

# 物理性别刻板印象对大学生自我效能感和学业情绪的影响：性别的调节作用

任婧涵

大连市第三十九中学，辽宁 大连

Email: joyceren98@outlook.com

收稿日期：2020年8月19日；录用日期：2020年8月30日；发布日期：2020年9月9日

## 摘 要

以华中师范大学物理科学与技术学院的230名大学生为被试，考察物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的关系及其相互作用机制。结果表明：1) 物理性别刻板印象正向预测消极学业情绪、负向预测积极学业情绪、负向预测学业自我效能感；学业自我效能感正向预测积极学业情绪、负向预测消极学业情绪；2) 学业自我效能感在物理性别刻板印象和学业情绪的关系中起中介作用；3) 性别在模型中的调节效应不显著；4) 相对中学生而言，大学生的物理性别刻板印象水平很低，且男性的物理性别刻板印象高于女性。本研究发现了物理性别刻板印象对学生自我效能感和学业情绪的消极影响，启发教育者在教学中减少学生的物理性别刻板印象，为大学专业的物理教学提供了理论和实践参考。

## 关键词

物理性别刻板印象，学业自我效能感，学业情绪，大学物理教育

# The Impact of Physical Gender Stereotypes on College Students' Academic Self-Efficacy and Academic Emotions: The Moderating Effect of Gender

Jinghan Ren

Dalian No.39 Middle School, Dalian Liaoning

Email: joyceren98@outlook.com

Received: Aug. 19<sup>th</sup>, 2020; accepted: Aug. 30<sup>th</sup>, 2020; published: Sep. 9<sup>th</sup>, 2020

## Abstract

230 college students from the School of Physics and Technology of Central China Normal University are the subjects. The purpose of this study is to investigate the relationship and interaction mechanism among physical gender stereotypes, academic self-efficacy, and academic emotions. The results show that: 1) Physical gender stereotypes positively predict academic negative emotions, negatively predict academic positive emotions, and negatively predict academic self-efficacy. Academic self-efficacy positively predicts academic positive emotions and negatively predicts academic negative emotions. 2) Academic self-efficacy plays an intermediary role in the relationship between physical gender stereotypes and academic emotions. 3) In the model, the regulatory effect of gender is not significant. 4) Compared with middle school students, college students' physical sex stereotypes are very low. Besides, male physical sex stereotypes are higher than females. This study finds the negative impact of physical gender stereotypes on self-efficacy and academic emotions, in order to inspire educators to reduce students' physical gender stereotypes in teaching. Furthermore, the study provides theoretical and practical references for college professional physics teaching.

## Keywords

Physical Gender Stereotypes, Academic Self-Efficacy, Academic Emotion, College Physics Education

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

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

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



Open Access

## 1. 引言

### 1.1. 研究背景

现实中,人们普遍存在着物理性别刻板印象,认为男生比女生更适合学习物理专业,在物理上的成就更高。从物理学家以及从事 STEM 领域的性别比例来看,女性在物理行业一直处于劣势状态。“女生究竟能不能学好物理?”“男性和女性在物理方面的差异是由什么因素导致的?”“外界对女性从事物理行业的看法能否影响女生的职业选择自信程度?”这些都是物理性别刻板印象研究领域提出的问题。

从后效来说,物理性别刻板印象可能会影响在校大学生们的物理自我效能感和和学业情绪。物理性别刻板印象会使得女生在物理学习过程中因为害怕自己的消极表现会验证这种消极刻板印象而产生众多负面情绪,从而降低学业自我效能感,影响学业成绩。尤其当学生的父母、教师受到性别刻板印象的影响时,这种观念也会影响到学生对自己的期望,让学生产生学业危机感。

### 1.2. 研究目的和意义

目前关于物理性别刻板印象与自我效能感和学业情绪之间关系的研究比较少,且关于物理性别刻板印象的研究对象大多为中学生,大学生较少,具体到大学物理师范专业刻板印象的研究几乎没有。因此本研究假设了一个有调节作用(性别)的中介模型,以华中师范大学物理系大学生为研究对象,旨在探讨物理性别刻板印象、物理学业自我效能感和学业情绪之间的关系以及性别在其中所起的调节作用。

本研究拟从物理学科角度探讨物理性别刻板印象对大学生自我效能感和学业情绪的影响:物理性别刻板印象如何影响大学生学业自我效能感;物理性别刻板印象如何影响大学生的学业情绪;学业自我效

能感又如何影响学业情绪。同时考虑性别在上述机制中的调节作用。

尽管现在学生拥有的教育资源越来越好,尤其在发达地区,男生和女生受教育程度和拥有的教育资源几乎相同,男生和女生的数理科成绩差异在不断变小,但是选择参加数理课程或以此为职业道路的女生还是较少,大部分人仍然保持有传统的性别刻板印象,认为女生没有男生适合学习理科专业,这种性别刻板印象可能会影响女生的学业情绪和职业选择。本研究希望通过调查大学生中的物理性别刻板印象水平和相关的物理学业自我效能感和学业情绪,帮助人们理解物理性别刻板印象在大学生中的表现情况以及对大学生学业的影响等,因此对于降低物理性别刻板印象的消极影响,促进女生的学习积极情绪和提高学业自我效能感有重要的理论意义。大学生是个人探索生涯发展的重要阶段,需要摆脱传统性别角色的框架,正确看待和分析自己,储备应对环境变化、有利于个人发展的能力,从而对未来拥有更多的选择权和可能性。本文的相关结论希望能够提高人们对于教育中的性别刻板印象的认识,提升人们对教育性别公平的关注,帮助男女生更好地进行个性发展,促进我国教育性别公平的实现。

