

初中生情绪调节自我效能感 在学业负担态度与学校满意度间的中介作用

徐双媛¹, 孙崇勇^{1,2}, 高春阳³, 李聪⁴, 王洪明⁵

1. 吉林师范大学教育科学学院, 四平 136099; 2. 吉林师范大学心理研究所;

3. 长春市第一中学; 4. 哈尔滨市德强中学; 5. 潍坊尚文中学

【摘要】 目的 探讨初中生学业负担态度、情绪调节自我效能感与学校满意度现状及其相互关系, 为采取合理有效的干预措施提供依据。**方法** 采用学业负担态度量表、青少年学校满意度问卷、情绪调节自我效能感量表(RESE), 对整群随机抽取长春、哈尔滨、潍坊各 1 所学校的 880 名初中生进行问卷调查。**结果** 初中生学业负担态度、情绪调节自我效能感和学校满意度总分分别为(3.23±0.73)(3.49±0.61)和(3.78±0.64)分; 学业负担态度、情绪调节自我效能感各维度及总分与学校满意度总分之间均呈正相关(r 值分别为 0.15~0.94, P 值均 <0.01)。学业负担态度对情绪调节自我效能感($\beta=0.34, t=13.33, P<0.01$)、学校满意度($\beta=0.40, t=15.52, P<0.01$)的预测作用有统计学意义。当情绪调节自我效能感变量加入时, 学业负担态度对学校满意度的预测作用下降, 但有统计学意义($\beta=0.35, t=10.77, P<0.01$), 决定系数 R^2 值增加值能解释总变异的 9.17%; 情绪调节自我效能感也预测学校满意度($\beta=0.26, t=10.64, P<0.01$)。**结论** 初中生学业负担态度、情绪调节自我效能感和学校满意度均处于中等偏上水平。情绪调节自我效能感在学业负担态度与学校满意度之间存在部分中介效应。

【关键词】 情绪; 学习; 自我; 因素分析; 统计学; 学生

【中图分类号】 B 844.2 R 395.6 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1000-9817(2016)08-1247-03

学业负担态度指学生对自己所承受的学业负荷的稳定的心理倾向和行为方式, 具体包括对学业负担的认知、情绪体验和学习行为 3 个维度^[1]。学校满意度作为学校幸福感的重要组成部分, 影响着学生对学校生活的主观感受与评价^[2]。有研究表明, 青少年在总体生活满意度以及对家庭、学校、朋友、自我和生活环境等方面的满意度中, 对学校生活满意度水平最低^[3]。青少年如果感受到的学业负担过重, 就有可能导致对学校生活的不满, 这也是青少年学业不良、退学、网络成瘾等学习和行为问题的原因之一。情绪调节自我效能感是个体对能否有效调节自身情绪状态的一种自信程度^[4]。情绪调节自我效能感可以在一定范围内调节个体的积极情绪, 管理消极情绪并维护自我情绪的调节机制, 还可以帮助个体有效应对压力、提高人际关系质量与主观幸福感, 最终优化人格结构^[5]。为进一步了解当前初中生群体学业负担态度、学校满意度与情绪调节自我效能感的现状及其相互关系, 笔者于 2015 年 11 月对在校初中生进行调查,

现将结果报道如下。

1 对象与方法

1.1 对象 从长春市、哈尔滨市、山东潍坊市初中学校中各随机抽取 1 所学校, 再从每所中学整群随机抽取初一、初二、初三年级各 2 个班, 共计 1 000 名初中生纳入调查。共发放问卷 1 000 份, 回收问卷 920 份, 回收率为 92.00%, 获得有效问卷 880 份, 有效率为 95.65%; 年龄在 11~16 岁之间, 平均年龄(14±1)岁。其中男生 434 名(49.32%), 女生 446 名(50.68%); 初一学生 297 名(33.75%), 初二学生 327 名(37.16%), 初三学生 256 名(29.09%); 农村生源学生 484 名(55.00%), 城镇生源学生 396 名(45.00%); 独生子女 393 名(44.66%), 非独生子女 487 名(55.34%)。

