

“望子成龙”有效吗？^{*}

——基于亲子教育期望偏差对学业成绩的影响研究

成 刚 杜思慧 余 倩

(北京师范大学教育学部, 北京 10875)

摘 要: 教育期望是个体、父母或教师对学习未来教育水平的预期,对学业表现与个体发展影响巨大。大量研究忽视了父母和子女之间教育期望差异的普遍存在,而相关差异极易造成个体欠佳的行为表现。本文基于 2014—2015 年“中国教育追踪调查”数据,采用最小二乘回归 (OLS)、倾向得分匹配 (PSM) 和 Bootstrap 法中介效应检验,探究亲子教育期望偏差对青少年学业成绩的影响及作用机制。研究发现: 亲子教育期望偏差显著负向影响青少年的学业成绩。以强烈的“望子成龙”心愿为典型表现的上偏型亲子教育期望偏差并不合理,对学业成绩有显著负向影响,而下偏型亲子教育期望偏差与学业成绩之间不存在显著关系。心理压力、学业负担和负向情绪在上偏型亲子教育期望偏差和学业成绩之间起部分中介作用。与女生相比,男生的学业成绩更易受到上偏型亲子教育期望偏差的负向冲击。基于此,提出形成适度教育期望、增进亲子沟通交流等对策建议。

关键词: 青少年; 教育期望偏差; 学业成绩; 作用机制

一、问题提出

学业成绩是评价学生学习状况和教育教学质量的关键指标,通常被视为教育生产函数研究的经典结果变量,与之有关的教育投入要素涉及个体、家庭、学校等多个层面。其中,教育期望 (educational expectation) 因其在反映教育态度、预测教育获得方面的稳定作用,已成为相关研究普遍使用的重要投入变量 (Sewell et al., 2003; 李波, 黄斌, 2020; 胡咏梅, 元静, 2021)。教育期望指个体、父母或教师对学习未来学业成就的预期 (Yamamoto & Holloway, 2010), 基于代际视角可分为父母教育期望和子女自我教育期望,即父母希望子女达到的受教育程度和子女希望自己达到的受教育程度。

父母与子女之间的教育期望差异本身也是影响子女学业表现的因素之一。子女自我教育期望代表着个体对学生角色的认同标准,父母教育期望作为来自重要他人的外部评价,对子女学业发展影响重大。大量研究证据发现,子女感知到的父母教育期望与其自我教育期望并不完全一致,亲子教育期望偏差 (parent-child discrepancies in educational expectations) 普遍存在 (Smith, 1981; Wang & Benner, 2014)。一方面,亚洲父母更加认同努力可以带来成功,对子女抱有更高的教育期望 (Stevenson & Stigler, 1992), 中国父母尤甚 (周爱保, 马小凤, 青柳肇, 2006)。受到儒家传统的广泛影响,大多数中国家长盼望子女学有所成、光耀门楣,“望子成龙”的迫切心愿使得父母教育期望及子女对其的感知高于子女自我教育期望 (刘保中, 2017), 形成上偏型亲子教育期望偏差。另一方面,部分家长受制于家庭资源而对子女期望偏低 (李颖晖, 王奕轩, 2019), 子女的对应该感知并未达到自我教育期望,下偏型亲子教育

^{*} 基金项目: 全国教育科学规划“十三五”规划 2020 年度国家一般课题“新时代内涵发展视角下我国教育资源配置的优化研究”(BFA20071)。

期望偏差由此出现。青少年时期,出于子女对独立自主和自我认同的强烈追求,相关偏差可能表现得更为突出(Grotevant & Cooper, 1986)。并且,由于青少年男女生在教育价值认知、学业表现、父母参与等方面的差异,该阶段的亲子教育期望偏差呈现出明显的性别分化趋势(周菲,程天君,2016)。

亲子教育期望偏差并不总是合理的。与个体身心发展需求不符的亲子教育期望偏差,极有可能无益于学业进步、心理健康,甚至形成阻力。因此,从微观视角考察家庭系统中的教育期望投入要素、厘清不同亲子教育期望偏差类型的合理性是激发积极期望效应的关键前提。但当下该主题尚未获得充分关注,已有研究尤其是国内研究对此的讨论并不多见(罗良,郭筱琳,2019)。现阶段,学界对教育期望与学业成绩关系的探索仍以对父母教育期望、自我教育期望的独立分析为主,并且聚焦于期望偏高对子女心理状态的影响。此外,已有同主题文献的实证方法相对单一,以方差检验、相关分析、基础回归为主,内生性问题难以得到有效处理,这也在一定程度上使得同类研究未达成一致结论。而由于研究者多将亲子教育期望偏差视作中介变量代入实证分析,对亲子教育期望与学业成绩之间作用机制的阐述更是少之又少。因此,本文使用2014—2015年中国教育追踪调查(CEPS)数据,聚焦以下问题:就影响子女学业成绩而论,哪些类型的亲子教育期望偏差是合理的?不同类型亲子教育期望偏差的合理性是否存在差异?亲子教育期望偏差通过何种路径影响学业成绩?影响效应是否具有性别异质性?