## 2. 文献综述

### 2.1. 物理性别刻板印象

性别刻板印象又称为性别定型,通常指一般人对不同性别比较固定的、程序化的看法。Allport 从认知角度将刻板印象形成的原因解释为“最少努力法则”,人们通过刻板印象以便捷的途径对所属群体进行分类,这样能够简化认知过程,有利于人们迅速了解应对复杂环境(Allport, 1946)。

在对性别刻板印象的诸多研究理论中, Broverman 的研究是最经典的。研究者认为男女性别分别有比较突出的特质:男性突出的特质是能力和理性;女性则在热情和表达感情方面更加突出(Broverman et al., 1972)。人们普遍认为男性更喜爱数学学科而女性更喜欢语文学科。1995年, Banaji 和 Greenwald 的实验为“男性成就高于女性成就”的内隐性别刻板印象提供了证据(Banaji & Greenwald, 1995)。佟丽君研究发现高中生也存在明显的职业性别刻板印象(佟丽君, 侯东辉, 2009)。Ellis, Fosdick 和 Rasmussen 研究了美国一所大学不同性别大一新生学习微积分的情况,也发现男生的自信程度要强于女性(Ellis et al., 2016)。

性别刻板印象导致在某些具体的情境中,人们对事物的看法会因为观察对象的性别而产生差异,这种差异既有积极作用又有消极作用。性别刻板印象也会造成人们对事物的认知变得以偏概全,忽略个体差异,妨碍对他人做出正确的评价。索向兴指出性别刻板印象在教育实践中时有发生,对女生,教师会认为其思维能力差而语言能力强(索向兴, 2002)。教师对学生的种种性别刻板印象会让教师形成错误的判断,影响学生情绪,降低学生学习积极性,贻误教育工作。在关于大学生性别刻板印象的研究中,发现传统的性别观念依然会在不同层面影响着女大学生对未来职业发展的选择,让女性在达成成就的过程中受到很多阻力(姜晓琳等, 2010)。

物理性别刻板印象是一种具体的性别刻板印象,指人们普遍觉得男生比女生更适合学习物理,并且会在将来取得更高的物理成就的偏见认知。目前关于物理性别刻板印象影响的研究较少。李戈研究了中学生物理性别刻板印象与物理学业成绩的关系,建立了一个有调节的中介模型,认为物理性别刻板印象通过影响学业自我效能感影响学业成绩,且性别在物理性别刻板印象对物理学业效能感的预测中起调节作用,具体表现为:对女生,物理性别刻板印象负向预测学业自我效能感;对男生,物理性别刻板印象对学业自我效能感的预测作用不显著(李戈, 2019)。

### 2.2. 学业自我效能感

美国知名心理学家班杜拉于 1970 年在其著作《思想和行为的社会基础》中提出了自我效能感这一概念,班杜拉对自我效能感的定义是指“人们对自身能否利用所拥有的技能去完成某项工作行为的自信程

度”(Bandura, 1977)。相较物理性别刻板印象而言, 心理学家对自我效能感的研究更加完善。

根据张鼎昆等的研究, 有四个方面的信息能够影响自我效能感, 分别为: 个体行为的结果(成功或者失败)、替代性经验、他人的评价以及来自情绪和生理状态的信息(张鼎昆等, 1999)。成功的经验可以提高自我效能感, 失败的经验尤其是在行动刚开始的时候失败让个人容易将其归因为自己能力的不足而不是环境因素的不利。人们看到与自己相似的人获得成功可以有效提高自我效能感, 觉得自己成功的概率更大。言语劝告对自我效能感影响不大, 但结合直接或替代经验的基础上对自我效能感影响很大。来自情绪和生理状态的信息比如紧张焦虑也会影响个人对自我效能感的判断。

学业自我效能感是自我效能感在学习领域中的具体表现, 指学习者对自己是否有能力完成学习任务所进行的推测与判断(徐先彩, 龚少英, 2009)。学业自我效能感越强, 学生在学习上努力就越有力度, 不容易轻言放弃, 有利于接受挑战并坚持下去。例如: 如果一个学生认识到自己认真听教师讲课就能提高学习成绩, 那么他很可能在日常学习中认真听课; 一个学生认为自己的物理解题能力比较高, 那么他很可能去挑战比较难的物理题目。总而言之, 学业自我效能感是影响学生学业的一个重要的因素。

### 2.3. 学业情绪

情绪, 是对一系列主观认知经验和内心感受的通称, 是人对客观事物的态度体验以及相应的行为反应。一般认为, 情绪是个体以愿望和需要为中介的一种心理活动, 当其某种需求获得满足时, 个体会产生积极情绪体验, 如高兴、期待、自豪等; 反之, 当个体的某种需要未得到满足时则会产生消极的情绪体验, 如生气、焦虑、羞愧等(李赛丽, 2012)。