1.2 方法 (1) 自行设计调查表, 调查初中生的一般情况, 包括性别、年龄、年级、生源地、是否独生子女等。(2) 对初中生的学业负担态度调查采用张锋等^[1]编制的学业负担态度量表。该量表包括 62 个项目, 分为认知(25 项)、情绪(19 项)、行为(18 项)3 个维度; 采用 5 级计分, 分数越高, 表明学业负担态度越积极。由于各维度题项不一样, 为了便于比较, 统一采用总分与维度的均分计分。3 个分量表 Cronbach α 系数分别为 0.864, 0.902 和 0.861, 信度良好^[1]。不同学业成绩学生在该量表的各个维度指标上得分差异有统计

【基金项目】 2015 年教育部人文社会科学规划基金项目(15YJA880056)。

【作者简介】 徐双媛(1993-), 女, 山东潍坊人, 硕士, 主要研究方向为发展与教育心理学。

【通讯作者】 孙崇勇, E-mail: 648654140@qq.com。

DOI: 10.16835/j.cnki.1000-9817.2016.08.042

学意义,说明量表具有良好的区分度。本次测量量表总的 Cronbach α 系数为 0.967,3 个分量表分别为 0.925,0.928 和 0.931。(3)初中生情绪调节自我效能感状况调查采用 Caprara 等^[6]最新修订、文书锋等^[7]翻译的情绪调节自我效能感量表(Regulatory Emotional Self-Efficacy, RESE)中文版。该量表最早由 Bandura 于 2003 年编制^[8],国内学者黄时华等^[9]曾考察过 RESE 中文版在我国初中生群体中的适用性,结果表明具有良好的信效度。量表包括表达积极情绪效能感、调节生气/易怒情绪效能感、调节沮丧/痛苦情绪效能感 3 个维度,每个维度均为 4 项,共 12 个项目。采用李克特 5 级评分,1 代表“很不符合”,5 代表“非常符合”;得分越高,说明调节该情绪的自我效能感越高,掌控能力越强。总量表 Cronbach α 系数为 0.86,各分量表分别为 0.83,0.80 和 0.74^[7]。本次测量量表总的 Cronbach α 系数为 0.715,各分量表分别为 0.666,0.686 和 0.711。(4)初中生的学校满意度状况调查采用陶芳标等^[10]编制的青少年学校生活满意度问卷。该量表共有 12 个项目,主要包括青少年对自己的学习效果与能力、教师和同学对自己的学习表现、师生及同学关系、从教师和同学那里获得的帮助、学习环境等 5 个方面满意程度的认知与评价;采用 5 级评分,总分为 60 分,得分越高则学校满意度越高。该量表的信度与效标效度均较好,标准化 Cronbach α 系数为

0.829,重测信度为 0.91,量表总分与 Zung 焦虑自评量表和流量中心用抑郁自评量表评分的相关系数分别为-0.464,-0.279^[10]。本次测量的 Cronbach α 系数为 0.86。

1.3 统计分析 采用 SPSS 17.0 软件对数据进行描述统计、相关分析、回归分析、 t 检验等,检验水准 $\alpha = 0.05$ 。

2 结果

2.1 初中生学业负担态度、情绪调节自我效能感与学校满意度总体状况 初中生学业负担态度各分量表及总分的平均得分如下:认知(2.96 ± 0.74)分,情绪(3.19 ± 0.86)分,行为(3.53 ± 0.84)分,总分(3.23 ± 0.73)分。初中生情绪调节自我效能感各分量表及总分的平均得分如下:表达积极情绪效能感(3.75 ± 0.89)分,调节生气/易怒情绪效能感(3.22 ± 0.64)分,调节沮丧/痛苦情绪效能感(2.00 ± 0.50)分,总分(3.49 ± 0.61)分。初中生学校满意度总分的平均得分为(3.78 ± 0.64)分。

2.2 初中生学业负担态度、情绪调节自我效能感与学校满意度的相关分析 初中生学业负担态度各维度及总分、情绪调节自我效能感各维度及总分与学校满意度总分之间均呈正相关(r 值分别为 0.15~0.94, P 值均 <0.01)。见表 1。

表 1 初中生学业负担态度情绪调节自我效能感与学校满意度的相关系数(r 值, $n=880$)

