难的能力 (Beavers & Hampson, 2000)。质性研究和定量研究均表明, 处于低水平家庭功能

的初中生卷入到欺负行为的可能性较高 (Atik & Guneri, 2013; Bibou-Nakou et al., 2013)。这是因为, 家庭实现各项功能过程的顺畅性程度或家庭功能发挥的效果情况与个体的行为有关。具言之, 家庭实现其功能的过程越不顺畅或者家庭功能发挥效果越差, 个体越易形成处理问题的最佳策略是欺负他人, 进而产生更多的欺负行为 (Beavers & Hampson, 2000; Skinner et al., 2010; 王玉龙等, 2017)。该观点得到其它研究的支持, 如, 胡宁等人 (2009) 发现, 所处家庭功能水平低的个体完成各种日常任务的能力弱, 且产生更多的欺负等不良行为。基于此, 本研究假设, 家庭功能对初中生欺负行为具有显著负向预测作用。

1.1 父母教养方式的中介作用

父母教养方式也是初中生卷入欺负行为的重要预测因素 (Georgiou et al., 2017; Nocentini et al., 2019)。父母教养方式是指父母在教育、抚养子女的日常生活中所表现出来的一种稳定的态度和行为倾向, 是其教育理念和教育行为的综合体现 (Arrindell et al., 1999)。Arrindell 等人 (1999) 将父母教养方式分为父母拒绝教养方式 (父母给予孩子更多指责与批评或较少的关心与爱护)、父母情感温暖教养方式 (父母给予孩子关爱与呵护) 以及父母过度保护教养方式 (父母过多干涉孩子日常生活以及选择)。其中, 父母情感温暖属于积极教养方式, 而

* 基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (16JJD190004); 宁德师范学院 2019 年度重大项目培育计划立项 (青年 A 类) (2019ZDS02)。

通讯作者: 杨琪, E-mail: yangqpsy@163.com

父母拒绝和父母过度保护属于消极教养方式(Arindell et al., 1999)。父母接纳-拒绝理论(Parental Acceptance-Rejection Theory) 认为,当儿童与青少年从父母那里可获得较多的情感温暖时,卷入到欺负行为的几率较低,但被父母拒绝或者父母过度保护时,卷入到欺负行为的可能性较大(Nocentini et al., 2019; Rohner et al., 2005)。例如,何丹等人(2016) 发现,父母拒绝和父母过度保护对青少年问题行为有显著正向预测作用,父母情感温暖对青少年问题行为有负向预测作用。最近,Nocentini 等人(2019) 对 154 篇关于家庭系统与欺负行为关系的研究进行元分析的结果也支持该结论。鉴于此,本研究假设,父母拒绝和父母过度保护消极教养方式对初中生欺负行为有显著正向预测作用,而父母情感温暖积极教养方式对初中生欺负行为有显著负向预测作用。

上述研究表明,家庭功能和父母教养方式均与初中生欺负行为有关。此外,家庭功能也与父母教养方式有关,即家庭功能综合水平越高,父母会采取更为积极的教养方式(Olson & DeFrain, 2000)。另外有研究发现,所处家庭功能水平高的个体体验到更高层次的父母情感温暖,更低水平的父母拒绝以及父母过度保护(Chen & Kennedy, 2004)。这些研究共同提示,家庭功能、父母教养方式及初中生欺负行为之间存在密切关系。

家庭生态系统理论将家庭看作是一个整体结构,它由父母子系统(父母文化、父母职业以及父母教养方式等变量)、儿童子系统(儿童性别、年龄和个性等变量) 和家庭环境子系统(家庭社会经济地位、家庭类型和家庭环境等变量) 等构成(桑标,席居哲,2005)。家庭中各个子系统或各个因素之间都会相互影响,而且每一部分都有助于家庭总体功能的发挥,同样,良好的家庭功能也有助于各个子系统的运行(席居哲等,2004)。显然,家庭功能是整个家庭生态系统的运行质量的衡量标准,是这个家庭生态系统中的功能变量(即宏观系统);而父母教养方式仅仅是一种子系统内的行为变量(即微观系统)。此外,过程-个人-情境-时间模型(the Process-Person-Context-Time Model, PPCT) 和个体与环境相互作用理论认为,微观系统(如父母教养方式) 在宏观系统(如家庭功能) 与个体行为模式(如欺负行为) 之间起中介作用,即宏观系统往往通过微观系统对个体行为产生影响(Bronfenbrenner & Ceci, 1994; Magnusson & Stattin, 1998)。同时,已

有相关实证研究在理论框架下构建了微观系统(亲子依恋、父母教养方式) 在宏观系统(家庭环境、家庭经济地位) 与儿童青少年心理认知与行为(网络成瘾、儿童认知能力、儿童适应能力、学业成绩) 之间的中介模型(Boe et al., 2014; Dotterer et al., 2012; 邓林园等,2013; 张茜洋等,2017)。因此,本研究假设,家庭功能在父母教养方式与欺负行为之间起中介作用。

1.2 性别的调节作用

青少年欺负行为的产生机制会受到性别因素的调节(Xing & Wang, 2017; 韩仁生,王倩,2010)。社会性别角色理论认为,男女生感知父母对其的态度和行为倾向以及青少年面对突发事件的防御方式存在差异,这在一定程度上导致了男女心理社会适应的差异(Eagly, 1987; 常淑敏等,2016)。研究发现,相比于女生,男生对父母拒绝等消极教养方式较为敏感(安伯欣,2004),且当面对负性生活事件时,男生更易采取欺负行为等消极应对模式,而女生更易采取倾诉等积极应对模式(牛更枫等,2013)。

此外,有关父母教养方式与青少年问题行为的研究也能为当前性别的调节作用假说提供经验性证据支持。有相关研究发现,父母教养方式对青少年问题行为(危险网络行为) 的影响会受性别调节,即仅在男性群体中,父母情感温暖对危险网络行为产生影响(Lau & Yuen, 2013)。但有研究发现,性别在父母教养方式与问题行为之间无调节作用,即父母温暖对问题行为的影响不受性别影响(刘玉路,李新影,2015),研究者进一步提出假设:性别在积极教养方式与问题行为之间无调节作用,而在消极教养方式与问题行为之间起调节作用(刘玉路,李新影,2015)。这些研究提示,性别在父母教养方式与青少年问题行为关系中是否存在调节作用及如何调节,可能与父母教养方式中具体的教养方式类型(积极教养方式、消极教养方式) 和青少年具体的问题行为(危险网络行为、欺负行为) 有关。因此,本研究将分别检验性别在积极教养方式和消极教养方式与问题行为(如欺负行为) 之间关系的调节作用。

概言之,本研究以家庭生态系统理论、PPCT 模型、个体与环境相互作用理论和社会性别角色理论为框架,提出初中生卷入欺负行为的家庭影响模型,即家庭功能负向预测欺负行为,父母教养方式(父母情感温暖、父母拒绝、父母过度保护) 在二者之间起到中介作用,同时性别在该中介作用中起调节

作用。

2 研究方法

2.1 被试

本研究采用方便取样法,2017年12月选取福建省某中学502名七、八年级学生为研究对象进行问卷施测。由于九年级学生需要准备中考,学业负担重,因此未选取其为研究对象。最终获得的有效问卷429份,问卷有效率为85.45%,其中男生226名(占52.68%),女生203名(占47.32%),被试年龄为13~16岁(13.97 ± 0.73 岁)。剔除数据的标准主要有三个,其一是没有填写完整(45份):(1)未填写题目数超过问卷总题数的十分之二或单份量表中未填写题目数已超过该量表的十分之一;(2)未填写性别信息。其二是未认真作答(12份):(1)填写答案有规律性,如1-2-3-4-5-4-3-2-1或1-2-3-4-5-1-2-3-4-5;(2)全部问卷均填一个选项。其三是家庭结构为单亲家庭或丧失双亲(16份),鉴于本研究未探讨家庭结构对欺负行为的影响机制,且父母教养方式是指孩子对父母态度和行为的感知,因此,需将单亲家庭或丧失双亲的被试剔除。

2.2 研究工具

2.2.1 家庭功能量表

采用Olson等人(1982)修订的家庭亲密度和适应性量表(Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scales),并后由费立鹏等修订成中文版的家庭亲密度和适应性量表(贾立鹏等,1991;汪向东等,1999)。该量表共30个项目,包含亲密度与适应性两个维度。该量表采用5点计分,1表示“不是”,2表示“偶尔”,3表示“有时”,4表示“经常”,5表示“总是”。总分越高表示家庭功能越好。修订后该量表的两个维度的内部一致性系数均大于0.60(费立鹏等,1991),在本研究中该量表的两个维度的Cronbach's α 分别为0.72、0.79,总量表的Cronbach's α 系数为0.86。

2.2.2 父母教养方式量表

采用蒋奖等人(2010)修订的简式父母教养方式量表(Short-Egna Minnen av Barndoms Uppfostran),包括父亲和母亲版本,每个版本均有21个项目,采用4点计分,1表示“从不”,2表示“偶尔”,3表示“经常”,4表示“总是”。该量表由父母拒绝(12个项目)、父母情感温暖(14个项目)、父母过度保护(16个项目)三个维度构成。修订后该量表的

三个维度的内部一致性系数在0.74~0.84之间,相应维度的相关在0.82~0.93之间(蒋奖等,2010),在本研究中该量表的三个维度的Cronbach's α 在0.75~0.88之间,总量表的Cronbach's α 系数为0.80。

2.2.3 欺负量表

采用张文新和武建芬(1999)修订的青少年欺负问卷,共六个题目,分为“直接言语欺负、直接身体欺负和关系欺负”三个维度。该量表采用五点计分法,从“本学期没有发生过、只发生过一两次、一个月两三次、大约一周一次、一周好几次”分别计1到5分,总分越高,表示欺负程度或受欺负程度越大。修订后该量表的三个维度的内部一致性系数在0.61~0.82之间(张文新,武建芬,1999),在本研究中该量表的Cronbach's α 系数为0.84。

2.3 研究过程及数据处理

以班级为单位进行测试,测试时间安排在学生晚自习期间。为了控制额外变量的影响,主试使用统一问卷和统一指导语,即要求被试根据真实情况认真作答以及强调个人信息的保密性。对收集回来的数据使用SPSS 21.0软件和Hayes(2013)的PROCESS宏程序进行数据处理与分析。

3 研究结果

3.1 共同方法偏差的控制与检验

本研究采用自我报告法收集三个量表的数据,可能存在共同方法偏差效应。因此,根据周浩和龙立荣(2004)的建议,首先从数据收集程序方面进行控制:(1)选用较为成熟的测量工具;(2)数据收集过程中强调个人信息保密性以及调查结果仅限于学术研究。但为了保证研究结果的可靠性和准确性,本研究进一步采用SPSS 21.0进行Harman单因子检验的方法进行共同方法偏差的检验,结果表明,特征值大于1的因子共23个,第一个因子解释的变异量为15.59%,小于40%的临界标准。综上可知,本研究不存在显著的共同方法偏差。

3.2 主要变量的描述统计与相关分析

青少年家庭功能、父母教养方式以及欺负的描述统计结果见表1。

为了排除年龄以及年级人口学变量的影响,采用偏相关统计方法,即控制年龄和年级变量,考察主要变量之间的相关性,结果见表1。欺负与家庭功能($r = -0.17, p < 0.001$)、父母教养方式中的父母情感温暖($r = -0.12, p = 0.01$)呈显著负相关关

系,与父母拒绝($r=0.32, p<0.001$)和父母过度保护($r=0.20, p<0.001$)呈显著正相关关系。家庭功能与父母教养方式中的父母拒绝($r=-0.36, p<0.001$)和父母过度保护($r=-0.14, p<0.01$)呈显著负相关关系,与父母情感温暖($r=0.56, p<0.001$)呈显著正相关关系。此外,性别与父母拒绝

($r=-0.18, p<0.001$)、父母过度保护($r=-0.18, p<0.001$)和欺负($r=-0.25, p<0.001$)呈显著相关关系,但与家庭功能($r=0.07, p=0.14$)和父母情感温暖($r=0.009, p=0.85$)的相关关系不显著。

表 1 家庭功能、父母教养方式以及欺负的描述统计与相关分析结果($N=452$)

	$M \pm SD$	1	2	3	4	5	6
1 性别	—	—					
2 家庭功能	3.75 ± 0.62	0.07	—				
3 父母拒绝	1.78 ± 0.55	-0.18^{***}	-0.36^{***}	—			
4 父母情感温暖	2.70 ± 0.61	0.009	0.56^{***}	-0.29^{***}	—		
5 父母过度保护	2.22 ± 0.44	-0.18^{***}	-0.14^{**}	0.51^{***}	-0.06	—	
6 欺负	1.33 ± 0.61	-0.25^{***}	-0.17^{***}	0.32^{***}	-0.12^*	0.20^{***}	—

注: * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$ 。下同。

3.3 父母教养方式在家庭功能与欺负之间的中介效应分析

在控制了年龄和年级变量后,家庭功能对欺负有显著的负向预测作用($\beta=-0.17, p<0.01$)。本研究采用 Hayes(2013)开发的 PROCESS 程序中的模型 4 检验父母教养方式中的三个因子(即父母拒绝、父母情感温暖以及父母过度保护)在家庭功能与欺负之间的中介效应。检验中使用了偏差校正的百分位 Bootstrap 方法来确定中介效应的显著性,结果见表 2。父母情感温暖中介作用的 95% 的置信区间为 $[-0.08, 0.03]$, 包含 0, 说明父母情感温暖的中介效应不显著。而父母拒绝和父母过度保护的中介作用的 95% 的置信区间为 $[-0.17, -0.06]$ 、 $[-0.06, -0.005]$, 均不包含 0, 说明父母拒绝和父母过度保护的中介效应显著, 且占总效应的 60.59% 和 14.31%。

表 2 各中介效应值及 95% 偏差校正置信区间

中介作用	B	95% 偏差校正 置信区间
家庭功能→父母拒绝→欺负	-0.11^{**}	$[-0.17, -0.06]$
家庭功能→父母情感温暖→欺负	-0.02	$[-0.08, 0.03]$
家庭功能→父母过度保护→欺负	-0.02^*	$[-0.06, 0.05]$

3.4 性别对父母拒绝中介效应的调节效应分析

由于在上述中介效应分析中仅发现父母教养方式中父母拒绝和父母过度保护的中介作用显著, 因此, 接下来仅探究性别对父母拒绝和父母过度保护中介效应的调节效应。依据温忠麟与叶宝娟(2014)推荐的有调节的中介模型检验方法, 先将所有变量均做标准化处理, 同时性别则采用虚拟变量编码(男生为 0, 女生为 1)。然后, 采用 Hayes(2013)开发 PROCESS 程序检验调节过程模型, 检

验过程中使用偏差校正的百分位 Bootstrap 方法来确定调节效应的显著性。

首先, 检验家庭功能与欺负行为的关系及总效应是否受性别调节。结果显示, 家庭功能对欺负有显著的预测作用($\beta=-0.16, t=-3.07, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.26, -0.06], p<0.01$), 但家庭功能与性别的交互项对欺负的预测作用不显著($\beta=0.02, t=0.25, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.17, 0.22], p=0.81$) (表 3, 方程 1)。然后, 建立有调节的中介模型, 检验父母拒绝在家庭功能与欺负之间的中介作用的后半路径是否受性别的调节。结果表明: 家庭功能显著负向预测父母拒绝($\beta=-0.36, t=-7.16, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.45, -0.26], p<0.001$) (方程 2), 家庭功能对欺负的直接预测作用不显著($\beta=-0.08, t=-1.59, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.18, 0.02], p=0.11$), 父母拒绝对欺负的主效应显著($\beta=0.24, t=4.45, 95\%$ 的置信区间为 $[0.14, 0.35], p<0.001$), 性别对欺负的主效应显著($\beta=-0.40, t=-4.80, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.56, -0.24], p<0.001$), 父母拒绝与性别的交互项对欺负的预测作用也显著($\beta=-0.29, t=-2.74, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.50, -0.08], p<0.01$)。模型估计结果验证了父母拒绝在家庭功能与欺负之间起中介作用, 且这一中介作用的后半路径(父母拒绝与欺负的关系)受性别的调节。

为了厘清性别对父母拒绝的中介效应的调节作用的实质, 本研究还进行简单斜率检验, 并绘制简单效应分析图(图 1)。结果显示, 在男生群体中, 父母拒绝对欺负的预测作用显著($\beta=-0.14, 95\%$ 的置信区间为 $[-0.22, -0.07]$); 在女生群体中, 父母

拒绝对欺负的预测作用不显著($\beta = -0.03$, 95% 的置信区间为 $[-0.07, 0.003]$)。该结果表明, 性别可以显著调节父母拒绝与欺负之间的关系, 即"家

庭功能→父母拒绝→欺负行为"这一中介效应的后半路径仅在男生群体中显著。

表3 性别对父母教养方式中父母拒绝中介的调节作用检验

预测变量	方程1 欺负(Y)			方程2 父母拒绝(M)			方程3 欺负(Y)		
	B	SE	95% CI	B	SE	95% CI	B	SE	95% CI
年级	0.03	0.06	$[-0.09, 0.16]$	-0.01	0.06	$[-0.12, 0.10]$	0.03	0.06	$[-0.09, 0.15]$
年龄	-0.01	0.07	$[-0.14, 0.12]$	0.08	0.07	$[-0.05, 0.21]$	-0.03	0.07	$[-0.16, 0.10]$
家庭功能	-0.16**	0.05	$[-0.26, -0.06]$	-0.36***	0.05	$[-0.45, -0.26]$	-0.08	0.05	$[-0.18, 0.02]$
性别	-0.47***	0.09	$[-0.65, -0.29]$				-0.40***	0.08	$[-0.56, -0.24]$
家庭功能×性别	0.02	0.10	$[-0.17, 0.22]$				—	—	—
父母拒绝							0.24***	0.05	$[0.14, 0.35]$
父母拒绝×性别							-0.29**	0.11	$[-0.50, -0.08]$
R ²		0.09			0.13			0.16	
F		12.09***			17.56***			8.97***	

注: 模型中各变量均经过标准化处理之后带入回归方程。

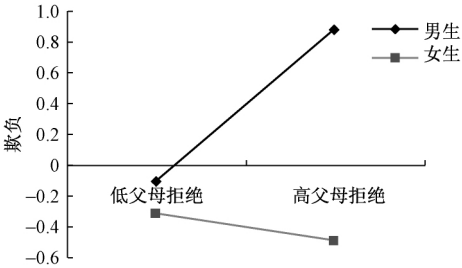


图1 性别在父母拒绝和欺负之间的调节作用

同样地, 采用上述方法检验性别对父母过度保护中介效应的调节效应, 结果发现父母过度保护与性别的交互项对欺负的预测作用不显著($\beta = -0.13$, $t = -1.43$, 95% 的置信区间为 $[-0.31, 0.05]$, $p = 0.15$)。

4 讨论

研究探讨了家庭功能与初中生欺负行为的关系及其内在机制, 以期对初中生校园欺负事件的预防和干预提供理论和实证证据。研究结果发现, 父母拒绝消极教养方式在家庭功能与青少年欺负行为间起中介作用, 且这一间接效应的后半路径会受到性别的调节, 但父母情感温暖积极教养方式在家庭功能与青少年欺负行为间不起中介作用, 且父母情感温暖积极教养方式与性别不存在显著相关关系。该结果验证了假设, 且契合以往研究的结论(刘玉路, 李新影, 2015)。

4.1 家庭功能、父母教养方式与初中生欺负行为的关系

本研究发现, 家庭功能与初中生欺负行为呈显著负相关关系, 这与前人研究结果一致(常若松等, 2015)。这说明, 家庭成员间进行紧密的情感交流

有助于缓解初中生卷入到欺负等不良行为中, 同时, 家庭成员间可通过传授解决问题的方法和抑制冲动行为的策略降低初中生采用欺负行为解决问题的可能性。该发现契合家庭生态系统理论的观点, 该理论认为整个家庭系统的功能发挥对孩子的成长有重要的影响, 具体而言, 家庭功能水平越高, 家庭成员的身心健康和适应水平也越高(Beavers & Hampson, 2000; 王玉龙等, 2017)。同时, 青春期是个体生理发展加速期以及身心发展不平衡期, 青少年会面临一系列心理适应性问题, 同时伴随情绪两极化(汪玲, 谭晖, 2010)。因此, 家庭要提供给青少年情感交流或者情感宣泄机会, 还要给予人际关系交往策略的指导, 从而避免其卷入到欺负行为中。

另外, 本研究还发现父母教养方式中的父母拒绝以及父母过度保护均与初中生欺负行为呈显著正相关关系, 而父母情感温暖与初中生欺负行为呈显著负相关关系。该结果进一步加强了父母接纳-拒绝理论的有效性, 其中父母拒绝是导致儿童情感、行为、认知和社会发展问题的主要原因(Rohner et al., 2005)。鉴于此, 父母应提供给孩子过多的关心与爱护, 同时给予孩子更多自由的空间, 以便于促进其身心发展。