学业情绪指的是学生在学习过程中体验到的各种情绪, 学业情绪是影响学生学习质量和身心健康的一个重要因素。Efklides 提出了学业情绪具有多样性、情境性和动态性, 认为学习过程中会产生不同的情绪体验, 且情绪会随着环境的改变而不断变化。随着研究的深入, 人们发现除了天赋等生理因素, 非智力因素对学生学业情绪产生很大的影响(Efklides & Volet, 2005)。其一是自我认知, 个体的归因方式对其学业情绪的重要影响(孙士梅, 2006)。Pekrun 等人提出控制 - 价值评估模型, 学习者对于学习任务的控制和价值评估是学业情绪的主要来源, 其相关因素包括自我效能感、归因方式和成就预期。当个人感觉能够完成某项任务, 该任务是可以控制的, 就会产生比较积极的学业情绪(Pekrun et al., 2002)。成就目标也是一个重要的影响因素, Daniels 等人研究发现追求成绩目标的学生比追求掌握目标的学生体验到更多的焦虑情绪(Daniels et al., 2008)。Pekrun 提出了环境目标结构的概念, 指出学生学业情绪还会受到环境因素的影响, 包括但不限于: 他人的期望、班级学习氛围、课堂教学质量、同伴合作学习等(Pekrun, 2006)。

教育的目标是“一切为了学生的发展”, 在教育背景下, 学业情绪的影响尤为广泛, 它对人类的记忆、学习、心理健康和精神功能等都有很大的影响和重要的作用(徐先彩, 龚少英, 2009)。其一, 学业情绪可以通过影响学生的认知加工过程促进问题解决。其二, 学业情绪能够影响学生的学习动机和学习策略的使用, 提高学业成绩(Ashby, Isen, & Turken, 1999)。以往关于情绪在教育背景下的研究以焦虑情绪为主, 这是一种消极情绪, 很少探讨积极情绪(徐先彩, 龚少英, 2009)。李赛丽(2012)研究表明物理学业成绩与学业情绪相关。积极的学业情绪可以预测较高的物理成绩, 反之, 消极的学业情绪预测较低的物理成绩。马超周选择数学作为特定的学科领域, 以学业情绪为切入点, 探究数学学业情绪对数学学业成就的作用机制, 发现积极数学学业情绪可以直接正向预测数学学业成就。综上所述, 学生的学业情绪在其学业的各个方面发挥着非常重要的作用(马超周, 2019)。

### 2.4. 物理刻板印象、自我效能感和学业情绪的关系

#### 2.4.1. 物理性别刻板印象和学业情绪的关系

物理刻板印象会对学生的学业产生影响: 对于男生来说可能会提高他们的自信程度, 让他们认为自

已在物理学习上更有优势,从而提高满足、放松等积极的学业情绪;反之,女生则可能会受到物理性别刻板印象的影响,在物理学习中产生受挫、焦虑等消极的学业情绪。这种物理性别刻板印象使得女性在物理学习过程中,因为害怕自己的消极表现会验证这种消极刻板印象而产生众多负面情绪和不恰当的学习动机,Steele称这种影响为刻板印象威胁(Steele & Aronson, 1995)。

目前关于物理性别刻板印象对学业情绪影响的研究较少。Pekrun提出了环境目标结构的概念,指出学生学业情绪会受到环境因素例如他人期望的影响(Pekrun, 2006)。物理性别刻板印象显示社会在物理方面对男生的期望更高,导致男生在物理学习中更加积极的学业情绪;反之,会让女生在物理学习中产生消极的学业情绪。宋静静等构建了一个序列中介效应模型,解释在女生模型中,物理性别刻板印象能够正向预测物理消极学业情绪;而在男生模型中,物理性别刻板印象对男生学业情绪的预测作用不显著(宋静静等, 2016)。聚焦到本研究,选择物理作为特定的学科领域,假设学生的学业情绪受到物理性别刻板印象的影响,包括消极情绪和积极情绪两方面,且性别在这中间起调节作用。

#### 2.4.2. 物理性别刻板印象和学业自我效能感的关系

他人的评价是影响学业自我效能感的因素之一,且这种影响效果在直接经验或替代经验的基础上最大(张鼎昆等, 1999)。目前社会上比较普遍的观点是“女生在物理方面不如男生”,且现实中,从物理学家以及从事STEM领域的性别比例来看,女性在物理行业一直处于劣势状态,这种间接经验增大了物理性别刻板印象对学业自我效能感的影响。物理性别刻板印象会负向预测学业自我效能感,且性别在物理性别刻板印象对物理学业效能感的预测中起调节作用,具体表现为:对于女生这种预测作用更显著,而对于男生预测作用不显著(李戈, 2019)。本文根据李戈的研究,将中学生被试转换为大学生,同样假设性别在物理性别刻板印象对物理学业自我效能感的预测中起调节作用。

#### 2.4.3. 学业自我效能感和学业情绪的关系

自我效能感会影响人们的思维模式和情感反应模式,自我效能感较低的人遇到困难时,会更多想到自己的不足,并将困难看得比实际更严重(张鼎昆等, 1999)。控制价值理论表明:学习者对于学习任务的控制和价值评估会影响学生的学业情绪,自我效能感就是其中之一(Pekrun et al., 2002)。学业情绪和学业自我效能感之间具有显著正相关,高水平的学业自我效能感影响个体积极情绪高唤醒和消极情绪低唤醒(张纯, 2016)。学业自我效能感能够通过影响学生的学习动机对高中生的考试焦虑情绪产生影响(张芮菁, 2016)。学业自我效能感高的学生与学业自我效能感低的学生在抑郁情绪因子上差异显著,低水平的学业自我效能感容易导致学生的抑郁情绪,且自我效能感与学生的心理健康水平存在较高正相关(王洪礼, 胡寒春, 2005)。蒋舒阳等对数学专业学生的自我效能感进行研究,发现数学学业自我效能感与羞愧、厌倦等消极情绪之间均存在显著负相关(蒋舒阳等, 2019)。孙思雨对于初中生进行调查,也发现学生的自我效能水平越高,他们在数学上的表现也越优秀,即学业自我效能感正向预测学业成绩,而好的成绩可以给学生带来愉悦、自豪等积极学业情绪(孙思雨, 2018)。综上所述,可以推断,较高的自我效能感可以唤醒较为积极的学业情绪;反之,低自我效能感也会预测消极的学业情绪。