变量	认知	行为	情绪	学业负担 态度总分	表达积 极情绪	调节生气/ 易怒情绪	调节沮丧/ 痛苦情绪	情绪调节自我 效能感总分
行为	0.62							
情绪	0.77	0.76						
学业负担态度总分	0.88	0.89	0.94					
表达积极情绪	0.15	0.16	0.15	0.17				
调节生气/易怒情绪	0.33	0.33	0.33	0.36	0.25			
调节沮丧/痛苦情绪	0.37	0.37	0.38	0.42	0.30	0.55		
情绪调节自我效能感总分	0.37	0.37	0.38	0.41	0.72	0.74	0.82	
学校满意度总分	0.43	0.41	0.41	0.46	0.28	0.38	0.41	0.47

注: P 值均 <0.01 。

2.3 初中生情绪调节自我效能感在学业负担态度与学校满意度之间的中介效应检验 按照温忠麟等^[11]提出的中介效应检验程序,对情绪调节自我效能感在学业负担态度与学校满意度之间的中介效应进行检验,结果显示,学业负担态度对情绪调节自我效能感($\beta=0.34, t=13.33, P<0.01$)、学校满意度($\beta=0.40, t=15.52, P<0.01$)的预测作用均有统计学意义。当情绪调节自我效能感变量加入时,学业负担态度对学校满意度的预测作用下降,但仍有统计学意义($\beta=0.35, t=10.77, P<0.01$),决定系数 R^2 值则由 0.22 增加到 0.31, ΔR^2 值为 0.09,即增加值能解释总变异的 9.17%;同时情绪调节自我效能感也预测学校满意度($\beta=0.26, t$

$=10.64, P<0.01$)。见表 2。因此,可以认为,初中生情绪调节自我效能感在学业负担态度与学校满意度的关系中存在部分中介效应。

表 2 初中生情绪调节自我效能感的中介效应依次检验($n=880$)

步骤	标准化回归方程	标准误	t 值
第 1 步	$Y=0.40X$	0.03	15.52
第 2 步	$M=0.34X$	0.03	13.33
第 3 步	$Y=0.26M$	0.03	10.64
	$0.35X$	0.03	10.77

注: Y 为学校满意度总分, X 为学业负担态度总分, M 为情绪调节自我效能感总分; P 值均 <0.01 。

3 讨论

本次调查中,初中生总的学业负担态度、情绪调节自我效能感和学校满意度均处于中等偏上水平,仍有提升空间。就学业负担态度而言,情绪和行为维度高于平均值,表明大多数学生能够调整好自己的情绪,接受并完成当前任务;但认知维度低于平均值,可能和当前初中生的主观感受有关。部分学生认为学业负担较重,作业量及任务过多,所学内容较难。有学者认为,由于缺乏责任与竞争意识,且心理承受能力较弱,导致学生主观上认为学业负担过重^[12]。可见帮助中学生树立对学业负担积极的、正确的认知是有必要的,应因材施教,针对不同的学生分配不同的学习任务,避免学生因学业负担态度消极导致心理压力过重。另一方面,初中生在情绪调节自我效能感的不同维度上存在差异,其中调节沮丧/痛苦情绪的自我效能感得分较低,说明学生对调节该情绪的自信程度偏低,缺乏改善消极情绪状态自我效能感。可能原因是中学生还处于半成熟期,内心世界逐渐丰富,情绪体验深刻,而自我意识高涨,依赖性与独立性并存,交友范围逐渐缩小,由此导致消极情绪得不到排解。因此,教师和家长应该关注中学生情绪体验,通过沟通交流帮助中学生排解消极情绪,增加克服消极情绪的成功经验,从而提升消极情绪调节的自我效能感。因此,相对来说,初中生积极情绪调节的自我效能感高于消极情绪。