4.2 父母拒绝在家庭功能与初中生欺负行为之间起中介作用

本研究证实了家庭功能可显著负向预测初中生欺负行为之后, 进一步对父母教养方式在家庭功能与初中生欺负行为关系中的中介作用进行了探讨。研究发现, 家庭功能间接通过父母教养中的父母拒绝和过度保护对欺负行为产生作用, 但不通过父母温暖和过度保护对欺负行为产生影响, 与以往观点

不谋而合(黄平等,2017;刘玉路,李新影,2015)。换言之,家庭实现其功能的过程越不顺畅时,父母会倾向于采用拒绝的教养方式,初中生更易卷入到欺负等不良行为。这说明,家庭生态系统中的宏观系统通过微系统影响个体的身心发展。该研究结果对于实践方面有很多启示:若要降低初中生欺负行为发生的可能性,不仅要总体上改善家庭功能水平,还需要缓解父母拒绝,即需要同时关注宏观系统(家庭功能)和微观系统(父母教养方式)方面的因素,才能更好地预防和干预初中生的欺负行为。

4.3 性别对父母拒绝与初中生欺负关系的调节作用

此外,本研究还发现,父母拒绝消极教养方式在家庭功能与欺负行为之间的中介作用(后半路径)会受到性别的调节,即性别在父母拒绝与欺负之间起调节作用。具体而言,父母拒绝对欺负的预测作用在男生中显著,在女生中不显著,这部分契合了以往的相关研究结果(王绍瑜,王华栋,2008)。一方面,从社会性别角色理论出发,该理论认为男女生在父母教养方式感知上存在差异,这在一定程度上导致了男性和女性心理社会适应上的差异(Eagly, 1987),具体而言,男生对父母拒绝感知能力高于女生对父母拒绝感知能力(安伯欣,2004)。同时,该理论还认为不同性别个体调节不良情绪的方式存在差异,即男生更倾向于采用欺负他人等行为发泄不良情绪,而女生更倾向于采用找他人诉说发泄不良情绪(Austin & Joseph, 1996)。另一方面,从人类发展的生态系统模型和发展情境论出发,该理论认为儿童青少年生活的各领域之间是相互影响的,尤其对个体发展影响最为紧密的家庭环境和同伴群体存在相互影响。在儿童时期,对个体发展有着最重要影响的是家庭环境,但是到了青春期后发生父母去分化现象,对个体发展有着最重要影响的是同伴群体(Steinberg & Morris, 2001)。同时,青春期的女生比男生更加注重社交,她们可以从同伴那获得更多的支持和情感温暖,进而忽视父母对其的态度(Buist et al., 2002)。换言之,随着同伴在情感支持层级上取得优势,女性青少年对同伴的态度较为敏感,父母教养方式已经不再是其减少欺负行为的最有效因素(Gauze et al., 1996)。由此看来,对初中生的欺负行为进行干预的后半路径过程中应要注重性别差异,即父母教养方式的干预应该要针对不同的性别提出不同的干预措施。

4.4 研究不足与展望

虽然本研究结果验证了假设,且对系统了解家庭功能与欺负行为关系的具体机制具有一定的参考价值,但仍存在一些不足之处:其一,本研究并未控制家庭基本情况、家庭结构以及受欺负者变量。未来研究可进一步控制这些变量,以提供更为有效的证据;其二,本研究采用横断研究在理论和实证研究框架下探讨家庭功能与欺负之间的关系,然而这种研究设计并不能直接提供家庭功能与欺负之间的因果关系。未来研究可采用纵向或交叉滞后等设计探讨家庭功能与欺负行为的关系及其内在机制;其三,本研究选取的样本量较少,导致该结果的生态效度不高,即推广性较差。未来研究需要扩大样本量提高该结果的生态效度。

5 结论

(1) 家庭功能对初中生欺负行为具有显著负向预测作用。

(2) 父母教养方式中父母拒绝在家庭功能与初中生欺负行为之间具有中介作用。

(3) 性别对家庭功能与初中生欺负行为的中介过程存在调节作用,中介效应仅存在男生中,在女生中不显著。

参考文献:

- Arrindell, W. A., Sanavio, E., Aguilar, G., Sica, C., Hatzichristou, C., Eisemann, M., ... Kállai, J. (1999). The development of a short form of the EMBU: Its appraisal with students in Greece, Guatemala, Hungary and Italy. *Personality and Individual Differences*, 27(4), 613–628.
- Atik, G., & Güneri, O. Y. (2013). Bullying and victimization: Predictive role of individual, parental, and academic factors. *School Psychology International*, 34(6), 658–673.
- Austin, S., & Joseph, S. (1996). Assessment of bully/victim problems in 8 to 11 year-olds. *British Journal of Educational Psychology*, 66(4), 447–456.
- Beavers, R., & Hampson, R. B. (2000). The Beavers systems model of family functioning. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 128–143.
- Bibou-Nakou, I., Tsiantis, J., Assimopoulos, H., & Chatzilambou, P. (2013). Bullying/victimization from a family perspective: A qualitative study of secondary school students' views. *European Journal of Psychology of Education*, 28(1), 53–71.
- Boe, T., Sivertsen, B., Heiervang, E., Goodman, R., Lundervold, A. J., & Hysing, M. (2014). Socioeconomic status and child mental health: The role of parental emotional well-being and parenting practices. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 42(5), 705–715.
- Bronfenbrenner, U., & Ceci, S. J. (1994). Nature-nuture reconceptu-

- alized in developmental perspective: A bioecological model. *Psychological Review*, 101(4), 568–586.
- Buist, K. L., Deković, M., Meeus, W., & van Aken, M. A. (2002). Developmental patterns in adolescent attachment to mother, father and sibling. *Journal of Youth and Adolescence*, 31(3), 167–176.
- Chen, J. L., & Kennedy, C. (2004). Family functioning, parenting style, and Chinese children's weight status. *Journal of Family Nursing*, 10(2), 262–279.
- Craig, W., Harel-Fisch, Y., Fogel-Grinvald, H., Dostaler, S., Hetland, J., Simons-Morton, B., & Pickett, W. (2009). A cross-national profile of bullying and victimization among adolescents in 40 countries. *International Journal of Public Health*, 54(2), 216–224.
- Dotterer, A. M., Iruka, I. U., & Pungello, E. (2012). Parenting, race, and socioeconomic status: Links to school readiness. *Family Relations*, 61(4), 657–670.
- Eagly, A. H. (1987). Reporting Sex Differences. *American Psychologist*, 42(7), 756–757.
- Gauze, C., Bukowski, W. M., Aquan-Assee, J., & Sippola, L. K. (1996). Interactions between family environment and friendship and associations with self-perceived well-being during early adolescence. *Child Development*, 67(5), 2201–2216.
- Georgiou, S. N., Ioannou, M., & Stavrinides, P. (2017). Parenting styles and bullying at school: The mediating role of locus of control. *International Journal of School & Educational Psychology*, 5(4), 226–242.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press.
- Lau, W. W., & Yuen, A. H. (2013). Adolescents' risky online behaviours: The influence of gender, religion, and parenting style. *Computers in Human Behavior*, 29(6), 2690–2696.
- Magnusson, D., & Stattin, H. (1998). Person context interaction theory. In W. Damon & R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of child psychology: Theoretical Models of Human Development* (pp. 685–759). New York: Wiley.
- Nocentini, A., Fiorentini, G., Di Paola, L., & Menesini, E. (2019). Parents, family characteristics and bullying behavior: A systematic review. *Aggression and Violent Behavior*, 45, 41–50.
- Olson, D. H., & DeFrain, J. (2000). *Marriage and the family: Diversity and strengths*. CA: Mayfield.
- Olweus, D. (1994). Bullying at school: Basic facts and effects of a school based intervention program. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35(7), 1171–1190.
- Rohner, R. P., Khaleque, A., & Courmoyer, D. E. (2005). Parental acceptance-rejection: Theory, methods, cross-cultural evidence, and implications. *Ethos*, 33(3), 299–334.
- Skinner, H., Steinhauer, P., & Sitarenios, G. (2010). Family assessment measure (FAM) and process model of family functioning. *Journal of Family Therapy*, 22(2), 190–210.
- Skrzypiec, G., Askell-Williams, H., Slee, P. T., & Lawson, M. J. (2018). Involvement in bullying during high school: A survival analysis approach. *Violence and Victims*, 33(3), 563–582.
- Steinberg, L., & Morris, A. S. (2001). Adolescent development. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 83–110.
- Troop-Gordon, W. (2017). Peer victimization in adolescence: The nature, progression, and consequences of being bullied within a developmental context. *Journal of Adolescence*, 100(55), 116–128.
- Xing, X., & Wang, M. (2017). Gender differences in the moderating effects of parental warmth and hostility on the association between corporal punishment and child externalizing behaviors in China. *Journal of Child and Family Studies*, 26(3), 928–938.
- 安伯欣. (2004). *父母教养方式、亲子沟通与青少年社会适应的关系研究*(硕士学位论文). 陕西师范大学, 西安.
- 常若松, 马锦飞, 田峰溶 (2015). 家庭功能对小学生欺负行为的影响研究. *教育科学*, 31(05), 29–33.
- 常淑敏, 宋育珊, 郭惠. (2016). 家庭环境纷杂度对流动儿童安全感的影响: 儿童性别的调节作用. *中国特殊教育*, 190(4), 66–70.
- 邓林园, 方晓义, 伍明明, 张锦涛, 刘勤学. (2013). 家庭环境、亲子依恋与青少年网络成瘾. *心理发展与教育*, 29(3), 305–311.
- 费立鹏, 沈其杰, 郑延平, 赵靖平, 蒋少艾, 王立伟, 汪向东. (1991). “家庭亲密度和适应性量表”和“家庭环境量表”的初步评价——正常家庭与精神分裂症家庭成员对照研究. *中国心理卫生杂志*, 5(5), 198–202.
- 韩仁生, 王倩. (2010). 中小学生对欺负者归因特点的研究. *心理学科学*, 33(1), 228–230.
- 何丹, 范翠英, 牛更枫, 连帅磊, 陈武. (2016). 父母教养方式与青少年网络欺负: 隐性自恋的中介作用. *中国临床心理学杂志*, 24(1), 41–44.
- 胡宁, 邓林园, 张锦涛, 方晓义, 陈蕾, 梅海燕. (2009). 家庭功能与青少年问题行为关系的追踪研究. *心理发展与教育*, 25(4), 93–100.
- 黄平, 孙圣涛, 李燕. (2017). 夫妻冲突对幼儿社会技能的影响: 父母教养方式的中介作用. *心理技术与应用*, 5(2), 108–114.
- 蒋奖, 鲁峰嵘, 蒋蕊菁, 许燕. (2010). 简式父母教养方式问卷中文版的初步修订. *心理发展与教育*, 26(1), 94–99.
- 刘玉路, 李新影. (2015). 父母教养方式对青少年问题行为及性别差异影响. *中国公共卫生*, 31(12), 1655–1657.
- 牛更枫, 郝恩河, 孙晓军, 周宗奎. (2013). 负性生活事件对大学生抑郁的影响: 应对方式的中介作用和性别的调节作用. *中国临床心理学杂志*, 21(6), 1022–1025.
- 桑标, 席居哲. (2005). 家庭生态系统对儿童心理健康发展影响机制的研究. *心理发展与教育*, 21(1), 80–86.
- 汪玲, 谭晖. (2010). 青春期心理行为的危机干预. *中国学校卫生*, 31(8), 897–898.
- 汪向东, 王希林, 马弘. (1999). *心理卫生评定量表手册*. *中国心理卫生杂志*, 13(1), 31–35.
- 王绍瑜, 王华栋. (2008). 中学生父母教养方式与简易应对方式的关系. *中国健康心理学杂志*, 16(11), 1235–1237.
- 王玉龙, 汪瑶, 唐卓, 张曼琪. (2017). 家庭功能与青少年情绪健康的关系: 母子依恋的中介及性别差异. *中国临床心理学杂志*, 25(6), 1160–1163.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是

- 替补. 心理学报, 46(5), 714-726.
- 席居哲, 桑标, 邓赐平. (2004). 儿童心理健康发展的家庭生态系统特点研究. 心理科学, 27(1), 72-76.
- 张茜洋, 冷露, 陈红君, 方晓义, 舒曾, 蔺秀云. (2017). 家庭社会经济地位对流动儿童认知能力的影响: 父母教养方式的中介作用. 心理发展与教育, 33(2), 153-162.
- 张文新, 武建芬. (1999). Olweus 儿童欺负问卷中文版的修订. 心理发展与教育, 15(2), 7-11.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. 心理科学进展, 12(6), 942-950.

The Effect of Family Functioning on Junior Middle School Students' Bullying: A Moderated Mediation Effect

LAI Yanqun¹ LIAN Rong¹ YANG Qi² NIU Gengfeng^{3,4}

(1. School of Psychology, Fujian Normal University, Fuzhou 350108; 2. School of Humanities, Tongji University, Shanghai 200092; 3. School of Psychology, Central China Normal University, Wuhan 430079; 4. Center for Research on Internet Literacy and Behavior, CCNU, Wuhan 430079)

Abstract: To examine the effect of family functioning and parenting style on the mechanism of bullying in junior middle school students, 429 junior high school students were assessed with the Family Cohesion and Adaptability of Scale-Chinese Version, the s-EMBU, and the Olweus Bully Questionnaire. The results showed that family functioning and parental rejection negatively predicted bullying respectively, that parental rejection mediated the relationship between family functioning and bullying, and that the latter half path of the mediating effect of "family function → parental rejection → bullying" was moderated by gender. More specifically, this mediating effect was only observed in male students.

Key words: family functioning; parenting style; bullying; junior middle school students; gender

大学生社会性发展与心理健康的关系: 述情障碍的中介作用及其性别差异*

唐辉一 陈倩 吴俊华

(贵州师范学院教育科学学院, 贵阳 550018)

摘要: 为探究大学生社会性发展水平与心理健康的关系, 同时为提升大学生的心理健康水平提供一定依据, 采用《大学生社会性发展水平评定量表》、《多伦多述情障碍量表》(TAS-20)、《一般健康问卷》(GHQ-12) 对贵州省某高校 390 名大学生进行问卷调查。结果发现: (1) 大学生社会性发展水平能显著预测其心理健康水平; (2) 述情障碍在大学生社会性发展水平与心理健康的关系之间起部分中介作用; (3) 性别在社会性发展水平与心理健康的关系之间起调节作用。因此, 心理健康工作者要注重考虑培养大学生的社会性技能和情绪识别、调控方面的能力, 同时还要考虑性别差异, 注重因材施教。

关键词: 社会性发展; 述情障碍; 性别; 心理健康

分类号: B844

1 引言

随着社会的发展, 社会竞争越来越激烈, 心理健康越来越受到人们的重视 (Asola & Sanderson, 2019; Thomas et al., 2016; 方晓义等, 2018)。心理健康指的是一种幸福的状态, 在这种状态下, 每个人都能意识到自己的潜力, 能够应对正常的生活压力, 能够富有成效地工作, 能够为社会做出贡献 (Shannon et al., 2019; World Health Organization, 2017)。龚玲和张大均 (2015) 的研究进一步指出心理健康的具体指标包括: 积极情绪和消极情绪、自尊、主观幸福感、生活满意度、抑郁、孤独、焦虑等。大学生作为高校高素质人才培养对象, 其心理健康状况对其学校适应、学习、将来的就业等各方面均有一定的影响 (Mandracchia & Pendleton, 2015; 王永和, 2004)。所以, 关注大学生的心理健康状况, 探寻促进大学生心理健康水平的方法一直是高校心理健康工作者最重要的工作之一, 也是国家和社会关注的热点话题之一 (Pedrelli et al., 2015; Sui, 2018; 罗晓路, 2018)。

人是社会性生物, 早期的人类通过群居的方式互相帮助使得种族得以生存 (Applin, 2018; Baumeister et al., 2005; Tayouri, 2015), 如今随着全球化的加深, 人与人之间的联系也越来越密集, 研究者们也越来越关注人际关系、社会互动等社会性因素对人

心理健康的影响 (Ng & Yeo, 2018; 梁社红等, 2017)。社会性是指人在社会生活中通过与他人交往、互动而形成的一些社会性特征, 包括社会认知、社会技能、社会适应性等等 (陈会昌, 1994)。戴斌荣 (2019) 指出, 社会性是心理健康的一个重要维度。研究者在进行社会排斥的相关研究时就发现社会排斥会导致个体出现抑郁、焦虑、孤独等症状, 直接影响个体的心理健康水平 (Bastian et al., 2013; McGraw, 2016)。同时, 对人际关系的研究也指出个体能与他人建立良好和谐的人际关系, 是心理健康的重要标准之一 (Chu, 2017; Thiel, 2018; Zhuang & Qiao, 2018; 廖友国等, 2017)。近年来高校由于同学间矛盾而导致的悲剧时有发生, 如马加爵案、林森案等等 (梁芹生, 2005), 也都与舍友间的人际关系产生矛盾有关。随着研究的深入, 研究者们发现社会性发展水平是影响人际关系的重要因素之一, 个体的社会性发展水平越高, 就越明白与他人相处的方式, 越容易获得良好的人际关系 (Zarei & ali Besharat, 2010; 向松柏, 2017)。因此, 社会性发展水平较高的大学生, 其心理健康状况可能更好, 曹怡等人 (2015) 的研究也发现大学生的社会性发展水平能促进其心理健康水平。然而, 目前国内外关于大学生社会性发展水平对其心理健康影响的直接研究不多, 尤其是社会性发展对心理健康影响的具体过程

* 基金项目: 贵州省教育厅青年科技人才成长项目 (黔教合 KY 字 [2017] 212)。

通讯作者: 吴俊华, E-mail: 17533900@qq.com

是什么,以及影响它们二者关系的因素有哪些的研究更少,因此,探究大学生社会性发展水平与心理健康的关系之间是否存在某些中介变量和调节变量,这对深入了解社会性发展对心理健康的影响模型有一定的理论意义,对大学生的心理健康教育工作也有一定的现实意义。

述情障碍被称之为“情感表达不能障碍”,是指个体不能对情绪信息加工和监管,其最主要的症状表现就是情绪识别和加工困难(Griffin et al., 2016; Taylor, 2000; Velotti et al., 2019)。而情绪的识别、表达与控制是一种社会互动行为(de Guzman et al., 2016),因此必然受到个体的社会性发展水平的影响。刘婷(2010)就指出情绪的识别、表达与调整是个体社会性发展水平的重要组成成分,个体的社会性发展水平越高,其情绪的识别与调控能力越强,王协顺和苏彦捷(2019)也指出个体社会认知受损的表现之一是出现述情障碍,向松柏(2015)的研究更是直接发现了大学生社会性发展水平能显著负向预测其述情障碍水平。因此,大学生的社会性发展状况对其述情障碍水平可能存在一定的影响。同时,述情障碍又会造成个体心理健康水平的下降(Atari & Yaghoubirad, 2016; Zakiei et al., 2017),已有研究指出述情障碍会对情绪感知和调节过程造成损害,这种损害使个体更容易发生惊恐发作、药物滥用、饮食失调和其他疾病,并降低临床疗效(Kealy et al., 2018; Taylor et al., 1999)。而且,述情障碍不仅导致许多心理健康问题的出现,同时还会影响心理健康干预的效果(刁俊荣等, 2002; 王法鑫等, 2006)。而董圣鸿等人(2017)在对述情障碍者的心理健康干预手段研究中还发现,利用社会互动性质的团体辅导方式能有效的提升述情障碍者的心理健康水平,且效果能维持 3 个月以上。因此,社会性发展水平可能会通过述情障碍间接影响心理健康水平。

基于此,本研究的假设 1:

H1: 大学生社会性发展水平能正向预测其心理健康水平,述情障碍在其中起中介作用。

自我扩展模型指出,人类的核心动力之一就是自我扩展,人们具有扩展自己的资源、观念和认同的动机(Aron & Aron, 1986; Lewandowski & Aron, 2002; Lewandowski & Ackerman, 2006)。当自我扩展需要得到满足时,个体会体验到积极情绪,促进其心理健康水平(贾凤翔,石伟,2012)。Gordon 和 Luo (2011)指出自我扩展的满足可以通过两条路径来