### 2.5. 研究构想和假设

本研究构建一个有调节作用的中介模型,提出物理性别刻板印象通过影响自我效能感,影响学业情绪,并考虑性别在中间起调节作用。具体假设如下:

假设 1: 物理性别刻板印象能够正向预测消极学业情绪,负向预测积极学业情绪。

假设 2: 学业自我效能感在物理性别刻板印象和消极学业情绪之间起中介作用。

假设 3: 性别在“物理性别刻板印象—>学业自我效能感”“物理性别刻板印象—>学业情绪”这两条路径中起到调节作用。

### 3. 研究方法

#### 3.1. 被试

本研究的被试选自湖北省武汉市华中师范大学物理科学与技术学院大学生, 平均年龄 21 岁, 标准差为 2.15。总共发放问卷 270 份, 回收有效问卷 246 份, 其中男生 109 人, 占总被试比例 44.3%; 女生 137 人, 占比 55.7%。

#### 3.2. 研究工具

##### 3.2.1. 物理性别刻板印象量表

由于目前大陆没有物理性别刻板印象的问卷, 本研究选用宋淑娟等修订的数学 - 性别刻板印象问卷(宋淑娟, 刘华山, 2015), 将数学改为物理。量表共 11 个项目, 量表采用 5 级计分, 从 1 为“完全不符合”到 5 “完全符合”, 其中条目 1、3、5、7、9、10 为反向计分, 总分分布范围在 11~55 分之间, 得分越高表示物理性别刻板印象水平越高。本研究中总量表的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.860, 在本研究中信度良好。

##### 3.2.2. 物理学习自我效能感量表

本研究选用 Pintrich 等人编制的学习动机策略问卷, 并选取其中含有学业自我效能感部分的分量表(Pintrich et al., 1994)。该分量表一共 8 个项目, 采用 7 点计分, 从 1 为“完全不同意”到 7 “完全同意”, 得分越高表示学业自我效能感水平越高。本研究中量表的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.919, 说明研究数据信度质量很高。

##### 3.2.3. 学业情绪量表

本研究选用李赛丽编制的中学生学业情绪量表测量学业情绪, 量表一共 40 个项目, 采用 5 点计分法, 从 1 分到 5 分别为“很不符合”到“很符合”(李赛丽, 2012)。由于学业情绪分为积极情绪和消极情绪, 分两个维度进行信度分析得到积极学业情绪的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.783, 消极学业情绪的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.855, 研究数据信度质量很高。

#### 3.3. 数据处理与统计方法

利用 SPSS 22.0 进行数据处理, 对物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪进行信度分析、共同方法偏差检验、相关分析和 Process 宏程序分析, 重点分析中介效应和调节效应。

### 4. 研究结果

#### 4.1. 共同方法偏差检验

为了检验问卷收集可能存在的共同方法偏差, 本研究采用 Harman 单因子检验(Harman's One factor Test)进行统计检验。结果发现, 特征根值大于 1 的因子共有 13 个, 第一个因子解释的变异量为 18.733%, 小于 40%的临界值, 说明本研究存在严重的共同方法偏差的可能性不大。

#### 4.2. 人口学变量在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的差异

##### 4.2.1. 不同性别学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的差异

如表 1 所示, 从样本学校物理性别刻板印象、学业自我效能感、消极学业情绪和积极学业情绪的整体水平、以及这四个变量在人口学因素上的差异来看, 物理性别刻板印象平均值在 2.5 以下, 说明大学生物理性别刻板印象很低。学业自我效能感平均值在 4.7 以上, 说明大学生学业自我效能感较高。消极

学业情绪平均值在 2.5 以下, 积极学业情绪平均值在 3.4 以上。由表 1 可知, 男性物理性别刻板印象显著高于女性( $p < 0.001$ ), 不同性别大学生在学业自我效能感和学业情绪上没有显著差异( $p > 0.05$ )。

**Table 1.** Differences in physical gender stereotype, academic self-efficacy and academic emotion among students of different gender

**表 1.** 不同性别学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的差异

	性别	频数	平均值	<i>t</i>	<i>p</i>
物理性别刻板印象	男性	109	2.3378	5.319	0.000***
	女性	137	1.9443		
学业自我效能感	男性	109	4.8624	0.981	0.328
	女性	137	4.7336		
消极学业情绪	男性	109	2.2186	1.103	0.271
	女性	137	2.1628		
积极学业情绪	男性	109	3.5057	0.515	0.607
	女性	137	3.4770		

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

#### 4.2.2. 不同专业性质的学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的差异

由表 2 可知, 不同专业性质的学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪上均没有显著差异( $p > 0.05$ )。

**Table 2.** Differences in physical gender stereotype, academic self-efficacy and academic emotion among students of different majors