本研究结果还验证了初中生情绪调节自我效能感在学业负担态度与学校幸福感之间存在部分中介作用。一般来说,初中生的学业负担态度越积极,同等学业负担状态下身心所感受的压力就越小,积极的认知和行为有利于情绪调节和身心健康,从而对学校生活有着更高的体验和评价。张见有等^[13]研究发现,中学生对学校气氛的感知与学校满意度之间呈正相关。因此,可以通过培养中学生树立正确积极的学业认知,来提升学校满意度。另一方面,学业负担态度除直接影响学校满意度之外,也可以通过情绪调节自我效能感间接影响学校满意度。当学生面临学业负担时,情绪调节自我效能感可以表达积极情绪与调节消极情绪,使之更加积极地对待问题,采取合理而高效的措施应对困境。情绪调节效能感的提升不仅有利于降低负性情绪的影响,更为重要的是使得中学生在情绪体验上拥有更高水平的控制感与自信心,促使他们对学校、学业及周围环境等保持较高的满意度^[14]。窦凯等^[15]研究表明,当个体相信自己有能力进行情绪调节时,更倾向于采用积极的调节策略来维持积极情绪和幸福感,如持续扩大已有的快乐和减弱负性情绪体验等。还有研究表明,情绪调节受经验反馈的影响,通过主动调节消极情绪获得成功经验可以

使情绪调节更为积极^[16]。因此,初中生不断地调节消极情绪的影响,可以增加自信心与自我效能感,对于学业负担压力感的降低与学校满意度的提升都是十分有利的。

本研究结果启示,在今后的学校生活中,教育者应帮助中学生树立对课业量与课业难度等正确的认知,有意识地培养中学生学习的主动性、适应性和计划性,通过提升中学生的认知、行为和态度等策略提升其学校满意度;同时,还要帮助他们采取正确的情绪调节策略,积累更多成功的经验,逐渐提升情绪调节自我效能感,从而最终实现中学生学校满意度及幸福感的提高。

4 参考文献

- [1] 张锋,邓成琼,沈模卫.中学生学业负担态度量表的编制[J].心理科学,2004,27(2):449-452.
- [2] 田丽丽,刘旺.青少年学校幸福感及其与能力自我知觉、人格的关系[J].心理发展与教育,2007,23(3):44-49.
- [3] 孙配贞.青少年学校满意度:研究进展与发展趋势[J].江苏师范大学学报,2013,39(4):145-148.
- [4] 窦凯,聂衍刚,王玉洁,等.青少年情绪调节自我效能感与心理健康的关系[J].中国学校卫生,2012,33(10):1195-1200.
- [5] 田学英,卢家楣.外倾个体何以有更多正性情绪体验:情绪调节自我效能感的中介作用[J].心理科学,2012,35(3):631-635.
- [6] CAPRARA G V, GIUNTA L D, EISENBERG N, et al. Assessing regulatory emotional self-efficacy in three countries[J]. Psychol Assess, 2008, 20(3): 227-237.
- [7] 文书锋,汤冬玲,俞国良.情绪调节自我效能感的应用研究[J].心理科学,2009,32(3):666-668.
- [8] 徐园.初中生情绪调节自我效能感的实证研究[D].南昌:江西师范大学,2014.
- [9] 黄时华,刘佩玲,张卫,等.情绪调节自我效能感量表在初中生应用中的信效度分析[J].中国临床心理学杂志,2012,20(2):158-161.
- [10] 陶芳标,孙莹,凤尔翠,等.青少年学校生活满意度评定问卷的设计与信度、效度评价[J].中国学校卫生,2005,26(12):987-989.
- [11] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [12] 童星.我国中小学生学习负担研究述评[J].教育科学论坛,2014,28(7):73-75.
- [13] 张见有,江慧,韦嘉,等.中学生感知的同学关系和学校满意度对孤独感的影响[J].中国学校卫生,2014,35(10):1509-1513.
- [14] 王玉洁,窦凯,聂衍刚.高职生大五人格与生活满意度:情绪调节效能感的中介作用[J].中国健康心理学杂志,2014,22(10):1559-1561.
- [15] 窦凯,聂衍刚,王玉洁,等.青少年情绪调节自我效能感与主观幸福感情绪调节方式的中介作用[J].心理科学,2013,36(1):139-144.
- [16] TURLIUC M N, BUJOR L. Emotion regulation between determinants and consequences[J]. Procedia Soc Behav Sci, 2013, 76(3): 848-852.

收稿日期:2016-01-29;修回日期:2016-03-10