实现,即“关系扩展”和“个人扩展”。“关系扩展”是通过发展良好的、有价值的社会关系来实现自我扩展,“个人扩展”则是可以通过自身的努力获取新的物质资源来实现自我扩展。研究表明,女性比男性更具有集体主义特征,更有可能具有互倚和关系型自我,强调与他人的联系和融合,更有可能通过“关系扩展”实现自我扩展的需要;而男性则更多具有个人主义特征,更有可能具有较弱关系性而较强独立性的自我,更有可能通过“个人扩展”来实现自我扩展的需要(Cross & Madson, 1997; Imamoglu & Karakitapoglu-Aygin, 2006; 褚勇杰,刘电芝,2011)。因此,男性更看重自我能力的发展,对人际关系的重要性看得较轻,其社会性发展水平对心理健康的影响作用可能较弱;而女性更看重人际关系的发展,主要靠“关系扩展”来满足自我扩展的需要,其社会性发展水平对心理健康的影响作用可能要比男性强。基于此,本研究的假设 2:

H2: 性别在社会性发展水平与心理健康之间起调节作用,即与男性相比,女性的社会性发展水平对心理健康的影响作用更强。

综上所述,本研究提出大学生心理健康的社会性发展水平影响模型(图 1),即大学生社会性发展水平能正向预测心理健康,述情障碍在二者关系之间起到了中介作用;同时,性别差异在二者关系之间起到了调节作用。

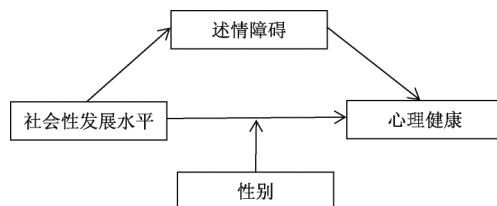


图 1 本研究提出的理论模型图

2 研究方法

2.1 被试

采用整群便利取样的方式,分别抽取贵州省某高校不同年级、不同性别共 390 名大学生作为研究对象进行问卷调查,回收问卷 326 份,其中,回收问卷中有 18 份问卷没有作答完,有两份问卷被试通篇选择第三个选项,经讨论将其剔除,最终,有效问卷为 306 份,有效回收率 78.46%。306 名调查对象的年龄在 18~24 岁之间,其中大一 115 人(37.58%),大二 103 人(33.66%),大三 88 人(28.76%);男 168 人(54.90%),女 138 人(45.10%);城镇生源

26 人(8.50%),农村生源 280 人(91.50%);独生子女 28 人(9.15%),非独生子女 278 人(90.85%)。

2.2 工具

(1)《大学生社会性发展水平评定量表》

该量表是由刘建榕(2012)编制,共 58 道题目,包括认知分量表(1~16 题)、情感分量表(17~38 题)、行为分量表(39~58)题;量表采用 5 级评分:1 表示“完全不符合”,5 表示“完全符合”,分数越高社会性发展水平越好,其中 9、10、22、23、24、26、27、36、37、38、39、40、41、42、55、56、57 题为反向计分。本研究中该量表的内部一致性系数为 0.92。

(2)《多伦多述情障碍量表》(TAS-20)

该量表是由 Bagby 等人(1994)编制,蚁金瑶等人(2003)修订为中文版,量表共 20 道题目,包括难以识别情感(1、3、6、7、9、13、14 题)、难以描述情感(2、4、11、12、17 题)、外向性思维(5、8、10、15、16、18、19、20 题)三个维度;量表采用 5 级评分:1 表示“完全不同意”,5 表示“完全同意”,得分越高表示述情障碍越严重,其中 4、5、10、18、19 题为反向计分。本研究中该量表的内部一致性系数为 0.81。

(3)《一般健康问卷》(GHQ-12)

该问卷是由 Goldberg(1972)编制,肖世富等人(1993)修订为中文版,王建等人(2018)通过检验分析发现此问卷适用于测量中国大学生的心理健康水平。问卷共 12 道题,包括两个维度,积极条目维度(1、3、4、7、8、12 题)和消极条目维度(2、5、6、9、10、11 题),采用 4 级评分,所有题目反向计分,分数越高表示心理健康水平越高。本研究中该问卷的内部一致性系数为 0.82。

2.3 施测程序及数据处理

调查员均受过心理学专业培训,使用统一指导语,以集体施测的方式,当场发放、回收问卷。最后采用 SPSS 17.0 软件对数据进行内部一致性系数检验、探索性因素分析及相关分析和差异检验,采用 Amos 软件对数据进行中介效应检验、Bootstrap 检验、以及多群组路径分析。

2.4 共同方法偏差检验

由于是对同一批被试施测三个调查问卷,且采用自陈式作答方法,因此有可能存在共同方法偏差。根据周浩和龙立荣(2004)的研究建议,选择使用 Harman 单因素检验法,对三个问卷的所有条目进行探索性因素分析,结果表明,抽取特征根大于 1 的公因子数为 23,第一个公因子解释了总变异的

16.33%,小于 40%的临界标准,没有出现“只析出一个因子或某个因子解释率特别大”的情况,因此,测量中不存在严重的共同方法偏差问题。

3 结果

3.1 研究变量的描述性统计分析

计算各变量的均值、标准差,结果如表 1。男大学生的社会性发展水平显著高于女大学生($t = 3.23, p < 0.01$);同时,男大学生的心理健康水平也显著高于女大学生($t = 2.29, p < 0.05$)。男女在述情障碍的得分上不存在显著差异($t = -0.29, p > 0.05$)。

表 1 男生和女生在各变量上的差异

	男生($M \pm SD$)	女生($M \pm SD$)	t	Cohen's d
社会性发展水平	10.77 $\pm$ 1.37	10.29 $\pm$ 1.23	3.23**	0.37
述情障碍	8.35 $\pm$ 1.64	8.40 $\pm$ 1.47	-0.29	—
心理健康水平	6.70 $\pm$ 0.79	6.49 $\pm$ 0.83	2.29*	0.26

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

表 2 呈现了各变量的相关系数。结果显示,大学生社会性发展水平得分与述情障碍得分呈显著负相关($r = -0.33, p < 0.01$),说明大学生社会性发展水平越高,其述情障碍越低;大学生社会性发展水平得分与心理健康得分呈显著正相关($r = 0.49, p < 0.01$),说明大学生社会性发展水平越高,其心理健康水平越高;大学生述情障碍得分与心理健康得分呈显著负相关($r = -0.40, p < 0.01$),说明大学生述情障碍越高,其心理健康水平越低。这些结果为进一步检验有调节的中介效应提供了依据。

表 2 研究变量的平均数、标准差和相关系数

变量	M	SD	1	2	3	4
1 性别	0.55	0.50	—			
2 社会性发展水平	10.55	1.33	0.18**	—		
3 述情障碍	8.37	1.56	-0.02	-0.33**	—	
4 心理健康	6.60	0.82	0.13*	0.49**	-0.40**	—

3.2 述情障碍的中介效应检验

采用结构方程模型考察大学生述情障碍在社会性发展水平与心理健康之间的中介作用。其中大学生社会性发展水平作为外因潜变量,述情障碍和心理健康水平作为内因潜变量。社会性发展水平作为外因潜变量包括认知分维度(a_1)、情感分维度(a_2)、行为分维度(a_3);述情障碍作为内因潜变量包括难以识别情感分维度(b_1)、难以描述情感分维度(b_2)、外向性思维分维度(b_3);心理健康水平作为内因潜变量包括积极条目维度(c_1)和消极条目

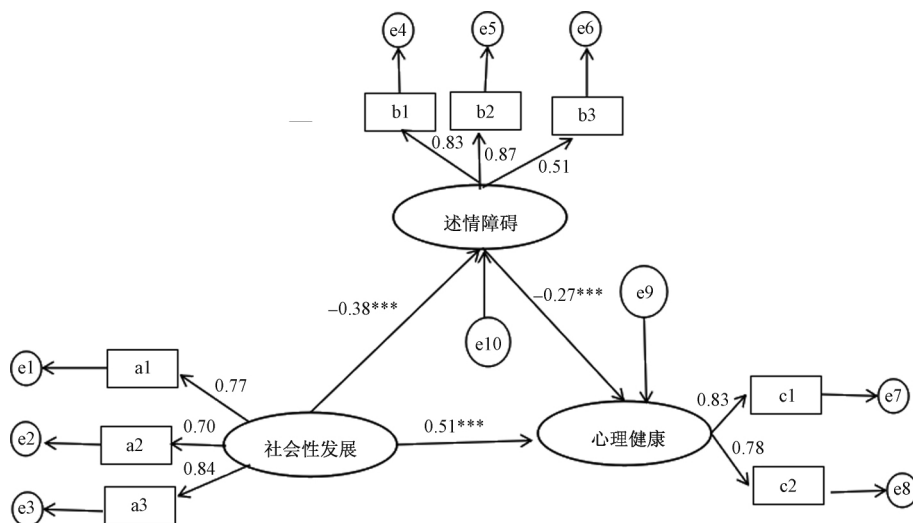


图2 述情障碍的中介作用

维度(c2)。结果显示,模型各拟合指数均符合测量学标准($\chi^2/df = 3.02$, GFI = 0.96, CFI = 0.96, NFI = 0.95, IFI = 0.96, TLI = 0.94, RMSEA = 0.08),各路径系数如图2所示。采用 Bootstrap 方法重复抽样5000次进行中介效应检验及置信区间估计,结果表明,社会性发展水平对心理健康的总效应显著,95% CI = [0.40, 0.74],社会性发展水平通过述情障碍对心理健康影响中介效应显著,95% CI = [0.05, 0.16],同时,社会性发展水平对心理健康的直接效应也显著,95% CI = [0.29, 0.65],因此述情障碍在大学生社会性发展水平与心理健康之间起部分中介效应。

3.3 述情障碍中介效应的性别差异检验

参照温忠麟等人提出的多群组路径分析方法对结构方程模型进行性别差异的多群组路径分析(温忠麟等,2005;易梅等,2019;张亚利等,2019;许宏晨,2010)。首先,分别检验男生和女生的中介效应模型,结果发现,男大学生的模型各项拟合指数为: $\chi^2/df = 2.34$, GFI = 0.95, CFI = 0.96, NFI = 0.93, IFI = 0.96, TLI = 0.93, RMSEA = 0.09;女大学生的模型各项拟合指数为: $\chi^2/df = 1.39$, GFI = 0.96, CFI = 0.98, NFI = 0.95, IFI = 0.99, TLI = 0.97, RMSEA = 0.05;总体来说,各项指标均处于可接受范围,可以进行多群组路径分析。

表3 中介模型两组等值性拟合指数

Model	χ^2	df	χ^2/df	GFI	CFI	NFI	IFI	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
M1	63.33	34	1.86	0.95	0.97	0.94	0.97	0.95	0.05	
M2	65.02	39	1.67	0.95	0.97	0.94	0.97	0.96	0.05	1.69(5)
M3	84.83	42	2.02	0.94	0.96	0.92	0.96	0.94	0.06	19.81(3)
M4	85.28	43	1.98	0.94	0.96	0.91	0.96	0.94	0.06	0.45(1)
M5	88.44	45	1.97	0.94	0.95	0.91	0.95	0.94	0.06	3.16(2)

注: M1 为未经任何限定的模型, M2 为限定测量权重后的模型, M3 为限定结构权重后的模型, M4 为限定结构协方差后的模型, M5 为限定结构残差后的模型。

在此基础上设定结构方程等值模型,各模型的拟合结果如表3所示,结果发现, M1 和 M2 之间的 $\Delta\chi^2/df = 0.34$, $p > 0.05$; M3 和 M4 之间的 $\Delta\chi^2/df = 0.45$, $p > 0.05$; M4 和 M5 之间的 $\Delta\chi^2/df = 1.58$, $p > 0.05$;但 M2 和 M3 之间的 $\Delta\chi^2/df = 6.60$, $p < 0.001$,说明限定结构权重后的模型的 $\Delta\chi^2$ 存在显著差异,即模型在男女生之间存在显著差异。

进一步分析表明,男生和女生仅在社会性发展水平到心理健康这条路径上存在显著差异,路径系数分别为 0.30($p < 0.01$)和 0.75($p < 0.001$),参数

间差异的临界比值(c. r. 值)为 3.60,其绝对值大于 2.58,说明性别差异在社会性发展水平到心理健康这条路径上起调节作用(表4)

表4 中介模型在男生和女生之间的路径系数差异比较

途径	男生(β)	女生(β)	临界比值(c. r. 值)
社会性发展→述情障碍	-0.45***	-0.30**	1.17
述情障碍→心理健康	-0.34***	-0.23**	0.41
社会性发展→心理健康	0.30**	0.75***	3.60

为了进一步探讨交互效应的实质,依据 Dearing 和 Hamilton(2006)提出的方法,进行简单斜率检验。

分别取性别为1和0(1=男,0=女),绘制交互作用效应图(图3),图中直线的斜率反应了大学生社会性发展水平对心理健康的影响大小。简单斜率检验表明,女大学生会随着社会性发展水平得分的增加,其心理健康得分表现出显著的上升趋势($\beta = 0.43$, $p < 0.001$);男大学生随着社会性发展水平得分的增加,其心理健康得分同样表现出显著的上升趋势($\beta = 0.21$, $p < 0.001$);然而与男大学生相比,女大学生的社会性发展水平对其心理健康具有更高的预测效应。

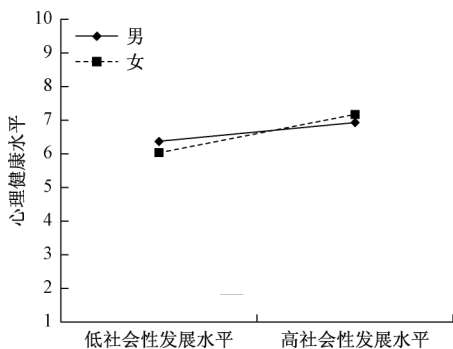


图3 性别在大学生社会性发展水平与心理健康之间的调节效应

4 讨论

4.1 性别在大学生社会性发展水平与心理健康水平上的差异

研究发现,男生的社会性发展水平得分显著高于女生,这与前人的研究结果相一致(连榕,刘建榕,2014;王滔等,2003),这可能与性别角色差异有关,中国的传统文化是“男主外、女主内”,男性更多关注外在世界、独立性强、期望获得事业上的成功,而女性则更多关注内心世界、具备较强的依赖性、成就动机弱于男性(谌红桃,高晓琴,2010),这使得男性可能会扩展自己的交际面、提升人脉,以期获得事业上的成功,因此男生的社会性发展水平比女生要好。但是,男性和女性对人际关系的看法却不一致,熊瑞梅(2001)将社交网络分为情感性网络和工具性网络,认为男性的社交网络主要是工具性网络,社交的目的主要是为了工作和事业,因此其与同事之间的联系较多;而女性的社交网络则是情感性网络,社交的主要目的是获得情感上的满足,因此与亲属联系较多。男性在社会交往时更多看重朋友的数量,交际圈子大,但感情色彩较淡;而女性则更多看重朋友的质量,交际圈子小,但感情色彩浓(全国13所高等院校《社会心理学》编写组,2016)。薛黎明

(2014)通过实证调查也发现大部分女学生在遭受宿舍内社会排斥后,更倾向于与室友重建人际关系。因此,女性可能更看重一段人际关系,社会关系对女大学生心理健康的影响也可能要比男大学生的影响更大,这一推断在接下来的调节效应分析中也得到了一定的验证。同时,研究结果发现男大学生的心理健康水平比女大学生要好,这也与前人的研究结果相一致(赵虎等,2001),较高的社会性发展水平可能是影响因素之一,这一推断在接下来的中介效应分析中也得到了一定的验证。

4.2 大学生社会性发展水平对心理健康水平的影响作用

人是社会性生物,人在与他人的互动中保存和发展自己,Maslow(1943)的需要层次理论指出人有交往的需求,Williams(1997)的研究也指出人们有建立和维持和谐、亲密、稳定的社会联系、寻求社会接纳和归属感的需求。因此人际关系的好坏对个体的心理健康有着很直接的影响(刘华山,2001),而社会性发展水平又直接影响着人的社交能力和社交结果,本研究通过问卷调查的方式也直接发现了这一结果,大学生的社会性发展水平能直接预测其心理健康水平,具体的结果就是大学生社会性发展水平越高,其心理越健康。我们如今过多强调孩子的身体健康、智商高、成绩好,但是心理健康、情商教育及人际关系等方面的教育也不容忽视。因此,在将来的高校教育中应该要进一步重视学生的心理健康教育,着重提升其社会性发展水平,提升学生的社会交往能力、改善其人际关系,从而维护其心理健康。

4.3 述情障碍在大学生社会性发展水平与心理健康之间的中介效应

本研究还进一步从述情障碍的角度,探究了述情障碍在大学生社会性发展水平与心理健康关系之间的中介作用,结果发现,述情障碍在其中起部分中介作用。具体结果是大学生社会性发展水平越高,其述情障碍越低,从而在一定程度上提升了其心理健康水平。述情障碍的重要表现之一就是情绪的识别与控制,这类似于人们常说的察言观色,在与他人的交往中,必须要能识别他人情绪、同时还要能控制自身情绪(王薇,2012)。范春林(2015)在其“社会性——情绪学习”理论研究中指出,情绪的识别、表达、控制是社会性的一部分,“社会性——情绪学习”有助于预防学生的问题行为,促进学生的心理健康。因此,在对大学生的社会性发展和心理健康

教育课程中,可以加入一定的情绪识别和调控方面的课程,这样更有助于提升其人际交往能力,促进其心理健康水平。

4.4 性别差异在大学生社会性发展水平与心理健康之间的调节效应

男女生在很多地方存在着差异,本研究从性别差异的角度,探究了男女生在社会性发展水平与心理健康之间的调节作用。“需求——威胁模型”指出,遭遇社会排斥后,男性个体的效能需求(体现人们建立和维持积极的自我能力认知的需求,是更为内化和独立的对个体效能、竞争力、自主性等属性的积极追求)受到更大的威胁,因此会更多关注自己,提升自我实力来增强自我效能感;而女性个体的关系需求(体现人们建立和维持和谐、亲密、稳定的社会联系的需求,旨在寻求社会接纳和归属感,是与他人紧密联系在一起的需求)受到更大的威胁,因此会更多关注他人,通过与他人建立新的社会关系来满足其关系需求(Williams, 2007; 王紫薇, 涂平, 2014)。因此,女生比男生更在乎人际需求和人际关系,本研究也发现了性别差异在大学生社会性发展水平与心理健康关系之间的调节作用,与男生相比,社会性发展水平更能显著提升女大学生的心理健康水平。在将来的心理健康工作中,必须要做到因材施教,考虑学生的性别差异,针对不同的学生,制定出最合适他们的心理健康教育方案。

4.5 研究局限与展望

本研究考察了大学生社会性发展水平与心理健康的关系,以及述情障碍的中介作用和性别的调节作用,这对了解影响大学生心理健康的因素及调节心理健康水平的方法有一定的积极意义。然而,本研究也存在一定的不足之处,未来的研究可以进一步完善。第一,本研究采用的是横断研究,无法确定变量之间的因果关系,将来的研究可以进一步采用纵向研究或者实验研究探究其因果关系;第二,本研究采用问卷的手段调查变量之间的关系,不够具体深入,将来的研究可以结合访谈法来深入探究社会性发展水平与心理健康的关系,以及男女生的性别差异;第三,本研究只选取了贵州省其中一所高校近 400 名学生作为调查对象,样本量偏低,城乡分布也较不均匀,将来的研究应该进一步选取不同省份不同高校的大学生进行调查分析,提高研究的外部效度;第四,在大学生社会性发展水平对心理健康的影响机制中,除述情障碍外,是否还存在其它的中介或调节机制,同样亟待未来研究的补充。

5 结论

(1) 大学生社会性发展水平能显著预测心理健康水平,其社会性发展水平越高,其心理健康水平越高。

(2) 述情障碍在大学生社会性发展水平与心理健康水平之间起部分中介作用。

(3) 男女生性别差异在大学生社会性发展水平与心理健康水平之间起调节作用。

参考文献:

- Applin, S. (2018). They sow, they reap: How humans are becoming algorithm chow. *IEEE Consumer Electronics Magazine*, 7(2), 101 - 102.
- Aron, A., & Aron, E. N. (1986). *Love and the expansion of self: Understanding attraction and satisfaction*. Washington, DC: Hemisphere.
- Asola, E., & Sanderson, S. (2019). Optimizing the physical and mental health of young children with and without exceptionalities. In F. E. Obiakor, T. Banks, J. Graves, & A. F. Rotatori (Eds.). *Educating Young Children With and Without Exceptionalities: New Perspectives* (pp. 105 - 118). Charlotte, NC: Information Age Publishing.
- Atari, M., & Yaghoubirad, M. (2016). The Big Five personality dimensions and mental health: The mediating role of alexithymia. *Asian Journal of Psychiatry*, 24, 59 - 64.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale - I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38(1), 23 - 32.
- Bastian, B., Jetten, J., Chen, H., Radke, H. R., Harding, J. F., & Fasoli, F. (2013). Losing our humanity: The self-dehumanizing consequences of social ostracism. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(2), 156 - 169.
- Baumeister, R. F., DeWall, C. N., Ciarocco, N. J., & Twenge, J. M. (2005). Social exclusion impairs self-regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(4), 589 - 604.
- Chu, L. C. (2017). Impact of providing compassion on job performance and mental health: The moderating effect of interpersonal relationship quality. *Journal of Nursing Scholarship*, 49(4), 456 - 465.
- Cross, S. E., & Madson, L. (1997). Models of the self: self-construals and gender. *Psychological Bulletin*, 122(1), 5 - 37.
- Dearing, E., & Hamilton, L. C. (2006). Contemporary advances and classic advice for analyzing mediating and moderating variables. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 71(3), 88 - 104.
- de Guzman, M., Bird, G., Banissy, M. J., & Catmur, C. (2016). Self-other control processes in social cognition: From imitation to empathy. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 371(1686), 20150079. <http://doi.org/10.1098/rstb.2015.0079>
- Goldberg, D. P. (1972). *The detection of psychiatric illness by questionnaire*. Oxford: Oxford University Press.
- Griffin, C., Lombardo, M. V., & Auyeung, B. (2016). Alexithymia in