**表 2.** 不同专业性质的学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的差异

	专业性质	频数	平均值	<i>t</i>	<i>p</i>
物理性别刻板印象	师范	140	2.1156	-0.090	0.928
	非师范	106	2.1226		
学业自我效能感	师范	140	4.8759	1.505	0.134
	非师范	106	4.6781		
消极学业情绪	师范	140	2.1770	-0.480	0.632
	非师范	106	2.2014		
积极学业情绪	师范	140	3.5374	1.959	0.051
	非师范	106	3.4267		

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

#### 4.3. 物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的相关关系

如表 3, 物理性别刻板印象跟学业自我效能感的相关系数为-0.145, 相关性显著( $p < 0.05$ ); 物理性别刻板印象跟消极学业情绪的相关系数为 0.259, 相关性显著( $p < 0.001$ ); 学业自我效能感跟消极学业情绪的相关系数为-0.307, 相关性显著( $p < 0.001$ ); 积极学业情绪跟物理性别刻板印象的相关系数为-0.138, 相关性显著( $p < 0.05$ ); 积极学业情绪跟学业自我效能感的相关系数为 0.581, 相关性显著( $p < 0.01$ ); 积极学业情绪跟消极学业情绪的相关系数为-0.128, 相关性显著( $p < 0.05$ )。

**Table 3.** Correlation analysis of physical gender stereotype, academic self-efficacy and academic emotion  
**表 3.** 物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪的相关性分析

	1	2	3	4
1) 物理性别刻板印象	-			
2) 学业自我效能感	-0.145*	-		
3) 学业消极情绪	0.259***	-0.307**	-	
4) 学业积极情绪	-0.138*	0.581**	-0.128*	-

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

#### 4.4. 学业自我效能感在物理性别刻板印象与消极学业情绪间的中介效应(性别的调节作用)

表 4 中物理性别刻板印象和性别的交互项对消极学业情绪的影响不显著( $\beta = 0.082$ ,  $t = 0.995$ , 95%的置信区间为 $[-0.080, 0.243]$ ,  $p > 0.05$ ); 物理性别刻板印象和性别的交互项对自我效能感的影响也不显著( $\beta = 0.283$ ,  $t = 1.269$ , 95%的置信区间为 $[-0.156, 0.723]$ ,  $p > 0.05$ )。模型结果显示性别并没有显著的调节效应。

**Table 4.** Moderated mediating effect analysis table

**表 4.** 有调节的中介效应分析表

预测变量	方程 1 (校标: 消极学业情绪)			方程 2 (校标: 学业自我效能感)			方程 3 (校标: 消极学业情绪)		
	Beta	<i>t</i>	95%CI	Beta	<i>t</i>	95%CI	Beta	<i>t</i>	95%CI
物理性别刻板印象	0.142	3.637*	[0.065, 0.219]	-0.739	-2.099***	[-1.432, -0.045]	0.015	0.1131	[-0.242, 0.271]
性别	-	-	-	-0.877	-1.765	[-1.856, 0.102]	-0.191	-1.040	[-0.552, 0.171]
性别 x 物理性别刻板印象				0.283	1.269	[-0.156, 0.723]	0.082	0.995	[-0.080, 0.243]
学业自我效能感							-0.109	-4.599***	[-0.155, -0.062]
$R^2$		0.021			0.052			0.380	
$F$		5.264			3.301			8.121	

注:  $n = 246$ , Bootstrap 95%置信区间不含 0 值, 说明作用系数显著。

根据表 5, 可以看出当未加入中介变量时, 大学生物理性别刻板印象对消极学业情绪影响显著( $\beta = 0.259$ ,  $p < 0.001$ ); 大学生物理性别刻板印象对学业自我效能感的影响显著( $\beta = -0.311$ ,  $p < 0.01$ ), 学业自我效能感对消极学业情绪影响显著( $\beta = -0.107$ ,  $p < 0.001$ ); 当加入大学生学业自我效能感变量后, 大学生物理性别刻板印象对消极学业情绪直接影响显著( $\beta = 0.137$ ,  $p < 0.01$ )。中介效应图见图 1。

**Table 5.** Mediating effect table

**表 5.** 中介效应表

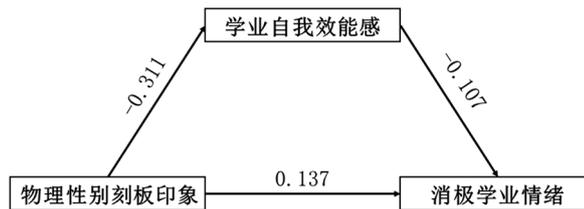
路径	$\beta$	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
a	-0.311	0.112	-2.774	0.006**
b	-0.107	0.023	-4.571	0.000***
c	0.259	0.065		0.000***
c'	0.137	0.041	3.316	0.001**

注: a 代表物理性别刻板印象对学业自我效能感的影响, b 代表学业自我效能感对消极学业情绪的影响, c 代表物理性别刻板印象对消极学业情绪的影响, c' 代表加入学业自我效能感后, 物理性别刻板印象对消极学业情绪的直接影响。

如表 6, Bootstrap 的结果显示, 学业自我效能感的中介效应大小是 0.033, 区间为[0.006, 0.064], 不包括 0, 中介效应显著, 占总效应的 19.3%。

**Table 6.** Breakdown table of the total effect  
**表 6.** 总效应分解表

	效应值	LLCI	ULCI	相对效应值
直接效应	0.137	0.056	0.219	80.1%
中介效应	0.033	0.006	0.064	19.3%
总效应	0.171	0.087	0.254	