- children with and without autism spectrum disorders. *Autism Research*, 9(7), 773 – 780.
- Gordon, C. L., & Luo, S. (2011). The Personal Expansion Questionnaire: Measuring one's tendency to expand through novelty and augmentation. *Personality and Individual Differences*, 51(2), 89 – 94.
- Imamoglu, E. O., & Karakitapoglu – Aygün, Z. (2006). Actual, ideal, and expected relatedness with parents across and within cultures. *European Journal of Social Psychology*, 36(5), 721 – 745.
- Kealy, D., Ogrodniczuk, J. S., Rice, S. M., & Oliffe, J. L. (2018). Alexithymia, suicidal ideation and health – risk behaviours: a survey of Canadian men. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 22(1), 77 – 79.
- Lewandowski, G. W., JR., & Ackerman, R. A. (2006). Something's missing: Need fulfillment and self – expansion as predictors of susceptibility to infidelity. *The Journal of Social Psychology*, 146(4), 389 – 403.
- Lewandowski, G. W., JR., & Aron, A. (2002). The self – expansion scale: Construction and validation. In *third annual meeting of the Society of Personality and Social Psychology*, Savannah, GA.
- Mandracchia, J. T., & Pendleton, S. (2015). Understanding college students' problems: Dysfunctional thinking, mental health, and maladaptive behavior. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 17(2), 226 – 242.
- Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. *Psychological Review*, 50(4), 370 – 396.
- McGraw, K. (2016). Gender differences among military combatants: does social support, ostracism, and pain perception influence psychological health? *Military Medicine*, 181(1), 80 – 85.
- Ng, C. Y., & Yeo, K. J. (2018). Underlying Concepts and Causal Factors Associated with Mental Health Among Elementary School Students. *Advanced Science Letters*, 24(6), 4144 – 4147.
- Pedrelli, P., Nyer, M., Yeung, A., Zulauf, C., & Wilens, T. (2015). College students: mental health problems and treatment considerations. *Academic Psychiatry*, 39(5), 503 – 511.
- Shannon, S., Breslin, G., Haughey, T., Sarju, N., Neill, D., Lawlor, M., & Leavey, G. (2019). Predicting Student – Athlete and Non – Athletes' Intentions to Self – Manage Mental Health: Testing an Integrated Behaviour Change Model. *Mental Health & Prevention*, 13, 92 – 99.
- Sui, X. (2018). Research on Influencing Factors of College Students' Mental Health. In *2018 8th International Conference on Management, Education and Information (MEICI 2018)*. Atlantis Press.
- Taylor, G. J. (2000). Recent developments in alexithymia theory and research. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 45(2), 134 – 142.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. (1999). *Disorders of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness*. Cambridge University Press.
- Tayouri, D. (2015). The human factor in the social media security – combining education and technology to reduce social engineering risks and damages. *Procedia Manufacturing*, 3, 1096 – 1100.
- Thiel, B. (2018). Peer activities may improve college students' mental health behaviors. *Infectious Diseases in Children*, 31(9), 6.
- Thomas, S., Jenkins, R., Burch, T., Nasir, L. C., Fisher, B., Giotaki, G., ... Wright, F. (2016). Promoting mental health and preventing mental illness in general practice. *London Journal of Primary Care*, 8(1), 3 – 9.
- Velotti, P., Garofalo, C., Dimaggio, G., & Fonagy, P. (2019). Mindfulness, Alexithymia, and Empathy Moderate Relations Between Trait Aggression and Antisocial Personality Disorder Traits. *Mindfulness*, 10(6), 1082 – 1090.
- Williams, K. D. (1997). Social ostracism. In R. M. Kowalski (Ed.), *Aversive interpersonal behaviors* (pp. 133 – 170). New York: Plenum Press.
- Williams, K. D. (2007). Ostracism. *Annual Review of Psychology*, 58, 425 – 452.
- World Health Organization. (2017). *Depression and other common mental disorders: global health estimates*. Geneva: World Health Organization.
- Zakiei, A., Ghasemi, S. R., Gilan, N. R., Reshadat, S., Sharifi, K., & Mohammadi, O. (2017). Mediator role of experiential avoidance in relationship of perceived stress and alexithymia with mental health. *EMHJ – Eastern Mediterranean Health Journal*, 23(5), 335 – 341.
- Zarei, J., & ali Besharat, M. (2010). Alexithymia and interpersonal problems. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 5, 619 – 622.
- Zhuang, Z. Y., & Qiao, W. (2018). A Study on College Students' Psychology of Revenge and Interpersonal Forgiveness and the Relationship with Health Education. *EURASIA Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 14(6), 2487 – 2492.
- 曹怡, 李伟强, 张颖. (2015). 大学生社会性发展, 社会支持与主观幸福感的关系. *中国健康心理学杂志*, 23(1), 109 – 112.
- 陈会昌. (1994). 儿童社会性发展量表的编制与常模制订. *心理发展与教育*, 10(4), 52 – 63.
- 褚勇杰, 刘电芝. (2011). 记忆自我参照效应的多视角研究进展. *宁夏大学学报(人文社会科学版)*, 33(4), 155 – 159.
- 戴斌荣. (2019). 农村儿童社会适应问卷的编制. *心理与行为研究*, 17(4), 504 – 511.
- 刁俊荣, 范玉霞, 杨莹, 信先凤, 董学丽. (2002). 述情障碍与心理健康状况的相关性分析. *山东精神医学*, 15(1), 6 – 7.
- 董圣鸿, 鞠芊芊, 邱甜甜, 丰硕. (2017). 不同类型述情障碍的团体辅导干预效果. *中国临床心理学杂志*, 25(2), 304 – 309.
- 范春林. (2015). 社会性 – 情绪学习的研究及其对我国基础教育的启示. *教育研究*, (9), 138 – 145.
- 方晓义, 袁晓娇, 胡伟, 邓林园, 蔺秀云. (2018). 中国大学生心理健康筛查量表的编制. *心理与行为研究*, 16(1), 111 – 118.
- 龚玲, 张大均. (2015). 压力、自我复杂性与心理健康的关系——基于六个月的追踪. *西南大学学报(社会科学版)*, 41(3), 101 – 108.
- 贾凤翔, 石伟. (2012). 自我扩张模型的研究述评. *心理科学进展*, 20(1), 137 – 148.
- 连榕, 刘建榕. (2014). 福州市大学生社会性发展迟滞的现状 & 行为实验研究. *中国特殊教育*, (9), 90 – 96.
- 梁芹生. (2005). 从“马加爵事件”透视学校心理健康教育. *中国学校卫生*, 26(4), 313 – 314.
- 梁社红, 刘晔, 时勤. (2017). 基于安全心智培训的抗逆力干预研究. *心理与行为研究*, 15(6), 833 – 838.

- 廖友国,何伟,吴真真. (2017). 中国大学生心理健康影响因素的元分析. *扬州大学学报(高教研究版)*, 21(5), 41-46.
- 刘华山. (2001). 心理健康概念与标准的再认识. *心理科学*, 24(4), 480-481.
- 刘建榕. (2012). 大学生社会性发展迟滞的探索研究(博士学位论文). 福建师范大学,福州.
- 刘婷. (2010). 情绪主题绘本促进幼儿情绪能力发展的行动研究(硕士学位论文). 西南大学,重庆.
- 罗晓路. (2018). 大学生心理健康教育的现状与对策. *教育研究*, (1), 112-118.
- 全国 13 所高等院校《社会心理学》编写组. (2016). *社会心理学(第五版)*. 天津: 南开大学出版社.
- 谌红桃,高晓琴. (2010). 大学生人生观、价值观性别差异调查及其原因探析. *中国电力教育*, (15), 134-136.
- 王法鑫,曹金玲,孙艳. (2006). 大学新生述情障碍与心理健康的关系探讨. *中国健康心理学杂志*, 14(1), 106-107.
- 王建,刘洁,黄梅,陈维. (2018). 一般健康问卷(GHQ-12)的修订: 基于项目表述效应的信效度分析. 第二十一届全国心理学学术会议摘要集(pp. 1030-1031). 中国心理学会.
- 王滔,张大均,陈建文. (2003). 当代大学生心理素质发展特点研究. *心理科学*, 26(5), 847-850.
- 王薇. (2012). 手机成瘾大学生的人际交往问题(硕士学位论文). 浙江师范大学,金华.
- 王协顺,苏彦捷. (2019). 从动作模仿到社会认知: 自我-他人控制的作用. *心理科学进展*, 27(4), 636-645.
- 王永和. (2004). 谈大学生心理健康的重要性. *中国高教研究*, (4), 74-75.
- 王紫薇,涂平. (2014). 社会排斥情境下自我关注变化的性别差异. *心理学报*, 46(11), 1782-1792.
- 温忠麟,侯杰泰,张雷. (2005). 调节效应与中介效应的比较和应用. *心理学报*, 37(2), 268-274.
- 向松柏. (2015). 大学生社会性发展水平与述情障碍的关系. *六盘水师范学院学报*, 27(5), 64-67.
- 向松柏. (2017). 社会性发展迟滞大学生人际交往不良的社会认知特点及干预——基于 Dodge 的社会信息加工模型. *乐山师范学院学报*, 32(4), 113-117.
- 肖世富,毕华,卜锦炎,严和骏. (1993). 一般健康问卷的信度和效度研究. *上海精神医学*, 5(3), 185-187.
- 熊瑞梅. (2001). 性别、个人网络与社会资本. 见边燕杰,涂肇庆,苏耀昌(编),*华人社会的调查研究-方法与发现*(pp. 179-216). 香港: 牛津大学出版社.
- 许宏晨. (2010). 结构方程模型多组分析在应用语言学研究中的运用——Amos 17.0 实例演示. *中国外语教育*, 3(1), 59-67.
- 薛黎明. (2014). 宿舍内社会排斥对女大学生社交自尊、内隐自尊的影响及干预研究(硕士学位论文). 沈阳师范大学.
- 蚁金瑶,姚树桥,朱熊兆. (2003). TAS-20 中文版的信度、效度分析. *中国心理卫生杂志*, 17(11), 763-767.
- 易梅,田园,明桦,黄四林,辛自强. (2019). 公正世界信念与大学生社会责任感的关系: 人际信任的解释作用及其性别差异. *心理发展与教育*, 35(3), 282-287.
- 张亚利,李森,俞国良. (2019). 大学生无聊倾向与认知失败的关系: 手机成瘾倾向的中介作用及其在独生与非独生群体间的差异. *心理发展与教育*, 35(3), 344-351.
- 赵虎,刘少文,张强,丘东友,郭沈昌,王永华,杨凤霞. (2001). 大学生身心健康水平及其相关因素的四年追踪观察. *中国临床心理学杂志*, 9(1), 28-30.
- 周浩,龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942-950.

The Relationship between College Student's Social Development Level and Mental Health: The Mediating Role of Alexithymia and the Gender Difference

TANG Huiyi CHEN Qian WU Junhua

(School of Educational Science, Guizhou Education University, Guiyang 550018)

Abstract: To explore the relationship between social development level and mental health of college students, and to provide basis for improving the mental health level of college students, a questionnaire survey is conducted among 390 the college students by using Social development rating scale for college students, Toronto alexithymia scale (TAS-20) and General health questionnaire (GHQ-12). Results showed that: (1) Social development level of college students can significantly predict mental health; (2) Alexithymia partial mediation the effect of social development level on mental health; (3) Gender moderation the effect of social development level on mental health. Mental health workers should pay attention to the training of college students' social skills and ability of emotion recognition and regulation, as well as gender differences.

Key words: social development; alexithymia; gender; mental health

变革型领导对教师职业倦怠的影响： 社会情感能力和幸福感的链式中介作用^{*}

田瑾 毛亚庆 熊华夏

(北京师范大学教育学部, 北京 100875)

摘要: 为了探讨变革型领导、教师社会情感能力、教师幸福感和教师职业倦怠之间的关系, 研究采用变革型领导量表、社会情感能力量表、幸福感量表和职业倦怠量表对北京 791 名教师进行调查。结果显示: (1) 变革型领导与教师职业倦怠显著负相关; (2) 教师社会情感能力在变革型领导和教师职业倦怠之间起独立中介作用; (3) 教师幸福感在变革型领导和教师职业倦怠之间起独立中介作用; (4) 教师社会情感能力和教师幸福感在变革型领导和教师职业倦怠间起链式中介作用。变革型领导不仅是直接预测教师职业倦怠的重要外部环境因素, 而且变革型领导还能通过教师社会情感能力和教师幸福感这两个内部因素的中介作用间接预测教师职业倦怠。

关键词: 变革型领导; 职业倦怠; 社会情感能力; 幸福感

分类号: B844

1 引言

教师职业倦怠 (job burnout) 是指教师群体长期肩负工作压力所产生的一种由情绪衰竭、非人性和低成就感三个维度构成的疲劳综合症, 其中情绪衰竭指个体在极大压力下, 情绪和情感处于极度疲劳的状态; 非人性化指个体对待学生消极、麻木不仁的态度; 低成就感指个体对自我的低价值和意义评估 (陈琦, 刘儒德, 2007; 伍新春等, 2003)。职业倦怠已经成为当前世界普遍存在的健康问题 (Lheureux et al., 2016; Maslach & Leiter, 2016), 尤其容易出现在助人职业中 (Maslach et al., 2001), 教师作为一种特殊的助人职业, 其职业倦怠问题不容小觑 (Koustelios & Tsigilis, 2005), 不仅对教师自身心理健康与学生发展产生不利影响, 还会导致教师离职 (石中英, 2020)。我国教师职业倦怠现状不容乐观, 在一项纵向研究发现, 我国近十年来的教师职业倦怠现象没有得到缓解, 反而变得更加严峻, 探索教师职业倦怠的产生原因和解决路径成为当前社会各界关注的焦点话题 (蔡永红, 朱爱学, 2013; 伍新春等, 2019)。国外学者研究发现, 职业倦怠受到内部的个体因素及外部的环境 (组织) 和工作相关因素

的影响 (Iancu et al., 2017; Portoghese et al., 2014)。我国学者也多将影响教师职业倦怠的因素分为个体内部因素和外部环境因素 (蔡永红等, 2013; 胡洪强等, 2015; 伍新春等, 2019), 个体内部因素包括性别、性格、信仰、年龄、婚姻状况、幸福感和情绪智力等; 外部组织环境因素包括教师经济收入、职业晋升机会、组织氛围、领导风格等。

变革型领导 (transformational leadership) 可能是影响和缓解教师职业倦怠的重要外部环境因素。变革型领导最早由 Downton 在 1973 年提出, Burns 于 1978 年借助马斯洛的需要层次理论, 在《领袖论》中将其作为重要的领导理论进行阐述, 后来由 Bass (1995) 对变革型领导进一步概念化, 提出变革型领导的四维结构: 领导魅力 (idealized influence)、感召力 (inspirational motivation)、智力激发 (intellectual stimulation) 和个性化关怀 (individualized consideration)。领导魅力是指能使他人产生信任、崇拜和追随的能力; 感召力是指领导者向下属表达对他们的高期望值, 激励他们加入团队, 并成为团队中共享梦想的一分子; 智力激发是指鼓励下属创新, 挑战自我, 包括向下属灌输新观念, 启发下属发表新见解和使用新方法; 个性化关怀是指关心每一个下属, 重视

^{*} 基金项目: 国家自然科学基金项目“学生社会情感能力发展的学校管理综合变革研究”(71774017); 北京市教育科学“十三五”规划优先关注课题“北京市学生社会情绪能力发展策略研究”(BEEA17035)的阶段性成果。

通讯作者: 毛亚庆, Email: maoyaqing@bnu.edu.cn

个人的需要、能力和愿望。研究发现,领导行为、人际关系等外在因素对职业倦怠的作用不可小觑(甘怡群等,2006)。变革型领导作为面向未来的一种领导方式,通过支持员工创新、个人发展和社会关系,让他们建立自信、获得灵感、创造力和内在动力,被越来越多的学者认为是影响员工工作状态的重要因素(Harbi et al., 2019)。研究发现,变革型领导对组织的可持续发展能力有着显著影响,组织持续发展的动力来自于组织成员对工作的热情投入(Amin et al., 2019)。在学校中,校长变革型领导水平越高,教师感受到来自组织的支持感越强烈,职业倦怠越能得到缓解(杨彩华,2017)。不过,校长变革型领导是如何缓解教师职业倦怠,其内在影响机制的“黑箱”还缺少实证研究。

社会情感能力(social emotional competence)可能是变革型领导与职业倦怠间的中介变量。首先,变革型领导可能是促进教师社会情感能力发展的前因变量。从变革型领导的作用效果分析,变革型领导能够促进教师社会情感能力某些方面的发展,已有的研究发现变革型领导能够影响追随者的积极情感,比如自信心(Walker, 2006),变革型领导能够通过情感交流来引导组织成员维持积极的心态,并支持他们产生乐观的情绪(Ashkanasy & Tse, 2010),而社会情感能力较好的教师具有乐观自信、情绪积极稳定的特点(毛亚庆,2018)。从社会情感能力的培养路径分析,积极的学校氛围是社会情感能力发展的环境基础(Durlak et al., 2015; 毛亚庆,2018),而变革型领导强调领导者为下属提供价值观和愿景,与组织成员建立起正向积极的互动关系,关注员工需求,为员工的发展提供支持,促进个体积极心理能力和心理环境的建构,形成积极的组织氛围(隋杨等, 2012),从而促进社会情感能力提升;其次,社会情感能力以情绪智力(emotional intelligence)为基础,可能是职业倦怠的前因变量。情绪智力理论创始人梅耶(Mayer)和萨洛维(Salovey)将情绪智力定义为:精确地知觉、评估和表达情绪的能力,利用情感促进思维的能力,理解情绪和情绪知识的能力,调节与管理情绪,以促进情绪和智力发展的能力(Salovey & Mayer, 1990)。情绪智力与职业倦怠显著负相关(Cofer et al., 2018),情绪智力较高的教师能够在情绪事件中更好地接收健康信息,这些健康信息可帮助他们应对压力,由此降低倦怠的可能性(李明蔚等,2019)。已有研究表明,职业倦怠的本质是一种情绪疲惫(Taris et al., 2006),个体从事

的工作如果以人为工作对象,将更容易产生“职业倦怠”(Brotheridge & Grandey, 2002),个体可以通过强化或弱化某些情感体验来调节自我,从而有效地降低工作中的倦怠感(Wong & Law, 2002)。社会情感能力是一种积极的情绪认知和管理能力,有助于教师感知到更多的社会支持、自信心和自尊心,它很有可能是改善和缓解教师职业倦怠的个体内部因素

教师幸福感(well-being)可能是变革型领导和职业倦怠之间的中介变量。首先,变革型领导可能是教师幸福感的前因变量。有研究者基于诺丁斯(Noddings)的关怀理论(Care Theory)研究教师的幸福感,认为学校应该尊重每一个教师,关心教师的需求,并引导教师关心自己,这样才能改善教师幸福感(Robin, 2012),而满足教师需求是提高教师幸福感的重要方式(Bermejo et al., 2013)。变革型领导作为一种道德领导(张新平, 2008),强调将道德追求作为日常管理的根基和前提,致力于满足追随者的欲望、需要和其他动机,是激发和运用高层次需求的领导行为,有助于满足教师的内在需求,从而提高教师幸福感。变革型领导还属于关系领导(张新平, 2008),强调领导者和追随者是一种共生关系,属于互动互惠的集体行为。有研究者在系统考察我国中小学教师幸福感现状之后提出“专业理念与师德、社会关系”是教师幸福感元素中最靠前的两个元素(姚茹, 2019),其中社会关系最主要的是处理好与领导者、同事、学生和家長之间的关系,学校系统中最主要的领导者是校长,能够建构支持性人际关系的学校教师幸福感较高(Ross & Romer, 2012);其次,幸福感可能是预测教师职业倦怠的另外一种个体内部因素。有研究者认为,幸福感是评价者根据自定的标准对其生活质量的整体性评估,包括工作状况的认知评价和情感体验两个成分,其中情感体验主要是指积极情绪或消极情绪体验(Diener, 2000; Diener et al., 2003)。根据积极情绪拓展-建构理论(Broadened-Build Theory of Positive Emotions),“积极情绪体验不但反映个体的幸福,而且有利于个体的成长和发展,对个体的思维-行动范畴产生正向的价值(Fredrickson et al., 2019)。”职业倦怠反映了工作情绪体验的消极方面,积极或消极的情绪体验与对工作满意度的认知评价共同构成了主观幸福感的要素(Diener, 2000),还有研究者指出教师幸福感关乎教师群体的职业生活质量,如果教师职业生活质量长期得不到保障,教师就会失去工作积极性,产生职业倦怠(曹俊军, 2006)。已有

研究发现,幸福感与职业倦怠呈显著负相关(杨玲等,2015),教师幸福感有利于缓解和消除教师身心耗竭状态(李丽敏,2009)。

此外,社会情感能力可能是教师幸福感的前因变量。教师群体的职业倦怠的形成本质上是消极情绪的累积,根据塞利格曼提出的幸福感理论 PERMA 模式包含 5 个幸福感的组成要素:积极的情绪、投入、关系、意义和成就,其中积极的情绪是影响个体幸福感的重要一环,社会情感能力以情绪智力为基础,较好的社会情感能力有助于教师及时调整自己的消极情绪,保持良好的心理状态,从而有助于幸福感提升。国外研究发现,教师在参与社会情感学习(social emotional learning)项目培养学生社会情感能力的同时,自身也受到社会情感学习的影响,获得了社会情感的支持,从而感到更少的沮丧,对工作能够更加满意,有更高的幸福感(Zinsser & Christensen, 2016)。

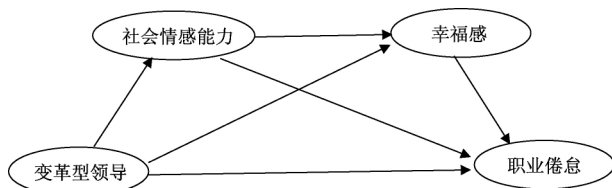


图1 变革型领导与教师职业倦怠间的假设模型

综上所述,校长变革型领导可能通过教师社会情感能力和教师幸福感的链式中介作用来间接预测教师职业倦怠。为了进一步理清和验证这四者之间的关系,本研究在已有研究的基础上,将变革型领导作为外部因素,社会情感能力和主观幸福感作为内在因素,尝试从外部环境因素预测个体内部因素并进而预测教师职业倦怠的角度,将四者统合起来,并提出如下假设: H_1 : 变革型领导与职业倦怠显著负相关; H_2 : 社会情感能力和幸福感在变革型领导与职业倦怠间起链式中介作用。

2 方法

2.1 研究对象

研究从北京市某区选取 8 所小学和 1 所初中的教师进行整群抽样,共发放 850 份问卷,有效回收 791 份,有效回收率为 93.5%。有效回收问卷中包括小学教师问卷 672 份,初中教师问卷 119 份,分别占比 85.0% 和 15.0%;男女教师比例分别为 18.5% 和 81.5%,样本以女性教师为主;大专及以上学历、本科学历和硕士以上学历教师分别占 5.8%、

84.1% 和 10.2%,大部分是本科学历;教龄在 0~10 年、11~20 年和 21 年及以上的教师比例分别为 33.6%、26.7% 和 39.7%。

2.2 研究工具

2.2.1 变革型领导量表

本研究采用李超平和时勘(2005)根据 Bass(1995)提出的变革型领导框架修订的适合中国文化背景测量的变革型领导量表。总量表共 4 个因子,26 个项目,采用李克特 5 点计分方式,得分越高表明变革型领导风格越明显。验证性因子分析发现, $\chi^2/df = 8.20$, RMSEA = 0.09, SRMR = 0.03, CFI = 0.95, TLI = 0.94,各项拟合指标均达到可接受水平(吴明隆,2019)。本次测量中该量表的信度系数 Cronbach's α 为 0.98。

2.2.2 职业倦怠量表

本研究采用由 Maslach 等人(2001)编制,由国内学者伍新春等人(2016)根据中国文化背景修订的教师职业倦怠量表(MBI-ES)。总量表共 3 个因子,22 个项目,采用李克特 5 点计分的方式,得分越高表明职业倦怠感越强。验证性因子分析发现, $\chi^2/df = 6.098$, RMSEA = 0.08, SRMR = 0.06, CFI = 0.93, TLI = 0.92,各项拟合指标均达到可接受水平(吴明隆,2019)。本次测量中该量表的信度系数 Cronbach's α 为 0.90。

2.2.3 幸福感量表

本研究的教师幸福感问卷改编自 Zheng 等人(2015)以中国情境开发的员工幸福感问卷。总量表共 3 个因子,18 个项目,采用李克特 7 点计分的方式,评分越高表明教师幸福感水平越高。验证性因子分析发现, $\chi^2/df = 8.56$, RMSEA = 0.09, SRMR = 0.04, CFI = 0.93, TLI = 0.91,各项拟合指标均达到可接受水平(吴明隆,2019)。本次测量中该量表的信度系数 Cronbach's α 为 0.96。

2.2.4 社会情感能力量表

本研究的教师社会情感能力量表是在借鉴由教育部-联合国儿童基金会“社会情感学习(SEL)与学校管理改进”项目组编制的教师社会情感能力自评量表和李明蔚博士(2019)修订的教师社会情感能力量表的基础上修订而成。总量表共 6 个因子,30 个项目,采用李克特 5 点计分的方式,评分越高表示教师的社会情感能力水平越高。验证性因子分析发现, $\chi^2/df = 3.49$, RMSEA = 0.06, SRMR = 0.05, CFI = 0.93, TLI = 0.92,各项拟合指标均达到可接受水平(吴明隆,2019)。本次测量中该量表信度系数

Cronbach's α 为 0.95。

2.2.5 控制变量

鉴于已有研究发现,性别、教龄、学历及学校等人口学信息与教师职业倦怠均有不同程度的相关,本研究将对这些人口学信息进行控制。性别:1 = 男,2 = 女;教龄:1 = 5 年及以下,2 = 6 ~ 10 年,3 = 11 ~ 15 年,4 = 16 ~ 20 年,5 = 21 ~ 25 年,6 = 26 年及以上;学历:1 = 高中或中师,2 = 大专,3 = 大学本科,4 = 硕士研究生及以上;学校:学校 1 至学校 9 分别为 1 ~ 9。

2.3 施测程序

采用统一指导语,由一名受过专业培训的教育学专业研究生担任主试,以学校为单位,通过学校校长和教师允许后,利用学校全体教师工作会的机会给学校全体教师发放问卷,问卷填写完毕后当场回收。施测过程中,学校教师被主试明确告知变革型领导是评价校长。

2.4 统计方法

应用 SPSS 20.0、Amos 21.0 等数据分析软件对数据进行统计分析。SPSS 20.0 主要用于描述性统计、相关分析和回归分析,采用 Amos 21.0 建立结构方程模型检验校长变革型领导对教师职业倦怠的直接效应和社会情感能力、幸福感在变革型领导和职业倦怠之间的中介效应,并采用 Bootstrap 方法检验不同路径的显著性。为了检验是否存在共同方法偏

差,采用较为常用的 Harman 单因素检验法进行共同方法偏差检验。对所有条目进行因素分析,结果发现特征根大于 1 的公共因子数有 12 个,第一公因子解释了总方差的 35.89%,小于 40% 的临界值,未见有明显的共同方法偏差效应存在(熊红星等,2012)。

3 研究结果

3.1 主要研究变量的描述及相关分析

根据表 1 的数据分析发现:教龄和学历与四个主要变量不存在显著相关关系;教师性别与自身的社会情感能力、幸福感有显著正相关,与职业倦怠有显著负相关,但与其评价的校长变革型领导不存在显著相关关系,表明女性教师的社会情感能力和幸福感要高于男性教师,男性教师的职业倦怠感要高于女性教师;学校与变革型领导存在显著相关关系,与其它主要变量不存在显著相关关系,数据表明学校不同,其校长变革型领导同样也可能存在差异。根据表 1 分析四个主要变量之间的相关关系发现,校长变革型领导与教师职业倦怠呈显著负相关,与教师社会情感能力和教师幸福感显著正相关;教师社会情感能力及教师幸福感均与教师职业倦怠显著负相关;教师社会情感能力与幸福感显著正相关,主要变量之间的相关关系表明可以进一步做中介效应检验(Baron & Kenny,1986)。

表 1 描述性及相关分析

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 性别	1.82	0.39	—							
2. 教龄	3.60	1.79	-0.04	—						
3. 学历	3.00	0.48	0.09*	-0.32**	—					
4. 学校	5.00	3.44	-0.12**	0.07	-0.14**	—				
5. 变革型领导	4.53	0.60	0.00	-0.03	-0.00	-0.15**	—			
6. 社会情感能力	4.33	0.47	0.08*	0.01	-0.02	-0.05	0.51**	—		
7. 幸福感	5.67	0.86	0.08*	0.02	-0.04	-0.03	0.49**	0.51**	—	
8. 职业倦怠	2.14	0.55	-0.18**	0.04	0.00	0.07*	-0.42**	-0.45**	-0.55**	—

注: $n = 791$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.2 变革型领导与职业倦怠的回归分析

为检验假设 1,分析变革型领导与职业倦怠的深层内部关系,将变革型领导与职业倦怠的各子维度进行回归分析,根据表 2 的数据分析,在控制了性别、教龄、学历和学校之后,个性化关怀显著负向预测教师情绪衰竭,愿景激励和领导魅力能够显著负向预测教师成就感低,愿景激励能够显著负向预测教师非人性化,德行垂范与职业倦怠及其子维度之

间不存在显著相关关系,变革型领导的各子维度均不能单独预测教师职业倦怠,但是变革型领导总维度能够显著负向预测教师职业倦怠总维度。数据分析表明:变革型领导的不同维度对教师职业倦怠的不同维度有不同的预测作用,变革型领导各维度的共同作用能够显著预测教师职业倦怠,假设 1 得到初步验证。

表 2 变革型领导与职业倦怠的回归分析

变量	模型 1: 变革型领导		模型 2: 情绪衰竭		模型 3: 成就感低		模型 4: 非人性化		模型 5: 职业倦怠		模型 6: 职业倦怠	
	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t	β	t
常数项	4. 88	25. 04 ***	4. 21	9. 62 ***	4. 23	18. 00 ***	4. 25	14. 28 ***	4. 23	19. 59 ***	4. 22	19. 83 ***
性别	-0. 02	-0. 41	0. 01	0. 11	-0. 18	-3. 68 ***	-0. 58	-9. 41 ***	-0. 25	-5. 58 ***	-0. 25	-5. 59 ***
教龄	-0. 01	-0. 80	0. 09	4. 12 ***	-0. 02	-2. 03 *	-0. 04	-2. 52 *	0. 01	0. 89	0. 01	0. 89
学历	-0. 04	-0. 79	0. 08	0. 97	-0. 02	-0. 38	0. 04	0. 67	0. 03	0. 77	0. 03	0. 76
学校	-0. 03	-4. 21 ***	-0. 02	-1. 74	0. 00	-0. 05	0. 01	1. 64	0. 00	-0. 34	0. 00	-0. 34
德行垂范			-0. 20	-1. 66	-0. 02	-0. 30	-0. 12	-1. 48	-0. 11	-1. 88		
愿景激励			0. 17	1. 08	-0. 23	-2. 75 **	-0. 27	-2. 53 *	-0. 12	-1. 50		
个性化关怀			-0. 40	-3. 23 **	0. 05	0. 78	0. 08	0. 99	-0. 09	-1. 43		
领导魅力			0. 09	0. 59	-0. 25	-3. 13 **	-0. 05	-0. 48	-0. 07	-0. 91		
变革型领导											-0. 38	-13. 23 ***
F	4. 63 **		8. 69 ***		27. 97 ***		23. 29 ***		26. 33 ***		42. 22 ***	
R^2	0. 023		0. 080		0. 219		0. 190		0. 209		0. 209	
ΔR^2	0. 018		0. 071		0. 211		0. 182		0. 201		0. 204	

3.3 变革型领导与职业倦怠的链式中介检验

根据回归分析(德行垂范与职业倦怠及其子维度均不存在显著相关关系)的结果,为了验证研究的理论模型并找到最佳模型,研究建立了嵌套模型(包含所有变量和维度)、部分嵌套模型(变革型领导剔除德行垂范维度)、完全中介模型(变革型领导对职业倦怠没有直接影响)和替代模型(没有中介作用,变革型领导、社会情感能力和幸福感直接预测职业倦怠)。首先比较嵌套模型和部分嵌套模型,结果发现嵌套模型的模型拟合值数($\chi^2/df=5.57$, RMSEA=0.08, SRMR=0.05, TLI=0.92, CFI=0.93)均在可接受范围之内(吴明隆,2019),比部分嵌套模型的拟合值数($\chi^2/df=6.16$, RMSEA=0.08, SRMR=0.06, TLI=0.90, CFI=0.92)更加理想;其次比较嵌套模型和完全中介模型,嵌套模型比完全中介模型的拟合值数($\chi^2/df=6.64$, RMSEA=0.08, SRMR=0.08, TLI=0.89, CFI=0.91)更加理想;最后比较嵌套模型和替代模型,嵌套模型比替代模型的拟合指数($\chi^2/df=7.64$, RMSEA=0.09, SRMR=0.19, TLI=0.88, CFI=0.90)更加理想。分析表明,嵌套模型是比较理想的分析模型,同时也进一步说明,虽然德行垂范对职业倦怠及各维度的单独预测作用不显著,但是加入德行垂范的变革型领导能够更好的负向预测职业倦怠。

为了检验中介效应,采用模型拟合指数最为理想的嵌套模型对数据做进一步分析。结果如图2所示,变革型领导通过四条路径对职业倦怠产生直接或间接影响,分别是直接路径:变革型领导→职业倦怠;间接路径:变革型领导→社会情感能力→职业倦怠;间接路径:变革型领导→幸福感→职业倦怠;链

式中中介间接路径:变革型领导→社会情感能力→幸福感→职业倦怠。首先,变革型领导到职业倦怠的直接路径显著($\beta=-0.17, p<0.01$),表明变革型领导能够直接负向预测职业倦怠;其次,变革型领导能够正向预测社会情感能力($\beta=0.55, p<0.01$),社会情感能力能够负向预测职业倦怠($\beta=-0.42, p<0.01$),表明变革型领导可能通过社会情感能力对职业倦怠间接产生影响;再次,变革型领导能正向预测幸福感($\beta=0.34, p<0.01$),幸福感能够负向预测职业倦怠($\beta=-0.52, p<0.01$),表明变革型领导可能会通过幸福感对职业倦怠产生影响;最后,社会情感能力能够正向预测幸福感($\beta=0.36, p<0.01$),表明变革型领导可能通过社会情感能力影响幸福感并最终使得职业倦怠水平降低。

采用偏差校正百分位 Bootstrap 法(重复抽取5000次)进行中介效应检验,置信区间设定为95%,如果置信区间没有包括0,则表明中介作用显著。结果如表3所示:变革型领导与职业倦怠的直接效应显著,社会情感能力在变革型领导与职业倦怠间的中介作用显著,幸福感在变革型领导与职业倦怠间的中介作用显著,社会情感能力和幸福感在变革型领导与职业倦怠间的链式中介效应显著,假设2得到验证。

4 讨论

本研究在前人研究基础上,提出一个以变革型领导为预测变量,社会情感能力和幸福感为中介变量,教师职业倦怠为结果变量的链式中介效应模型。研究结果得出,变革型领导与教师职业倦怠显著负相关;社会情感能力和幸福感在教师职业倦怠与变革型领导之间起链式中介作用。

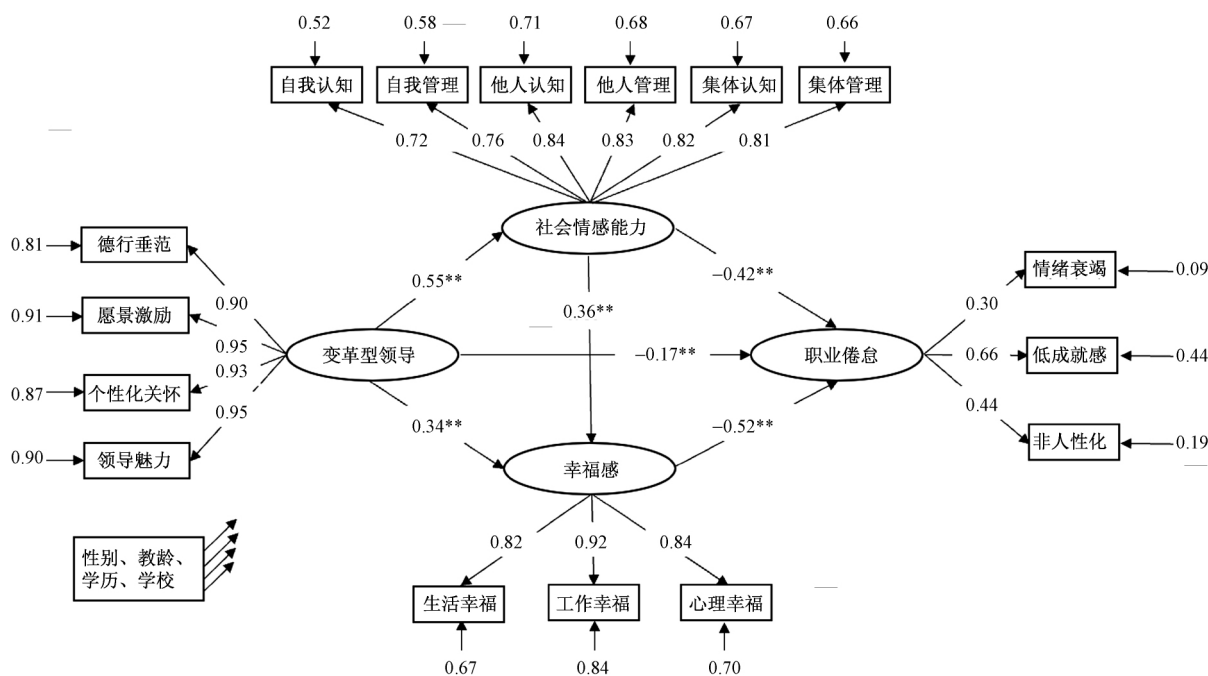


图 2 变革型领导与职业倦怠的链式中介模型

表 3 中介效应值与效果量

中介路径	效应值	效果量	区间(95%)
变革型领导 - 社会情感能力 - 幸福感 - 职业倦怠	$0.55 * 0.36 * (-0.52) = -0.10$	$(-0.1) / (-0.68) = 0.15$	$[-0.09, -0.03]$
变革型领导 - 社会情感能力 - 职业倦怠	$0.55 * (-0.42) = -0.23$	$(-0.23) / (-0.68) = 0.34$	$[-0.17, -0.08]$
变革型领导 - 幸福感 - 职业倦怠	$0.34 * (-0.52) = -0.18$	$(-0.18) / (-0.68) = 0.26$	$[-0.15, -0.05]$
直接效应(变革型领导 - 职业倦怠)	-0.17	$(-0.17) / (-0.68) = 0.25$	$[-0.15, -0.03]$
总中介效应	-0.51	$(-0.51) / (-0.68) = 0.75$	
总效应	-0.68		

4.1 变革型领导对教师职业倦怠的直接预测作用

研究发现,变革型领导能够显著负向预测职业倦怠,其直接预测的效果量达到 0.25,研究假设 1 得到了验证并支持已有研究,变革型领导水平越高,员工职业倦怠水平越低(宋娜,2007)。变革型领导作为一种整合了领导素质、领导机制、领导环境和一系列物质基础而产生的一种组织性推动力,“被学术界视作最有价值的领导风格”(Yukl et al., 2002)。根据马克思主义哲学对劳动异化的阐述,劳动异化的本质是劳动者自由精神以及自主意识的缺位,“教师职业倦怠根本上是由于教育教学活动的异化”(石中英,2020)。变革型领导的重要特征就是创造一种支持创新与伦理道德的组织氛围,鼓励下属自由、自主尝试和探索各种新方法去执行特定的任务,在实现任务过程中完成人格的提升,有利于组织成员获得自由精神、自主意识和自尊感,“高自尊感的人更不容易出现职业倦怠”(Hughes, 1987)。因此,通过变革型领导,发挥教师的专业自主权,尊重教师在工作中的自我决策,使教师劳动真