**Figure 1.** Mediating effect diagram  
**图 1.** 中介效应图

#### 4.5. 学业自我效能感在物理性别刻板印象与积极学业情绪间的中介效应(性别的调节作用)

表 7 中物理性别刻板印象和性别的交互项对积极学业情绪的影响不显著( $\beta = -0.022, t = -0.275, 95\%$  的置信区间为[-0.177, 0.134],  $p > 0.05$ ); 物理性别刻板印象和性别的交互项对自我效能感的影响也不显著( $\beta = 0.273, t = 1.217, 95\%$  的置信区间为[-0.169, 0.714],  $p > 0.05$ )。模型结果显示性别并没有显著的调节效应。

**Table 7.** Moderated mediating effect analysis table  
**表 7.** 有调节的中介效应分析表

预测变量	方程 1(校标: 消极学业情绪)			方程 2(校标: 学业自我效能感)			方程 3(校标: 消极学业情绪)		
	Beta	t	95%CI	Beta	t	95%CI	Beta	t	95%CI
物理性别刻板印象	-0.184	-1.223	[-0.480, 0.112]	-0.719	-2.035*	[-1.415, -0.023]	-0.010	-0.080	[-0.256, 0.236]
性别	-	-	-	-0.835	-1.674	[-1.816, 0.147]	0.032	0.184	[-0.314, 0.379]
性别 x 物理性别刻板印象				0.273	1.217	[-0.169, 0.714]	-0.022	-0.275	[-0.177, 0.134]
学业自我效能感							0.242	10.718***	[0.197, 0.286]
$R^2$			0.026			0.040			0.341
F			2.193			3.394			31.139

注:  $n = 246$ , Bootstrap 95%置信区间不含 0 值, 说明作用系数显著。

根据表 8, 可以看出当未加入中介变量时, 大学生物理性别刻板印象和积极学业情绪的相关系数  $\beta = -0.138$ , 呈现显著负相关( $p < 0.05$ ); 大学生物理性别刻板印象对学业自我效能感的影响显著( $\beta = -0.311, p < 0.01$ ), 学业自我效能感对积极学业情绪影响显著( $\beta = 0.241, p < 0.001$ ); 当加入大学生学业自我效能感变量后, 大学生物理性别刻板印象对积极学业情绪直接影响不显著( $\beta = -0.043, p > 0.05$ )。中介效应图见图 2。

**Table 8.** Mediating effect table  
**表 8.** 中介效应表

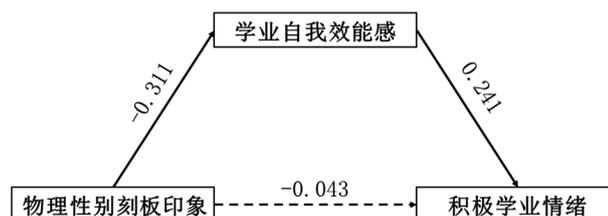
路径	$\beta$	SE	t	p
a	-0.311	0.112	-2.774	0.006**
b	0.241	0.022	10.750	0.000***
c	-0.138	0.075		0.031*
c'	-0.043	0.040	-1.069	0.286

注: a 代表物理性别刻板印象对学业自我效能感的影响, b 代表学业自我效能感对消极学业情绪的影响, c 代表物理性别刻板印象对积极学业情绪的影响, c' 代表加入学业自我效能感后, 物理性别刻板印象对积极学业情绪的直接影响。

表 9 中, Bootstrap 的结果显示, 学业自我效能感的中介效应大小是-0.075, 区间为[-0.142, -0.016], 不包括 0, 中介效应显著, 占总效应的 63.6%。

**Table 9.** Breakdown table of the total effect  
**表 9.** 总效应分解表

	效应值	LLCI	ULCI	相对效应值
直接效应	-0.043	-0.121	0.036	
中介效应	-0.075	-0.142	-0.016	63.6%
总效应	-0.118	-0.212	-0.024	



**Figure 2.** Mediating effect diagram

**图 2.** 中介效应图

## 5. 讨论

### 5.1. 不同性别、不同专业的大生物理刻板印象、自我效能感和学业情绪差异

不同于中学生, 本研究发现, 大学生的物理性别刻板印象水平很低, 在五点计分法中平均值小于 2.5。分析可能原因, 其一为内隐性别刻板印象较难测量, 被试不愿显示自己有性别刻板印象这类偏见(马静影, 2009)。其二, 随着社会越来越趋向现代化, 传统的性别偏见观念在大学生中意识已经淡化, 随着越来越多女性在职场担任重要位置, 女性已经能够很好地平衡事业与家庭, 导致人们的性别刻板印象水平呈下降趋势。其三, 大学生对自己的专业和爱好有更深刻更现实的认识, 导致刻板印象水平偏低。性别刻板印象会被受教育的程度所影响, 被试受到的教育程度越高, 刻板印象越不明显。而且, 很多能力是可以通过后天的培训而提高的, 即使女生在数理方面上的天赋没有男生高, 但数理逻辑和思维模式可以通过数学、物理、哲学等科目的学习逐渐深化提高, 从而使女生外显出的数理能力与男生并未有太大差距, 学业情绪和自我效能感也没有显著差异, 到了大学之后男生和女生都不承认物理与男生更相关。

男性物理性别刻板印象显著高于女性。该结果和姜晓琳等对大学生职业性别刻板印象的研究结果相似, 该研究发现男大学生的职业性别刻板印象水平显著高于女大学生(姜晓琳等, 2010)。这种现象可