正地发挥作为人类劳动地自由自觉本性,获得工作、生活和心理上的幸福感,从而根本上认识和缓解职业倦怠感。首先,领导者应该将学校的愿景规划和教师的个人规划融合到一起,使教师产生主人翁意识,愿意与组织共同进退,为实现组织的目标和使命而努力,提高个人成就感和降低非人性化水平;其次,学校领导还应该注重德行垂范的作用,以道德引导为教师树立榜样垂范作用,带动整个组织的氛围往更加积极团结默契的方向发展;最后,每一个人的成长需要和发展需求都是不完全相同的,学校领导应重视对教师的个性化关怀,使他们在情感上感受到关注和温暖,缓解情绪衰竭状况。

4.2 社会情感能力和幸福感在变革型领导与职业倦怠间起链式中介作用

中介效应检验结果表明,社会情感能力和幸福感在变革型领导和职业倦怠间起链式中介作用,研究假设 2 得到了验证。

首先,社会情感能力部分中介了变革型领导对教师职业倦怠的预测作用,中介效果量有 0.34,具

有显著性($p < 0.01$),这表明变革型领导之所以能够显著负向预测教师职业倦怠,很大程度上是通过教师社会情感能力的中介作用,教师社会情感能力越高,职业倦怠水平越低。情绪智力理论作为支撑社会情感能力的主要理论之一,本质上与社会情感能力具有一致性,社会情感能力较好的个体能够更好的识别和控制自己的情绪,能够较好感知到他人的情感和行为变化并适时调整自己的情感和行为,情绪智力较高的教师职业倦怠感显著低于情绪智力较低的教师(姚计海,管海娟,2013)。教师职业倦怠的聚焦点是教师情感衰竭状况,“教师的情感衰竭不仅对教师本身的身心健康不利,同时也会影响到其对学生感知的灵活性和及时性”(石中英,2020)。因此领导者应该重视教师社会情感能力的培养,提高教师自身的情绪情感的认知和调整能力,从而缓解职业倦怠。

其次,教师的幸福感部分中介了变革型领导对教师职业倦怠的预测作用,中介效果量为0.26,具有显著性($p < 0.01$),这表明变革型领导可能能够通过提高教师幸福感来缓解和降低教师职业倦怠。变革型领导和其他领导风格的区别就在于其重视提升下属积极的情感和精神状态,当个体被正向积极的生活和工作氛围包裹和激励时,更有动力应对压力、焦虑等负面情绪(隋杨等,2012)。研究发现,变革型领导正向影响组织公平(Pillair et al., 1999),被公平对待的感知将有助于下属对组织产生信任感(Tourigny et al., 2019)。在工作场所中管理者公平公正的管理行为、上司信任和支持等均是员工获得幸福感的重要因素(Skaalvik & Sidsel, 2017)。同时,变革型领导关注员工的自主需求、能力需求、关系需求,满足教师需求是提高教师幸福感的重要方式(Bermejo et al., 2013),可减少下属的压力症状及职业倦怠(Liu et al., 2010)。因此,变革型领导能够提高教师幸福感,从而缓解教师职业倦怠。

最后,社会情感能力与幸福感在变革型领导对教师职业倦怠的影响中起链式中介作用,中介效果量为0.115,具有显著性($p < 0.01$),这表明变革型领导一方面能够通过社会情感能力和幸福感的单独中介作用来显著负向预测职业倦怠,还可能通过社会情感能力和幸福感的链式中介来共同影响职业倦怠。变革型领导者注重在组织中构建积极的组织氛围与和谐人际关系,这些都是社会情感能力发展的促进因素,而培养个体社会情感能力有助于提升个体人格品质、情感质量和责任意识,促进社会和谐及

个人幸福(杜媛,毛亚庆,2018)。研究发现,个体体验到的负性生活事件越多,则越感到不幸福(王极盛,丁新华,2003),社会情感能力则有利于个体通过认知和行为管理获得更多的正向的心理资本,体验到更多积极的生活事件,从而体验到更多的幸福感。这可能是因为拥有较高社会情感能力的个体,在处理工作和生活中负向事件时,能够采取积极的情绪应对方式,较好地调节情绪和表达负面情绪,由此压力积累程度较弱,更不容易产生职业倦怠。如果学校、社会给予教师更多提升社会情感能力的培训和途径,帮助他们获得高幸福感,这将有利于教师减缓职业倦怠,提升和保障教育教学质量。

4.3 研究不足与展望

反思本研究的整个研究过程发现,研究还存在以下不足:本研究采用的问卷调查法属于横断面研究中的相关设计,较为局限,未来应该进一步采用纵向研究或设计巧妙的实验,对变革型领导与教师职业倦怠之间的因果关系进行探讨。虽然本研究对关注的变革型领导对教师职业倦怠具有显著的预测作用,但是变革型领导作为传统领导方式的改进和拓展,对教师群体的意义不止于此,例如变革型领导对组织和管理体系(教师培训选拔和绩效选拔)的影响还会提升教师的工作积极性。因此,未来研究者可以对变革型领导的积极影响给予更多的关注,挖掘缓解教师职业倦怠的更多元和更有效的途径。

5 结论

(1) 变革型领导可以直接预测教师职业倦怠,二者之间显著负相关。

(2) 变革型领导还可以通过社会情感能力和幸福感的中介作用间接负向预测教师职业倦怠,包括社会情感能力、幸福感的单独中介作用和社会情感能力-幸福感的链式中介作用。

参考文献:

- Amin, B., Hakimah, Y., & Madjir, S. (2019). The role of transformation leadership in enhance corporate sustainability capabilities and sustainable supply chain management. *Clarivate Analytics Web of Science*, 20(2), 83-92.
- Ashkanasy, N. M., & Tse, B. (2000). Transformational leadership as management of emotion: A conceptual review. In N. M. Ashkanasy, C. E. Härtel, & W. J. Zerbe (Eds.), *Emotions in the workplace: Research, theory, and practice* (pp. 221-235). Quorum Books/Greenwood Publishing Group.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, stra-

- tegic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173 – 1182.
- Bass, B. M. (1995). Theory of transformational leadership. *The Leadership Quarterly*, 6(4), 470 – 489.
- Bermejo, L. , Vicente, H. F. , & María, P. U. (2013). Teacher well-being: Personal and job resources and demands. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 84, 1321 – 1325.
- Brotheridge, C. M. , & Grandey, A. A. (2002). Emotional labor and burnout: Comparing two perspective of people work. *Journal of Vocational Behavior*, 60(4), 29 – 31.
- Cofer, K. D. , Hollis, R. H. , Goss, I. , Morris, M. S. , Porterfield, J. R. , & Chu, D. I. (2018). Burnout is associated with emotional intelligence but not traditional job performance measurements in surgical residents. *Journal of Surgical Education*, 75(5), 1171 – 1179.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34 – 43.
- Diener, E. , Napa, S. C. , & Lucas, R. E. (2003). The evolving concept of subjective well-being: The multifaceted nature of happiness. *Advances in Cell Aging and Gerontology*, 15, 187 – 219.
- Durlak, J. A. , Domitrovich, C. E. , Weissberg, R. P. , & Gullotta, T. P. (2015). *Handbook of social and emotional learning: Research and practice*(pp. 384 – 359). New York: The Guilford Press.
- Fredrickson, B. L. , Cara, A. , Patty C. , Ann M. F. , Mary, M. B. , Sumi, L. K. , ... Sharon, S. (2019). Do contemplative moments matter? Effects of informal meditation on emotions and perceived social integration. *Mindfulness*, 10(9), 371 – 379.
- Harbi, A. , Abdullah, J. , Saud, A. , & Aissa, M. (2019). Transformation leadership and creativity: Effects of employee's psychological empowerment and intrinsic motivation. *Personnel Review*, 48(5), 1082 – 1099.
- Hughes, A. L. (1987). Social and antisocial behavior: the sociobiology of ethnocentrism. *Quarterly Review of Biology*, 62(4), 415 – 421.
- Iancu, A. E. , Rusu, A. & Cristina, M. (2017). The effectiveness of interventions aimed at reducing teacher burnout: A meta-analysis. *Educational Psychology Review*, 7, 1 – 24.
- Koustelios, A. , & Tsigilis, N. (2005). The relationship between burnout and job satisfaction among physical education teachers: A multivariate approach. *European Physical Education Review*, 11(2), 189 – 203.
- Lheureux, F. , Truchot, D. , & Borteyrou, X. (2016). Suicidal tendency, physical health problems and addictive behaviours among general practitioners: Their relationship with burnout. *International Journal of Work Health & Organizations*, 30(2), 173 – 192.
- Liu, J. Y. , Siu, O. L. , & Shi, K. (2010). Transformational leadership and employee well-being: The meditating role of trust in the leader and self-efficacy. *Applied Psychology*, 59(3), 454 – 479.
- Maslach, C. , Schaufeli, W. B. , & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397 – 422.
- Maslach, C. , & Leiter, M. P. (2016). Understanding the burnout experience: Recent research and its implications for psychiatry. *World Psychiatry*, 15(2), 103 – 111.
- Pillair, R. , Schriesheim, C. E. , & Willian, E. S. (1999). Fairness perceptions and trust as mediators for transformational and transactional leadership: A two sample study. *Journal of Management*, 25(6), 897 – 933.
- Portoghese, I. , Maura, G. , Rosa, C. C. , Gabriele, F. , & Marcello, C. (2014). Burnout and workload among health care workers: The moderating role of job control. *Safety & Health at Work*, 5(3), 278 – 281.
- Robin, A. (2012). Caring teaching practices in multiethnic mathematic classroom: Attending to health and well-being. *Mathematics Education Research Journal*, 24(2), 105 – 128.
- Ross, S. W. , & Romer, N. (2012). Teacher well-being and the implementation of school-wide positive behavior interventions and supports. *Journal of Positive Behavior Interventions*, 14(2), 118 – 128.
- Salovey, P. , & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3), 185 – 211.
- Skaalvik, E. M. , & Sidsel, S. (2017). Still motivated to teach? A study of school context variables, stress and job satisfaction among teachers in senior high school. *Social Psychology of Education*, 20(1), 15 – 37.
- Taris, T. W. , Stoffelsen, J. , Bakker, A. B. , Schaufeli, W. B. , & Dierendonck, D. V. (2006). Job control and burnout across occupations. *Psychological Reports*, 97(3), 955 – 961.
- Tourigny, L. , Han, J. , Baba, V. V. , & Pan, P. (2019). Ethical leadership and corporate social responsibility in China: A multilevel study of their effects on trust and organizational citizenship behavior. *Journal of Business Ethics*, 158(2), 427 – 440.
- Walker, K. D. (2006). Fostering hope: A leader's first and last task. *Journal of Educational Administration*, 44(6), 540 – 569.
- Wong, C. S. , & Law, K. S. (2002). The effects of leader and follower emotional intelligence on performance and attitudes: An exploratory study. *Leadership Quarterly*, 13(5), 271 – 274.
- Yukl, G. , Gordon, A. , & Taber, T. (2002). A hierarchical taxonomy of leadership behavior: Integrating a half century of behavior research. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 9(1), 15 – 32.
- Zheng, X. , Zhu, W. , Zhao, H. , & Zhang, C. (2015). Employee well-being in organizations: Theoretical model, scale development, and cross-cultural validation. *Journal of Organizational Behavior*, 36(5), 621 – 644.
- Zinsser, K. M. , & Christensen, C. G. (2016). She's supporting them; who's supporting her? Preschool center-level social-emotional supports and teacher well-being. *Journal of School Psychology*, 59, 55 – 66.
- 曹俊军. (2006). 论教师幸福的追寻. *教师教育研究*, (5), 35 – 39.
- 陈琦, 刘儒德. (2007). *当代教育心理学* (pp. 100). 北京师范大学出版社.
- 蔡永红, 朱爱学. (2013). 中学教师职业倦怠现状及其组织影响因素研究. *教育研究与实验*, (6), 29 – 33.
- 杜媛, 毛亚庆. (2018). 基于关系视角的学生社会情感能力构建及发展研究. *教育研究*, 39(8), 43 – 50.
- 甘怡群, 王晓春, 张轶文, 张莹. (2006). 工作特征对农村中学教师职业倦怠的影响. *心理学报*, 38(1), 94 – 101.
- 胡洪强, 刘丽书, 陈旭远. (2015). 中小学教师职业倦怠现状及影响因素的研究. *东北师大学报(哲学社会科学版)*, (3), 240 – 244.

- 李超平, 时勘. (2005). 变革型领导的结构与测量. *心理学报*, 37(6), 101-102.
- 李丽敏. (2009). 我国教师主观幸福感影响因素研究述评. *北京教育学院学报(自然科学版)*, 4(1), 28-31.
- 李明蔚. (2019). 教师社会情感能力与学生社会情感能力的关系研究(博士学位论文). 北京师范大学.
- 李明蔚, 毛亚庆, 毛涵颖. (2019). 特质情绪智力及其在教师研究中的运用. *现代教育管理*, (10), 83-89.
- 毛亚庆. (2018). 社会情感学习培训手册(pp. 14). 北京师范大学出版社.
- 宋娜. (2007). 变革型领导力对工作倦怠的影响研究(硕士学位论文). 南京理工大学.
- 隋杨, 王辉, 岳旖旎, Fred, L. (2012). 变革型领导对员工绩效和满意度的影响: 心理资本的中介作用及程序公平的调节作用. *心理学报*, 44(9), 1217-1230.
- 石中英. (2020). 教师职业倦怠的一种哲学解释. *中国教育学刊*, (1), 95-103.
- 王极盛, 丁新华. (2003). 初中生主观幸福感与应对方式的关系研究. *中国公共卫生*, (10), 33-34.
- 吴明隆. (2019). 结构方程模型: Amos 实务进阶(pp. 2-34). 重庆大学出版社.
- 伍新春, 曾玲娟, 秦宪刚, 郑秋. (2003). 中小学教师职业倦怠的现状及相关因素研究. *心理与行为研究*, 1(4), 262-267.
- 伍新春, 齐亚静, 余蓉蓉, 臧伟伟. (2016). 中小学教师职业倦怠问卷的进一步修订. *中国临床心理学杂志*, 24(5), 856-860.
- 伍新春, 齐亚静, 臧伟伟. (2019). 中国中小学教师职业倦怠的总体特点与差异表现. *华南师范大学学报(社会科学版)*, (1), 39-44, 191-192.
- 熊红星, 张璟, 叶宝娟, 郑雪, 孙配贞. (2012). 共同方法变异的影响及其统计控制途径的模型分析. *心理科学进展*, 20(5), 757-769.
- 杨彩华. (2017). 校长变革型领导影响中小学教师职业倦怠的机制研究(硕士学位论文). 江西师范大学, 南昌.
- 杨玲, 付超, 赵鑫, 陈琳, 闫红丽, 张燕. (2015). 职业倦怠在中小学教师工作家庭冲突与主观幸福感间的中介效应分析. *中国临床心理学杂志*, 23(2), 330-335.
- 姚计海, 管海娟. (2013). 中小学教师情绪智力与职业倦怠的关系研究. *教育学报*, 9(3), 100-110.
- 姚茹. (2019). 中国中小学教师幸福感现状调查与教育建议. *中国特殊教育*, 25(3), 92-98.
- 张新平. (2008). 校长角色转型研究—基于伯恩斯坦变革型领导理论的思考. *教育发展研究*, (5), 44-50.

The Effect of Transformational Leadership on Teachers' Job Burnout: The Chain Mediating Role of Social Emotional Competence and Well-being

TIAN Jin MAO Yaqing XIONG Huaxia

(Faculty of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875)

Abstract: In order to explore the relationship among transformational leadership, teachers' social emotional competence, teachers' well-being, and teachers' job burnout, the research uses transformational leadership scale, teachers' social emotional competence scale, teachers' well-being scale and teachers' job burnout scale to conduct investigation on 791 teachers in Beijing. The result showed that: (1) the transformational leadership was significantly and negatively correlated with teachers' job burnout; (2) the teachers' social emotional competence played an independent intermediary role in the relationship between transformational leadership and job burnout; (3) the teachers' well-being played an independent intermediary role in the relationship between transformational leadership and job burnout; (4) the teachers' social emotional competence and well-being showed a chain mediating effect in the relationship between the transformational leadership and teachers' job burnout. To conclude, transformational leadership is not only an important external environmental factor that can directly predict teachers' job burnout, but can also predict teacher's job burnout through the intermediary roles of teachers' social emotional competence and well-being.

Key words: transformational leadership; job burnout; social emotional competence; well-being

农村老年人的社会排斥体验与健康状况: 有调节的中介作用^{*}

刘聪慧 董 妍 王鸿飞 张登浩

(中国人民大学心理学系, 北京 100872)

摘 要: 基于社会排斥的多元动机模型、负性情绪影响健康的四通路模型, 通过对一项覆盖中国 31 个省级行政区 (不含港澳台) 农村居民社会调查数据的分析, 考察了 1803 名农村老年人社会排斥体验与健康状况的关系, 以及负性情绪、人际信任、经济状况在两者中的作用。结果表明, 农村老年人的社会排斥体验负向预测其健康状况; 负性情绪在农村老年人社会排斥体验和健康状况之间起中介作用; 人际信任、经济状况均在农村老年人社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用; 经济状况还在农村老年人负性情绪和健康状况之间起调节作用。该结果不仅验证并拓展了上述两个理论模型, 还为农村的养老服务体系建设和农村老年人的健康服务工作提供了启示。

关键词: 社会排斥; 健康; 负性情绪; 人际信任; 农村老年人

分类号: B844

1 引言

社会排斥是指个体被他人或某一社会团体排斥和拒绝后, 归属需求和关系需求受到阻碍的现象和过程(杜建政, 夏冰丽, 2008)。在全球人口老龄化、经济不稳定以及老年人面临越来越多不平等因素的大背景下, 老年人的社会排斥问题得到越来越多的关注(Walsh et al., 2017)。中国第六次人口普查(2010年)结果显示, 中国农村 60 岁及以上老年人数接近 1 亿, 然而国内少有研究关注农村老年人的社会排斥问题。

著名社会学家费孝通先生(1998)曾用“差序格局”描述了中国传统农业社会中的人际格局。在传统农业社会中, 老年人在农村家庭中是享有威望并受到尊重的。但是随着现代经济的发展, 越来越多的农村年轻人在外出务工过程中获得了财富、增长了见识, 老年人的家庭地位逐渐降低, 参与的社会角色越来越少。有研究发现, 在劳动力市场化和村庄阶层结构化的过程中, 老年人与同辈群体、年轻人的社会关系弱化, 导致老年人产生了被忽视、意义感缺失的体验(雷望红, 2017)。还有研究者调查发现, 子女不善待老人、辱骂呵斥老人的情况在农村非常普遍, 农村老年人在村务活动中也被边缘化(仇凤仙, 2011)。另一项研究发现, 农村老年人由于出行

距离远、交通不便等原因, 外出较为困难, 由此会产生更多的社会排斥体验(Shergold & Parkhurst, 2012)。相比城市, 农村的文化体育设施更少, 因此农村老年人相对缺乏与他人开展娱乐、文化交流的机会(魏利娇等, 2019)。以上这些发现表明, 农村老年人可能面临着一定程度的社会排斥问题。

一项调查研究发现, 中国城乡老年人口在健康方面存在差异, 具体而言, 农村老年人的生理健康水平优于城镇老年人, 城镇老年人的心理健康水平优于农村老年人(李建新, 李春华, 2014)。受到社会排斥的农村老年人, 由于失去了对社会的归属感, 感受到自己和主流社会发生了分离, 可能会由此产生一系列身心健康问题(Feng et al., 2019)。国内外许多研究证实了老年人的社会排斥体验对其身心健康的负向作用(Hawton et al., 2011; Tong & Lai, 2016; Tong et al., 2011)。近期一项基于“中国老年社会追踪调查”的研究也发现, 老年人的社会排斥体验对其健康状况具有负向预测作用(Feng et al., 2019)。对于社交范围较小的农村老年人, 一旦遭到社会排斥, 很可能无法找到其他替代性的社会关系, 进而对健康状况产生较为严重的影响(Scharf & Bartlam, 2008)。因此, 本研究提出假设 1: 农村老年人的社会排斥体验负向预测其健康状况。