能与男生在性别上被人们施加了更大的压力有关,比如人们可以接受女生成为“假小子”却很难认同男生的“娘娘腔”,在从事职业的问题上同样,这种外在的评价被男性不断内化,导致男性比女性刻板印象水平更高。其他的原因可能是因为物理性别刻板印象指的是认为男生比女生更适合学习物理,并且会在将来取得更高的物理成就,男性是受益方,所以男性会具有更高水平的认知偏见,是一种对优势的自我保护机制。

不同性别大学生在学业自我效能感和学业情绪上没有显著差异,不同专业性质的学生在物理性别刻板印象、学业自我效能感和学业情绪上均没有显著差异。这个结果和王云鹏研究得出的结论“大学生学业自我效能感无论在性别、年级还是专业上均无显著差异。”相符合(王云鹏, 2007)。

## 5.2. 物理刻板印象、自我效能感和学业情绪的关系

本研究发现物理性别刻板印象能够正向预测消极学业情绪,负向预测积极学业情绪,这与假设 1 一致。研究表明,学生学业情绪会受到环境因素例如他人期望的影响(Pekrun, 2006)。物理性别刻板印象显示社会在物理方面对男生的期望更高,导致男生在物理学习中产生更加积极的学业情绪;反之,则会让女生在物理学习中产生消极的学业情绪。因为物理性别刻板印象是一种偏见,它的存在会让部分女生产生“女生注定在物理方面不如男生”的先入为主的消极心理,从而降低学生的学业自我效能感,导致物理系学生的消极情绪。因此从实践的角度对大学生物理性别刻板印象进行干预会有效提高他们的自信,从而改善他们的学习情况。

本研究发现,物理刻板印象会通过自我效能感负向预测积极情绪,正向预测消极情绪,这与假设 2 一致。首先,物理性别刻板印象负向预测学业自我效能感。基于张鼎昆等的研究,他人的评价是影响学业自我效能感的因素之一,且这种影响效果在直接经验或替代经验的基础上最大(张鼎昆等, 1999)。因为目前社会上比较普遍的观点是“女生在物理方面不如男生”,且现实中,从物理学家以及从事 STEM 领域的性别比例来看,女性在物理行业一直处于劣势状态,这种间接经验会增大物理性别刻板印象对学业自我效能感的消极影响。这启示我们应该注意增强学生学业自我效能感,从而培养学生积极的学业情绪。其次,学业自我效能感能够正向预测积极情绪、负向预测消极学业情绪。不少研究中发现学生的学业自我效能感能够显著预测学业情绪,本研究的结果也得到了相同的结论。根据学业自我效能感的定义,学生的学业自我效能感越高,他们对学习的投入程度越高,考试和遇到学习困难时的表现也就越好,从而提高他们自信、愉快等积极情绪,降低焦虑、受挫等消极情绪。

综上所述,大学生的物理性别刻板印象是其学业情绪的有效预测变量,其不仅可以直接影响学业情绪,还可通过学业自我效能感间接影响学业情绪,即学业自我效能感在物理性别刻板印象和学业情绪之间起中介作用。

## 5.3. 性别的调节效应

本研究发现,性别并不调节物理刻板印象对自我效能感和学业情绪的影响,假设 3 未被证实。这表明无论是男性还是女性,物理性别刻板印象均能够正向预测消极学业情绪、负向预测积极学业情绪、负向预测学业自我效能感。讨论原因可能为:其一,高校女生的刻板印象产生了性别威胁,因此负向预测自我效能感,而高校男生的刻板印象威胁(尤其是在师范生群体中)实际上可能反映了他们的不自信,性别刻板印象是他们的一种自我保护机制,因此也是负向预测自我效能感,导致性别的调节效应不显著。其二,大学生的物理性别刻板印象本身水平过低可能也会导致本研究性别的调节作用不显著,该原因已经在前面变量水平的讨论中进行了分析。其三,虽然 Bootstrap 的模型结果显示性别的调节效应不显著,但是分别从男女生的水平分析,数据还是存在一定的差异:在女生中,自我效能感的中介效应显著;而

在男生中,自我效能感的中介效应不显著。所以性别的调节效应不显著的原因可能是被试样本还不够大,该研究需要增加被试的数量。

#### 5.4. 研究的局限性与展望

**样本数量局限性:** 根据统计学规律,样本数量越大结果越接近真实值。因为调查者本身是学生,没有能力组织大型调查,且华中师范大学由于师范性质的原因,物理系男生偏少、师范生偏多,被试数量不均匀,可能对调查结果有部分影响。

**区域局限性:** 我国区域教育发展水平存在较大的不平衡性,从某一区域、某一学校中抽调出来的学生情况并不能反映整个学校甚至整个区域的情况。本论文的调查仅调查了华中师范大学物理科学与技术学院部分同学的情况,且华中师范大学是中华人民共和国教育部六所直属重点综合性师范大学之一,部分地区招收的免费师范生源质量很高,学生整体水平偏上。

根据李戈对中生物理刻板印象的研究,性别在物理性别刻板印象对物理学业效能感的预测中起调节作用(李戈, 2019)。但在大学生中,性别的调节作用并不显著,可能是因为随着受教育程度的提升和刻板印象的内隐性质,大学生本身性别刻板印象的水平较低,亦或是师范院校中男性大学生的自我保护机制,相关方面的详细原因和影响因素有待进一步研究。