^{*} 基金项目: 国家社会科学基金项目一般项目“我国民众的信任水平与其心理健康的动态关系及其干预研究”(19BSH130)。

通讯作者: 张登浩, E-mail: zhangdenghao@126.com

尽管大量研究已经证实了老年人社会排斥体验对健康状况的负向预测作用(Feng et al. , 2019; Hawton et al. , 2011; Tong & Lai, 2016; Tong et al. , 2011) ,但是关于其作用机制的研究较为有限。已有研究发现,相比城市老年人,农村老年人的负性情绪比较严重(李晓敏, 韩布新, 2011) 。此外,近年来农村老年人的自杀率呈显著上升趋势,其中生存困难、情感无法得到满足是导致自杀的重要原因之一(刘燕舞, 2013) 。因此,农村老年人可能面临更为严重的负性情绪问题。社会排斥的多元动机模型指出,个体遭受社会排斥后,首先会产生负性情绪(Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011) 。其中,抑郁是受社会排斥后产生最多的负性情绪(Wethington et al. , 2016) ,研究表明,遭受社会排斥的个体,其抑郁水平会提高(Kim et al. , 2018; 孙晓军等, 2017) 。焦虑也是受到社会排斥后产生较多的负性情绪,实证研究发现,社会排斥对焦虑有显著正向作用(贾彦茹等, 2019) ;一项关于社会排斥和焦虑的 fMRI 研究表明,社交焦虑个体所报告的社会排斥水平更高,左侧额下回的激活程度也更高(Heeren et al. , 2017) 。除了抑郁和焦虑,受到社会排斥的个体还会增加心理压力(Cole et al. , 2011) 。根据评估应对理论(Appraisal and Coping Theory) , Lazarus(1993) 认为压力和情绪一样,包含评估和应对的过程,他建议将压力也看作是一种负性情绪。在此基础上, Lovibond 和 Lovibond(1995) 开发了抑郁-焦虑-压力负性情绪量表,其中焦虑和抑郁是临床上关注最多的负性情绪体验,二者通常又是压力的一种外在表现形式。

另一方面,负性情绪会对老年人的健康状况产生作用。早在公元前四世纪,希波克拉底就指出过于激动的情绪会影响身体健康,进而导致疾病(Mayne, 1999) 。Cohen 和 Rodriguez(1995) 提出了负性情绪影响健康的四通路模型:一是生理通路,即通过交感-肾上腺髓质反应和垂体-肾上腺皮质反应引起身体不适;二是行为通路,负性情绪会通过改变个体的行为(例如焦虑情绪导致睡眠不足、运动减少、饮食不良) ,进而作用于个体的健康;三是认知通路,负性情绪会使个体对刺激产生负面偏见(例如将普通身体感觉知觉为症状和病痛) ,从而对自己的健康状况产生较差的估计;四是社会通路,社会网络中的成员会避免与负性情绪强烈的个体交流,进而导致受到排斥的个体丧失社会支持,健康水平下降。此外,实证研究也证实了老年人负性情绪

对健康状况的负向预测作用(Consedine et al. , 2002; 严丹君, 俞爱月, 2011) 。因此,本研究提出假设 2: 负性情绪在农村老年人的社会排斥体验和健康状况之间起中介作用。

人际信任是个体认为他人或其他群体可信赖的一种普遍期望(Betts et al. , 2013) ,对维护人际关系、促进人际交往具有重要作用(Betts et al. , 2013; 董妍等, 2018; 辛自强, 2019) 。已有研究发现,人际信任可以缓冲风险因素对个体心理健康的负向作用,例如缓冲经济压力对心理健康的负向作用(Frank et al. , 2014) 。研究者指出,农村老年人由于社交范围较小,其人际信任水平是建立良好人际关系的必要因素(Scharf & Bartlam, 2008) 。此外,社会排斥的多元动机模型也指出,受到社会排斥的个体会基于对排斥事件的解释,做出三种可能的动机性反应,即亲社会行为(如试图修复与排斥者的社会关系) ,退缩和回避(如避免社会接触) ,以及反社会反应(如表现出攻击行为) (Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011) 。其中,亲社会行为会导致个体的接受感恢复,进而产生积极的生理心理反应,使负性情绪有所缓解,而退缩和回避、反社会反应则会使个体的身心健康受到消极影响。人际信任水平较高的个体,更有可能做出亲社会行为(Cadenhead & Richman, 1996; 董妍等, 2018) 。因此,当受到来自他人或群体的社会排斥后,人际信任水平较高的农村老年人可能具有更强的意愿和更多的机会去修复与排斥者的关系,产生更多的亲社会行为,进而恢复接受感,并缓解一部分由社会排斥所导致的负性情绪。而人际信任水平较低的农村老年人遭受到社会排斥后,由于对其他人缺乏信任,可能既不会试图修复关系,也不会寻找其他替代性的人际关系,进而产生更为强烈的负性情绪(Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011) 。因此,本研究提出假设 3: 人际信任在农村老年人的社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用,对于人际信任水平较高的农村老年人,社会排斥体验对负性情绪的预测作用较弱。

大量调查研究显示,农村老年人的平均收入水平远低于城市老年人(钱雪飞, 2011; 孙鹃娟, 2017) 。城市老年人的主要经济收入来源是离退休金和养老金,而农村老年人则主要依靠自主劳动获得收入(孙鹃娟, 2017) 。生命历程理论指出,老年时期的经济状况,会受到初始累积因素和时间上的累积因素的影响,前者是指出生时被先天赋予的环境和条件,如性别、出生地、种族、阶级等,后者是指

随着生命历程而累积的经历,如婚姻、教育、工作等(胡薇,2009;孙鹃娟,2017)。由此可见,不仅城乡老年人的经济状况存在差异,不同老年个体之间的经济状况也会由于生命历程的不同而存在较大差异。早期研究发现,个体的社会经济地位对健康状况具有显著的正向预测作用(Lillie-Blanton & Laveist, 1996)。关于我国老年人的研究进一步发现,社会经济地位对老年人健康的影响是复杂的,其中经济状况可以显著正向预测老年人的健康指标(骆琪,阎国光,2012)。近期研究则发现,经济收入可以通过提升食物获取、体育锻炼、娱乐活动的机会,从而对老年人的健康产生正向作用(刘昌平,汪连杰,2017)。根据Cohen和Rodriguez(1995)提出的负性情绪影响健康的四通路模型可以推测,经济状况可能会影响其中的两条通路:一是生理通路,经济状况较好的农村老年人具有更好的医疗条件,从而可以尽快发现并治疗由负性情绪引发的症状;二是社会通路,经济状况较好的农村老年人参加文艺体育活动的机会更多,更有可能建立良好的社会关系,从而缓解负性情绪带来的健康问题。相反,经济状况较差的农村老年人相对缺乏以上条件,进而可能会导致负性情绪对健康状况产生更大的破坏作用。因此,本研究提出假设4:经济状况在农村老年人的负性情绪和健康状况之间起调节作用,对于经济状况较好的老年人,负性情绪对健康状况的预测作用较弱。

综上所述,本研究拟探讨农村老年人的社会排斥体验与其健康状况的关系,以及负性情绪的中介作用以及人际信任和经济状况的调节作用。基于前面四个假设,各变量关系的假设模型如图1所示。

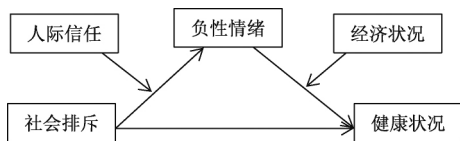


图1 各变量关系的假设模型

2 研究方法

2.1 研究样本

调查对象为我国60周岁及以上农村老年人,这些研究样本来源于中国人民大学校团委负责的“千人百村”社会调研活动。该调研覆盖了中国31个省级行政区(不含港澳台)的农村居民。该调查对象的抽取采用分层多阶段抽样方法。第一阶段,依

据县级行政单位所在的7个地理区域以及是否为国家级贫困县分为8个层,每个层抽取的县级行政单位数与该层农业人口总数成正比;第二阶段,对每个抽取的县级行政单位,采取简单随机抽样的方式抽取1个行政村作为拟调研行政村;第三阶段,由大学生访问员对每个抽取的行政村采用等距抽样、地图抽样等方式,确定拟调研的行政村农户,最终共包含129个行政村中的4471家农户。

访问员对调研农户中的老年人进行问卷调查。问卷由访问员向老年受访者提问,老年受访者回答后由访问员代填问卷,共填写问卷2072份。去除小于60周岁调查对象的问卷,剩余有效问卷1803份,有效率为87.02%。其中男性样本1010份,女性样本793份。调查对象的平均年龄为 70.32 ± 7.03 岁。

2.2 研究工具

2.2.1 社会排斥体验量表

采用Carter-Sowell(2010)编制的社会排斥体验量表,该量表包含忽视和拒绝两个维度,每个维度各4个条目。量表采用7点计分(1=从未如此,7=总是如此),分数越高表明被试的社会排斥体验越强。由于本次调查是一个多学科的大型调查,每个学科的题目数量限制严格,因此调查者基于“较好理解,同时适应农村的人际交往环境”的原则选取了每个维度各2个条目。忽视条目为“在大家一起交谈时,我常常被别人忽视”,“别人好像经常看不到我似的”;拒绝条目为“我出现时,别人常常会背过身去”,“别人总是对我很冷淡”。本研究中该量表4个条目的验证性因素分析结果为: $\chi^2/df = 3.59$ ($p < 0.001$), CFI = 0.98, TLI = 0.96, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.02。本研究中该量表4个条目的Cronbach's α 系数为0.90。

2.2.2 抑郁-焦虑-压力负性情绪量表

采用Lovibond和Lovibond(1995)编制的抑郁-焦虑-压力负性情绪简版量表(DASS)测量老年人的负性情绪。该量表包含抑郁、焦虑、压力三个维度,每个维度各7个条目。量表采用5点计分(0=不符合,4=总是符合),分数越高表明被试的抑郁、焦虑、压力水平越高。量表条目举例为“我好像一点都没有感觉到愉快、舒畅”(抑郁,“我感到口干舌燥”(焦虑,“我觉得很难让自己安静下来”(压力)。国内学者龚翔等人(2010)对该量表进行了修订,证明其具有较好的信效度。本研究中该量表的验证性因素分析结果为: $\chi^2/df = 7.64$ ($p < 0.001$), CFI = 0.93, TLI = 0.91, RMSEA = 0.05, SRMR =

0.04。本研究中量表总体、抑郁、焦虑、压力维度的 Cronbach's α 系数分别为 0.92、0.77、0.79 和 0.81。

2.2.3 人际信任量表

采用董妍和李哲能(2017)编制的社会信任量表,该量表包含人际信任、制度信任、职业信任三个分量表。本研究选择该量表的人际信任分量表,被调查者对问题“针对以下列举的对象,请在 1~4 (1=非常不信任,4=非常信任)之间选出相应的数字作为您对其信任的程度”进行回答,该问题共包含 7 个对象(父母、配偶、子女、亲戚、朋友、邻居、陌生人),分数越高表明被试的人际信任水平越高。本研究中该量表的验证性因素分析结果为: $\chi^2/df = 4.26$ ($p < 0.001$), CFI = 0.99, TLI = 0.98, RMSEA = 0.04, SRMR = 0.02。本研究中该量表人际信任维度的 Cronbach's α 系数为 0.75。

2.2.4 健康状况

采用健康状况调查简表(SF-36)(王坤,2012)中“您的总体健康状况是?”这一条目(1=差,2=一般,3=好,4=很好,5=极好)进行测量。得分越高表明健康状况越好。

2.2.5 经济状况

被试对问题“您的经济状况是?”进行回答(1=差,2=一般,3=较好,4=很好)。得分越高表明经济状况越好。

2.2.6 受教育程度

被试对问题“您目前的最高教育程度是?”进行回答(1=没有受过任何教育,2=私塾、扫盲班,3=小学,4=初中,5=职业高中,6=普通高中,7=中专,8=技校,9=大学专科(成人高等教育),10=大学专科(正规高等教育),11=大学本科(成人高等

教育),12=大学本科(正规高等教育),13=研究生及以上)。得分越高表明受教育程度越高。

2.3 程序

由中国人民大学的 414 名大学生访问员组成 3 至 4 人小队,前往抽样确定的各行政村,走访农户家庭。问卷由访问员向老年受访者提问,老年受访者回答后由访问员代填问卷。采用 SPSS 22.0 进行数据分析,并结合 Hayes(2013)编写的 Process 宏程序中的 Model 1(检验调节作用)、Model 4(检验中介模型)和 Model 59(检验调节变量 W 对中介模型所有路径的调节作用)检验假设模型。

3 结果

3.1 共同方法偏差检验

根据周浩和龙立荣(2004)的建议,采用 Harman 的单因子检验法进行共同方法偏差检验,探索性因素分析结果显示,一共析出 7 个特征根大于 1 的因子,其中第一个因子解释了总变异的 26.63%,小于 40% 的标准。因此,本研究不存在严重的共同方法偏差。

3.2 各变量的描述性统计及相关分析

描述性统计和相关分析结果如表 1 所示。社会排斥、负性情绪、人际信任、健康状况、经济状况两两相关。其中,社会排斥和负性情绪与其他变量负相关;人际信任、健康状况、经济状况两两之间正相关。负性情绪与受教育程度负相关,与年龄、性别正相关。健康状况与受教育程度正相关,与年龄、性别负相关。因此在后续分析中将受教育程度、年龄、性别作为控制变量。

表 1 描述性统计与相关分析结果($N = 1803$)

	1	2	3	4	5	6	7	8	$M \pm SD$
1. 社会排斥									1.78 $\pm$ 1.12
2. 负性情绪	0.43 ***								1.48 $\pm$ 0.45
3. 人际信任	-0.16 ***	-0.16 ***							3.42 $\pm$ 0.43
4. 健康状况	-0.19 ***	-0.41 ***	0.10 ***						2.59 $\pm$ 1.11
5. 经济状况	-0.13 ***	-0.28 ***	0.08 **	0.33 ***					1.99 $\pm$ 0.69
6. 受教育程度	-0.07 **	-0.17 ***	0.02	0.19 ***	0.17 ***				2.79 $\pm$ 1.52
7. 年龄	0.04	0.06 *	0.05 *	-0.08 ***	0.02	-0.21 ***			70.32 $\pm$ 7.03
8. 性别	0.05 *	0.13 ***	-0.03	-0.11 ***	-0.05 *	-0.31 ***	0.01		

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。下同。

3.3 检验有调节的中介模型

为了避免交互项与自变量和调节变量产生共线性问题,首先对自变量和调节变量进行了标准化处理。将受教育程度、年龄、性别作为控制变量,通过

三步进行有调节的中介效应分析,分析过程采用 SPSS 中的 Process 宏程序。采用偏差校正的百分位 Bootstrap 方法检验,重复取样 5000 次,计算 95% 的置信区间。

第一步,对简单中介模型进行检验。选择 Model 4 检验负性情绪在社会排斥与健康状况之间的中介作用。回归分析表明,社会排斥对健康状况具有显著的负向预测作用($\beta = -0.21, p < 0.001$);将负性情绪和控制变量纳入回归方程以后,社会排斥对健康状况的预测作用不显著($\beta = -0.02, p = 0.44$),社会排斥正向预测负性情绪($\beta = 0.42, p < 0.001$),负性情绪负向预测健康状况($\beta = -0.42, p < 0.001$)。中介效应 $ab = -0.17$, Boot $SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.21, -0.15]$,说明负性情绪在农村老年人社会排斥体验和健康状况之间起完全中介作用。

第二步,采用 Model 59 检验人际信任在中介模型各个路径的调节效应。人际信任调节作用的检验结果如表 2 所示,结果显示人际信任在社会排斥与

负性情绪之间起调节作用,人际信任对中介模型其他路径的调节作用不显著。为了进一步揭示人际信任的调节作用,根据人际信任的取值进行高低分组(正负一个标准差上下)。当人际信任水平较低时($-1SD$),社会排斥对负性情绪的作用较大($b_{\text{simple}} = 0.46, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[0.40, 0.51]$,当人际信任水平较高时($+1SD$),社会排斥对负性情绪的作用较小($b_{\text{simple}} = 0.33, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[0.26, 0.39]$ (图 2)。当人际信任水平较低时($-1SD$),中介效应 $ab = -0.21$, Boot $SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.25, -0.17]$;当人际信任水平较高时($+1SD$),中介效应 $ab = -0.15$, Boot $SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.19, -0.11]$ 。

表 2 人际信任的调节作用

	因变量: 负性情绪			因变量: 健康状况		
	β	SE	95% CI	β	SE	95% CI
性别	0.14**	0.04	[0.06, 0.23]	-0.06	0.05	[-0.16, 0.04]
年龄	0.00	0.00	[-0.00, 0.01]	-0.01	0.00	[-0.01, 0.00]
受教育程度	-0.08***	0.01	[-0.11, -0.05]	0.08***	0.02	[0.04, 0.11]
社会排斥	0.39***	0.02	[0.35, 0.43]	-0.01	0.03	[-0.07, 0.04]
人际信任	-0.09***	0.02	[-0.13, -0.05]	0.04	0.02	[-0.00, 0.09]
社会排斥 $\times$ 人际信任	-0.07**	0.02	[-0.10, -0.03]	0.00	0.03	[-0.05, 0.05]
负性情绪				-0.42***	0.03	[-0.47, -0.36]
负性情绪 $\times$ 人际信任				0.01	0.02	[-0.04, 0.05]
R^2		0.22			0.19	
F		86.64***			52.03***	

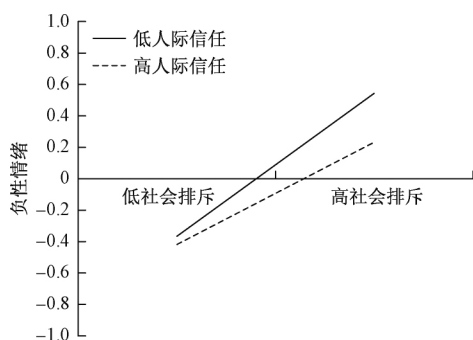


图 2 人际信任在社会排斥和负性情绪之间的调节作用

第三步,采用 Model 59 检验经济状况在中介模型各个路径的调节效应。经济状况调节作用的检验结果如表 3 所示,结果显示经济状况在社会排斥与负性情绪之间起调节作用,在负性情绪与健康状况之间也起调节作用,在社会排斥与健康状况之间的调节作用不显著。为了进一步揭示经济状况的调节

作用,根据经济状况的取值进行高低分组(正负一个标准差上下)。当经济状况水平较低时($-1SD$),社会排斥对负性情绪的作用较大($b_{\text{simple}} = 0.48, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[0.42, 0.54]$;当经济状况水平较高时($+1SD$),社会排斥对负性情绪的作用较小($b_{\text{simple}} = 0.27, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[0.18, 0.35]$ (图 3)。当经济状况水平较低时($-1SD$),负性情绪对健康状况的作用较小($b_{\text{simple}} = -0.28, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[-0.35, -0.20]$;当经济状况水平较高时($+1SD$),负性情绪对健康状况的作用较大($b_{\text{simple}} = -0.50, p < 0.001$),95% 的置信区间为 $[-0.60, -0.39]$ (图 4)。当经济状况水平较低时($-1SD$),中介效应 $ab = -0.14$, Boot $SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.18, -0.10]$;当经济状况水平较高时($+1SD$),中介效应 $ab = -0.15$, Boot $SE = 0.02$, 95% 的置信区间为 $[-0.22, -0.09]$ 。

表3 经济状况的调节作用

	因变量: 负性情绪			因变量: 健康状况		
	β	SE	95% CI	β	SE	95% CI
性别	0.15 ***	0.04	[0.06, 0.23]	-0.07	0.05	[-0.17, 0.03]
年龄	0.00	0.00	[-0.00, 0.01]	-0.01 *	0.00	[-0.01, -0.00]
受教育程度	-0.05 ***	0.01	[-0.08, -0.02]	0.05 **	0.02	[0.02, 0.08]
社会排斥	0.37 ***	0.02	[0.33, 0.42]	-0.02	0.03	[-0.07, 0.03]
经济状况	-0.22 ***	0.02	[-0.26, -0.18]	0.25 ***	0.02	[0.20, 0.29]
社会排斥 $\times$ 经济状况	-0.07 ***	0.02	[-0.12, -0.03]	0.01	0.03	[-0.04, 0.06]
负性情绪				-0.39 ***	0.03	[-0.44, -0.33]
负性情绪 $\times$ 经济状况				-0.07 **	0.03	[-0.13, -0.02]
R^2		0.26			0.24	
F		105.58 ***			69.54 ***	

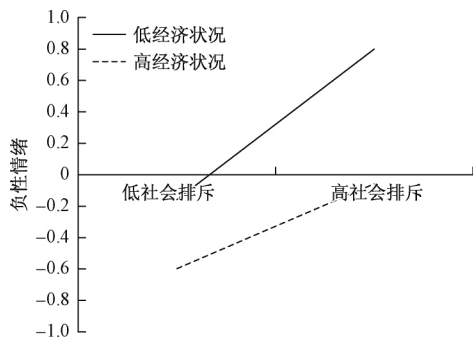


图3 经济状况在社会排斥与负性情绪之间的调节作用

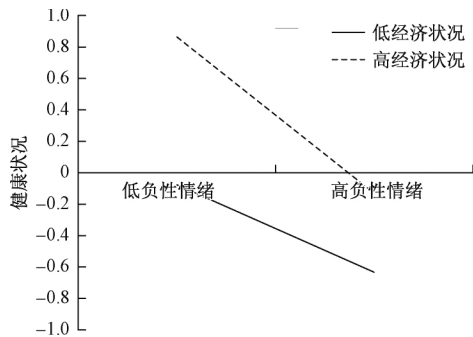


图4 经济状况在负性情绪与健康状况之间的调节作用

4 讨论

4.1 农村老年人社会排斥体验与健康状况

老年人的社会排斥体验对其身心健康具有重要作用,然而农村老年人作为一个基数庞大的群体,在社会排斥方面得到的关注较少。本研究基于一项覆盖中国31个省级行政区(不含港澳台)的农村居民社会调查,探究了农村老年人社会排斥体验对健康状况的作用。回归分析结果发现,农村老年人的社会排斥体验负向预测其健康状况,这与前人在老年人群体中的研究结论是一致的(Feng et al., 2019; Hawton et al., 2011; Scharf & Bartlam, 2008; Tong & Lai, 2016; Tong et al., 2011)。因此,本研究的

假设1得到了验证。

4.2 有调节的中介作用

随后,本研究考察了负性情绪、人际信任、经济状况在农村老年人社会排斥体验与健康状况之间的作用。研究结果表明,社会排斥、负性情绪与人际信任、健康状况、经济状况负相关,人际信任、健康状况、经济状况两两之间正相关,这些结果与前人的发现是一致的(Cole et al., 2011; Consedine et al., 2002; Kim et al., 2018; Lillie-Blanton & Laveist, 1996; 刘昌平,汪连杰,2017; 贾彦茹等,2019; 孙晓军等,2017; 严丹君,俞爱月,2011)。

研究结果表明,负性情绪在农村老年人社会排斥体验和健康状况之间起中介作用,即受到社会排斥的农村老年人首先会产生一系列负性情绪,进而对健康状况产生作用。该结果回应了社会排斥的多元动机模型(Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011)和负性情绪影响健康的四通路模型(Cohen & Rodriguez, 1995)。对于遭受社会排斥的农村老年人,由社会排斥引起的负性情绪,是对健康产生负向作用的关键因素。因此,本研究的假设2得到了验证。

研究结果表明,人际信任在农村老年人社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用,具体而言,对于人际信任水平较高的农村老年人,社会排斥体验对负性情绪的作用较小。社会排斥的多元动机模型指出,被排斥者会根据对排斥事件的解释,做出三种可能的动机性反应(Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011)。人际信任水平较高的农村老年人认为大多数人是值得信赖的,因此可能具备更强的意愿和更多的机会去修复与排斥者的关系;即使无法修复与被排斥者的关系,人际信任水平较高的农村老年人也更有可能与其他人建立良好的社会关系,从而缓解由社会排斥带来的“接受感”损失。无论是修复

与排斥者的关系还是建立新的社会关系,都属于亲社会行为 (Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011), 而亲社会行为会使个体的接受感得到恢复, 进而产生积极的生理心理反应, 先前由社会排斥导致的负性情绪也有所缓解。因此, 本研究的假设 3 得到了验证。此外, 该结果也拓展了社会排斥的多元动机模型。多元动机模型并没有指出被排斥者做出动机性反应后负性情绪状态的变化, 从本研究的结果可以推测, 被排斥者如果做出亲社会行为, 其负性情绪会有所缓解。

研究结果发现, 农村老年人的经济状况也在社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用。具体而言, 对于经济状况较好的农村老年人, 社会排斥体验对负性情绪的作用较小。除了亲社会行为可以恢复接受感, 社会排斥的多元动机模型还指出, 如果排斥事件是普遍且长期存在的, 则个体更有可能产生退缩和回避型反应, 退缩和回避型反应是不利于恢复接受感、缓解负性情绪的 (Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011)。社会经济地位较高的农村老年人, 具有更多参加各类文艺体育活动的机会 (刘昌平, 汪连杰, 2017), 更容易与周围人建立良好人际关系 (Scharf & Bartlam, 2008)。因此, 经济状况较好的农村老年人面临的社会排斥可能是较为短暂的, 其对负性情绪的负向作用也有所缓解。

研究结果表明, 尽管农村老年人的经济状况对其健康状况具有正向预测作用, 但是经济状况在农村老年人负性情绪和健康状况之间的调节方向与假设相反, 对于经济状况较好的农村老年人, 负性情绪对健康状况的作用反而较大。研究结果与研究假设不一致可能是因为: 根据负性情绪影响健康的四通路模型 (Cohen & Rodriguez, 1995), 经济状况除了可能影响四通路模型中的生理通路和社会通路, 还可能改变模型中的行为通路。具体而言, 尽管经济水平较高的农村老年人可以负担得起更丰富的物质生活, 但是在处于负性情绪状态时, 却可能会选择吸烟、饮酒等方式缓解自己的负性情绪, 从而对健康产生较大危害 (魏利娇等, 2019; 张冲, 张丹, 2016)。因此, 本研究的假设 4 未能得到验证, 但是研究结果提示, 负性情绪与健康状况之间可能存在一些调节变量, 而同一调节变量也可能会通过不同通路产生作用; 该结果也证实并拓展了负性情绪影响健康的四通路模型 (Cohen & Rodriguez, 1995)。

综上所述, 农村老年人社会排斥体验是通过负性情绪作用于其健康状况的, 人际信任在社会排斥

与负性情绪之间起调节作用, 经济状况在社会排斥与负性情绪之间, 以及负性情绪与健康状况之间起调节作用。这一发现不仅揭示了农村老年人社会排斥体验作用于其健康状况的机制, 而且再一次验证并拓展了社会排斥的多元动机模型 (Richman & Leary, 2009; 程苏等, 2011) 和负性情绪影响健康的四通路模型 (Cohen & Rodriguez, 1995)。

4.3 研究的意义与启示

本研究基于一项覆盖中国 31 个省级行政区 (不含港澳台) 的农村居民社会调查, 证明了农村老年人社会排斥体验对健康状况的负向预测作用, 以及负性情绪的中介作用和人际信任、经济状况的调节作用。本研究由于该调查属于大样本调查, 且采用了分层多阶段抽样方法, 其结论可以推广至全国范围的农村老年人群体。本研究不仅丰富了农村老年人社会排斥领域的理论成果, 而且为农村的养老服务体系建设和农村老年人的健康服务工作提供了启示。第一, 在农村养老体系建设过程中, 应关注遭受社会排斥的老年人群体, 分析其遭受社会排斥的原因, 采取有效的干预措施 (例如建立老年文化活动小组), 从而减少其社会排斥体验, 避免对老年人身心健康造成损害; 同时应注重提升农村老年人的人际信任水平, 从而缓解社会排斥所带来的负向作用。第二, 在农村老年人心理健康实践中, 应更多关注老年人的负性情绪体验 (例如宣传一些情绪调节策略), 从而缓解负性情绪对健康的负向作用。第三, 在农村精神文明建设过程中, 要引导农村老年人树立健康生活的理念, 避免经济状况较好的农村老年人因过度吸烟、饮酒等因素导致的健康问题。

4.4 研究的不足与展望

本研究也存在一些不足之处。一是由于该调查具有题目数量的限制, 社会排斥体验量表只选择了一半的题目, 健康状况也只选用了一道题目进行测量; 但是社会排斥体验的题目在本研究具有较好的信效度, 以往研究也表明单个题目的测量是有效的 (Ahlstrom et al., 2010; Jones & Shah, 2016), 因此题目数量没有对研究结果产生严重影响。未来的研究可以对农村老年人的健康状况进行更全面、更具体的测量。二是受限于调查的人力物力成本, 本研究的调查数据为横断数据, 无法证明变量之间的因果关系。社会排斥会作用于健康状况, 但同时健康状况较低的个体也可能更容易受到他人的排斥 (Sacker et al., 2017; Scharf & Bartlam, 2008)。未来的研究可以通过收集纵向数据, 进一步对社会排

斥与健康状况的关系及其心理机制进行验证。

5 结论

(1) 农村老年人的社会排斥体验负向预测其健康状况。

(2) 负性情绪在农村老年人社会排斥体验和健康状况之间起中介作用。

(3) 人际信任在农村老年人社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用,对于人际信任水平较高的农村老年人,社会排斥体验对负性情绪的作用较弱。

(4) 经济状况在农村老年人社会排斥体验和负性情绪之间起调节作用,对于经济状况较好的农村老年人,社会排斥对负性情绪的作用较弱。

(5) 经济状况在农村老年人负性情绪和健康状况之间起调节作用,对于经济状况较好的农村老年人,负性情绪对健康状况的作用较强。

参考文献:

- Ahlstrom, L., Grimby - Ekman, A., Hagberg, M., & Dellve, L. (2010). The work ability index and single - item question: Associations with sick leave, symptoms, and health - A prospective study of women on long - term sick leave. *Scandinavian Journal of Work Environment & Health*, 36(5), 404 - 412.
- Betts, L. R., Rotenberg, K. J., & Trueman, M. (2013). Young children's interpersonal trust consistency as a predictor of future school adjustment. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 34(6), 310 - 318.
- Cadenhead, A. C., & Richman, C. L. (1996). The effects of interpersonal trust and group status on prosocial and aggressive behaviors. *Social Behavior and Personality*, 24(2), 169 - 184.
- Carter - Sowell, A. R. (2010). *Salting a wound, building a callous, or throwing in the towel? The measurement and effects of chronic ostracism experiences* (unpublished doctoral dissertation). Purdue University, West Lafayette, IN.
- Cohen, S., & Rodriguez, M. S. (1995). Pathways linking affective disturbances and physical disorders. *Health Psychology*, 14(5), 374 - 380.
- Cole, J., Logan, T. K., & Walker, R. (2011). Social exclusion, personal control, self - regulation, and stress among substance abuse treatment clients. *Drug and Alcohol Dependence*, 113, 13 - 20.
- Consedine, N. S., Magai, C., Cohen, C. I., & Gillespie, M. (2002). Ethnic variation in the impact of negative affect and emotion inhibition on the health of older adults. *Journals of Gerontology*, 57(5), 396 - 408.
- Feng, Z. X., Jones, K., & Phillips, D. R. (2019). Social exclusion, self - rated health and depression among older people in China: Evidence from a national survey of older persons. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, 82, 238 - 244.
- Frank, C., Davis, C. G., & Elgar, F. J. (2014). Financial strain, social capital, and perceived health during economic recession: A longitudinal survey in rural Canada. *Anxiety Stress & Coping*, 27(4), 422 - 438.
- Hawton, A., Green, C., Dickens, A. P., Richards, S. H., Taylor, R. S., Edwards, R., ... Campbell, J. L. (2011). The impact of social isolation on the health status and health - related quality of life of older people. *Quality of Life Research*, 20(1), 57 - 67.
- Hayes, A. (2013). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis. *Journal of Educational Measurement*, 51(3), 335 - 337.
- Heeren, A., Dricot, L., Billieux, J., Philippot, P., Grynberg, D., Timary, P. D., & Maurage, P. (2017). Correlates of social exclusion in social anxiety disorder: An fMRI study. *Scientific Reports*, 7, 260.
- Jones, S. L., & Shah, P. P. (2016). Diagnosing the locus of trust: A temporal perspective for trustor, trustee, and dyadic influences on perceived trustworthiness. *Journal of Applied Psychology*, 101, 392 - 414.
- Kim, M. A., Park, J. H., Park, H. J., Yi, J., Ahn, E., Kim, S. Y., ... Hong, J. S. (2018). Experiences of peer exclusion and victimization, cognitive functioning, and depression among adolescent cancer survivors in South Korea. *American Journal of Orthopsychiatry*, 88(4), 441 - 449.
- Lazarus, R. S. (1993). From psychological stress to the emotions: A history of changing outlooks. *Annual Review of Psychology*, 44, 1 - 21.
- Lillie - Blanton, M., & Laveist, T. (1996). Race/ethnicity, the social environment, and health. *Social Science & Medicine*, 43(1), 83 - 91.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the beck depression and anxiety inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335 - 343.
- Mayne, T. J. (1999). Negative affect and health: The importance of being earnest. *Cognition & Emotion*, 13(5), 601 - 635.
- Richman, L. S., & Leary, M. R. (2009). Reactions to discrimination, stigmatization, ostracism, and other forms of interpersonal rejection: A multimotive model. *Psychological Review*, 116(2), 365 - 383.
- Sacker, A., Ross, A., Macleod, C. A., Netuveli, G., & Windle, G. (2017). Health and social exclusion in older age: Evidence from understanding society, the UK household longitudinal study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 71(7), 681 - 690.
- Scharf, T., & Bartlam, B. (2008). Aging and social exclusion in rural communities. In N. Keating (Ed.), *Rural ageing: A good place to grow old?* (pp. 97 - 108). Bristol: Policy Press.
- Shergold, I., & Parkhurst, G. (2012). Transport - related social exclusion amongst older people in rural Southwest England and Wales. *Journal of Rural Studies*, 28(4), 412 - 421.
- Tong, H. M., & Lai, D. (2016). Social exclusion and health among older Chinese in Shanghai, China. *Asia Pacific Journal of Social Work and Development*, 26(2 - 3), 120 - 141.
- Tong, H., Lai, D., Zeng, Q., & Xu, W. (2011). Effects of social exclusion on depressive symptoms: Elderly Chinese living alone in Shanghai, China. *Journal of Cross - Cultural Gerontology*, 26, 349

-364.

- Walsh, K., Scharf, T., & Keating, N. (2017). Social exclusion of older persons: A scoping review and conceptual framework. *European Journal of Ageing*, 14(1), 81–98.
- Wethington, E., Pillemer, K., & Principi, A. (2016). Research in social gerontology: Social exclusion of aging adults. In P. Riva & J. Eck (Eds.). *Social exclusion* (pp. 177–195). Springer International Publishing.
- 程苏, 刘璐, 郑涌. (2011). 社会排斥的研究范式与理论模型. *心理科学进展*, 19(6), 905–915.
- 董妍, 李哲能. (2017). 北京市居民社会信任感调查报告. 见 *北京市社会心态蓝皮书(2016—2017)* (pp. 347–370). 北京: 社会科学文献出版社.
- 董妍, 于晓琪, 李哲能. (2018). 信任的遗传基础: 来自基因的证据. *心理科学进展*, 26(7), 1204–1212.
- 杜建政, 夏冰丽. (2008). 心理学视野中的社会排斥. *心理科学进展*, 16(6), 981–986.
- 费孝通. (1998). *乡土中国*. 北京大学出版社.
- 胡薇. (2009). 累积的异质性生命历程视角下的老年人分化. *社会*, 29(2), 112–130.
- 贾彦茹, 张守臣, 金童林, 张璐, 赵思琦, 李琦. (2019). 大学生社会排斥对社交焦虑的影响: 负面评价恐惧与人际信任的作用. *心理科学*, 42(3), 653–659.
- 雷望红. (2017). 空间排斥视角下农村老年人地位边缘化研究——基于山东 J 村撤村并居实践的考察. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 128, 91–96.
- 李建新, 李春华. (2014). 城乡老年人口健康差异研究. *人口学刊*, 36(5), 37–47.
- 李晓敏, 韩布新. (2011). 城乡老年人情绪状况比较研究综述. *全国农村老龄问题高峰论坛* (pp. 235–240). 北京: 中国文联出版社.
- 刘昌平, 汪连杰. (2017). 社会经济地位对老年人健康状况的影响研究. *中国人口科学*, 37(5), 40–50.
- 刘燕舞. (2013). 农村老年人自杀及其危机干预 (1980–2009). *南方人口*, 28(2), 57–64.
- 骆琪, 阎国光. (2012). 社会经济地位对老年人健康影响的实证检验. *统计与决策*, 13, 91–94.
- 钱雪飞. (2011). 城乡老年人收入来源的差异及其经济性影响. *华南农业大学学报: 社会科学版*, 10(1), 104–113.
- 仇凤仙. (2011). 社会排斥与贫困: 农村老人贫困问题结构性问题——以安徽省泗县大李村调查为例. *山东农业大学学报(社会科学版)*, 48, 40–44.
- 孙鹏娟. (2017). 中国城乡老年人的经济收入及代际经济支持. *人口研究*, 41(1), 34–45.
- 孙晓军, 童媛添, 范翠英. (2017). 现实及网络社会排斥与大学生抑郁的关系: 自我控制的中介作用. *心理与行为研究*, 15(2), 169–174.
- 王坤. (2012). 健康状况调查简表 (SF-36). *中华神经外科杂志*, 28(6), 571.
- 魏利娇, 李晨阳, 曹玉迪, 胡悦, 刘珂嘉, 刘彦慧, 张春梅. (2019). 农村留守老人生命质量. *中国老年学杂志*, 39, 230–233.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补. *心理学报*, 46(5), 714–726.
- 辛自强. (2019). 市场化与人际信任变迁. *心理科学进展*, 27(12), 1951–1966.
- 严丹君, 俞爱月. (2011). 老年人焦虑、抑郁和生活满意度及相关性. *中国老年学杂志*, 31(10), 1847–1848.
- 张冲, 张丹. (2016). 城市老年人社会活动参与对其健康的影响——基于 CHARLS 2011 年数据. *人口与经济*, 5, 55–63.
- 周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(6), 942–950.

Social Exclusion Experience and Health Condition among the Rural Elders: The Moderated Mediating Effect

LIU Conghui DONG Yan WANG Hongfei ZHANG Denghao

(Department of Psychology, Renmin University of China, Beijing 100872)

Abstract: Based on the multimotive model of social exclusion and the model of pathways linking affective disturbances to physical disorders, the current study investigated 1803 rural elders from the 31 provinces (excluding Hong Kong, Macao, and Taiwan) in China, in order to test the influence of social exclusion experience on health condition, and the effects of negative emotional states, interpersonal trust, and economic conditions between them. The results showed that: (1) social exclusion experience negatively predicted health condition; (2) Negative emotional states mediated social exclusion experience and health condition; (3) Interpersonal trust moderated the link between social exclusion experience and negative emotional states; (4) Economic condition moderated the link between social exclusion experience and negative emotional states; (5) Economic condition moderated the link between negative emotional states and health condition. The current study not only verifies and extends the two theoretical models but also provides some implications for the construction of rural elderly care and health services.

Key words: social exclusion; health; negative emotional states; interpersonal trust; rural elders

《心理发展与教育》是由国家教育部主管、北京师范大学主办的全国性学术刊物,1985 年创刊,主要发表发展与教育心理学领域的高质量研究论文。《心理发展与教育》是中国社会科学院文献信息中心“中国人文社会科学核心期刊”来源刊;中国科学文献计量评价研究中心《中国人文社会科学引文数据库(CHSSCD)》来源刊、《中国学术期刊综合评价数据库(CAJCED)》来源期刊;南京大学社会科学数据库研究开发中心“中文社会科学引文索引(CSSCI)”统计源期刊;中国科学技术信息研究所《中国自然科学与社会科学交叉领域期刊数据库》统计源期刊;《中国数字化期刊群》来源期刊;入编《中文核心期刊要目总览》。

《心理发展与教育》已实行网络投稿(<http://www.devpsy.com.cn>),暂不需交打印稿。本刊为双月刊,全年定价 120 元。欢迎到全国各地邮局订阅,邮发代号 2-913。

主 编:林崇德

副主编:董 奇 申继亮 方晓义 陈英和 罗 良

编 委:(按姓氏拼音为序)

白学军	陈 红	方 平	盖笑松	胡清芬	胡卫平	黄四林	寇 彧	雷 雳
李 红	李 虹	李伟健	连 榕	蔺秀云	刘国芳	刘儒德	刘 霞	刘 艳
聂衍刚	彭华茂	彭运石	桑 标	苏彦捷	谭顶良	陶 云	王大华	王福兴
王 耘	伍新春	辛 涛	杨春亮	姚本先	姚梅林	俞国良	张 奇	张 卫
张大均	张 丽	张文新	张向葵	邢淑芬	赵景欣	赵俊峰	周爱保	邹 泓

心理发展与教育

Psychological Development and Education

2021 年 9 月出版 第 37 卷 第 5 期 Vol.37 No.5; Sep. 2021

主 办:北京师范大学
编 辑:心理发展与教育编辑部
(北京新街口外大街 19 号北京师范大学
大学城内,100875)
电话:010-58807700
邮箱:pdac@bnu.edu.cn
<http://www.devpsy.com.cn>

出 版:北京师范大学出版社
印 刷:北京朝阳印刷厂有限责任公司
发行及订购处:全国各地邮局
出版日期:2021 年 9 月 15 日

Sponsor: Beijing Normal University
Edited: Editorial Board of Psychological
Development and Education
(Beijing Normal University, Beijing 100875, China)
Tel: 010-58807700
E-mail: pdac@bnu.edu.cn
<http://www.devpsy.com.cn>

Published: Beijing Normal University Press
Printed: Beijing Chaoyang Printing House Co., Ltd
Distributor and Subscription: Post Office
Published Date: Sep. 15, 2021

ISSN 1001-4918



9 771001 491210

国内统一刊号: CN11-1608/B
国际标准刊号: ISSN1001-4918
国内邮发代号: 2-913
每期定价: 20.00 元