#### 参考文献

- 姜晓琳, 王鹏, 王美芳(2010). 大学生性别、性别角色与职业性别刻板印象的关系. *中国临床心理学杂志*, (3), 366-368.
- 蒋舒阳, 刘儒德, 甄瑞, 洪伟, 金芳凯(2019). 高中生数学能力实体观对数学学习投入的影响: 学业自我效能感和消极学业情绪的中介作用. *心理发展与教育*, 35(1), 51-59.
- 李戈(2019). *中生物理性别刻板印象与物理学业成绩的关系*. 硕士论文, 武汉: 华中师范大学.
- 李赛丽(2012). *中学生学业情绪问卷的编制及调查研究*. 硕士论文, 天津: 天津师范大学.
- 马超周(2019). *数学学业情绪对数学学业成就的影响: 数学自我效能和数学学习策略的中介效应分析*. 硕士论文, 长春: 东北师范大学.
- 马静影(2009). *大学生内隐物理——性别刻板印象的研究*. 硕士论文, 天津: 天津师范大学.
- 宋静静, 佐斌, 温芳芳, 叶姝瑾(2016). 中生物理性别刻板印象与学业拖延: 序列中介模型. *中国临床心理学杂志* (24), 518.
- 宋淑娟, 刘华山(2015). 数学-性别刻板印象对女生的威胁效应: 场认知风格的调节作用. *心理与行为研究*, 13(3), 302-305, 319.
- 孙士梅(2006). *青少年学业情绪发展特点及其与自我调节学习的关系*. 硕士论文, 济南: 山东师范大学.
- 孙思雨(2018). *初中生数学自我效能感、自我评价及其准确性的调查研究*. 硕士论文, 上海: 华东师范大学.
- 索向兴(2002). 教师必须克服对学生的认知偏见. *重庆邮电大学学报(社会科学版)*, 3(1), 103-105.
- 佟丽君, 侯东辉(2009). 高中生职业性别刻板印象的内隐联想测验研究. *心理科学*, (1), 143-145 + 149.
- 王洪礼, 胡寒春(2005). 贵州省高师本科大学生学业自我效能感与心理健康水平的研究. *心理科学*, (3), 164-166.
- 王云鹏(2007). *大学生学业自我效能感、成就动机与职业兴趣之间的关系研究*. 硕士论文, 长春: 吉林大学.
- 徐先彩, 龚少英(2009). 学业情绪及其影响因素. *心理科学进展*, 17(1), 92-97.
- 张纯(2016). *中学生强目标、学业情绪与学业自我效能感的关系研究*. 硕士论文, 上海: 华东师范大学.
- 张鼎昆, 方俐洛, 凌文铨(1999). 自我效能感的理论及研究现状. *心理科学进展*, (1), 39-43.
- 张芮菁(2016). *高中生成就目标对考试焦虑的影响: 学业自我效能感的中介作用*. 硕士论文, 武汉: 中南民族大学.
- Allport, G. W. (1946). The Psychology of Participation. *Occupational Psychology*, 20, 54-62.
- Ashby, F. G., Isen, A. M., & Turken, A. U. (1999). A Neuropsychological Theory of Positive Affect and Its Influence on Cognition. *Psychological Review*, 106, 529-550. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.106.3.529>
- Banaji, M. R., & Greenwald, A. G. (1995). Implicit Gender Stereotyping in Judgments of Fame. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 69, 272-281. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.65.2.272>
- Bandura, A. (1977). Self-Efficacy: Toward a Unifying Theory of Behavioral Change. *Psychological Review*, 84, 139-161. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Broverman, I. K., Vogel, S. R., Broverman, D. M., Clarkson, F. E., & Rosenkrantz, P. S. (1972). Sex-Role Stereotypes: A Current Appraisal. *Journal of Social Issues*, 28, 59-78. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1972.tb00018.x>
- Daniels, L. M., Haynes, T. L., Stupnisky, R. H., Perry, R. P., Newall, N. E., & Pekrun, R. (2008). Individual Differences in Achievement Goals: A Longitudinal Study of Cognitive, Emotional, and Achievement Outcomes. *Contemporary Educational Psychology*, 33, 584-608. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2007.08.002>
- Efklides, A., & Volet, S. (2005). Emotional Experiences during Learning: Multiple, Situated and Dynamic. *Learning and Instruction*, 15, 377-380. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2005.07.006>
- Ellis, J., Fosdick, B. K., & Rasmussen, C. (2016). Women 1.5 Times More Likely to Leave Stem Pipeline after Calculus Compared to Men: Lack of Mathematical Confidence a Potential Culprit. *PLoS ONE*, 11, e0157447. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157447>
- 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. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9>
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic Emotions in Students' Self-Regulated Learning and Achievement: A Program of Qualitative and Quantitative Research. *Educational Psychologist*, 37, 91-105. [https://doi.org/10.1207/S15326985EP3702\\_4](https://doi.org/10.1207/S15326985EP3702_4)
- Pintrich, P. R., Anderman, E. M., & Klobucar, C. (1994). Intraindividual Differences in Motivation and Cognition in Students with and without Learning Disabilities. *Journal of Learning Disabilities*, 27, 360. <https://doi.org/10.1177/002221949402700603>
- Steele, C. M., & Aronson, J. (1995). Stereotype Threat and the Intellectual Test Performance of African Americans. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 797-811. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.5.797>