本文力图进行以下创新:首先,综合考虑亲子教育期望的多种组合类型,增加对期望不足即下偏差亲子教育期望偏差的关注,较为全面地探讨不同亲子教育期望偏差类型对学业成绩的影响差异。其次,更新实证策略,引入倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)进行数据处理,控制选择偏误和混淆变量的影响,对可观测特征进行类随机化均衡处理,同时重视遗漏变量问题,以获得精确、可靠的估计结果。再次,纳入中介效应分析探究亲子教育期望偏差影响学业成绩的具体机理,基于认同控制理论的基本思想,解构相关教育生产过程中的“黑箱”。最后,立足我国特定文化背景下教育期望与学业场域中的性别化现象,观察男生、女生群体的学业成绩受到亲子教育期望偏差影响时的不同表现。

文章后续结构安排如下:第二部分围绕亲子教育期望偏差与学业成绩间的关系进行文献综述,提出研究假设;第三部分介绍研究数据与方法;第四部分呈现实证结果;第五部分解释作用机制;第六部分归纳研究结论,提出对策建议。

二、文献综述与研究假设

(一) 亲子教育期望偏差与学业成绩

现阶段,阐述亲子教育期望偏差影响学业成绩乃至个体发展的专门理论尚未形成(罗良,郭筱琳,2019),但国内外研究者已引入社会学领域的认同控制理论(Identity Control Theory, ICT)对期望问题进行理论解读(Stryker & Burke, 2000; Gallagher, 2016)。理论提出者Burke等人认为,个体倾向于从他人那里寻求与他们看待自我的方式相一致的社会反馈。与自我观点一致的他人反馈能够使个体获得自我认同,而不一致的反馈,无论是超出还是低于自我观点,都会使个体的认同过程受到干扰乃至中断,造成心理紊乱乃至不良表现。如果反馈冲突来自重要他人,个体将经历更大程度的焦虑与痛苦(Burke, 1991; Burke, Peter, & Stets, 2009)。

在教育期望应用情境下,父母教育期望即为来自重要他人的反馈,子女自我教育期望则是个体对学生角色的认同标准。当二者未能统一,即亲子教育期望偏差存在时,个体将面临欠佳的心理体验,由此带来的行为结果极有可能包括不够理想的学业成绩。已有研究结果能够在一定程度上支持上述推论,例如,Hao和Bonstead-Bruns(1998)使用美国大规模教育调查数据得出的分析结论表明,亲子教育期望偏差对青少年的阅读、数学及平均学分绩点有显著负向影响,蔺秀云等(2009)基于北京市流动儿童数据、李适源和刘爱玉(2019)基于国内全国性青少年教育调查数据得出的实证结论与之基本一致。据此,提出本文的第一条研究假设:

假设1:亲子教育期望偏差对青少年的学业成绩有显著负向影响。

(二) 不同亲子教育期望偏差类型与学业成绩

按照认同控制理论,认知差异的作用效果可能会因差异方向不同而有所不同(Burke, 1991)。整体而言,自我认同标准未能达到他人反馈时,个体可能会产生强烈的羞耻感和挫败感。而自我认同标准高于他人反馈时,个体可能仅会产生不适感(Stets & Burke, 2005)。

现有的亲子教育期望偏差研究结论已经证实,不同方向的亲子教育期望偏差对学业成绩的影响程度存在差异。Wang 和 Benner(2014)面向美国青少年的分析结果显示,感知到的父母教育期望高于自我教育期望的个体学业成绩显著较低,而感知到的父母教育期望低于自我教育期望甚至对子女学业成绩有轻微的正向影响。国内文献侧重于对偏高的父母教育期望进行独立研究,例如龚婧等(2018)对国内大规模青少年调研数据进行处理,发现较高的父母教育期望仅在特定区间内存在皮格马利翁效应,过度高的父母教育期望会对子女学业成绩产生消极影响。方晨晨(2018)使用不同数据资料的实证结果则表明,较高的父母教育期望对子女学业成绩有显著正向影响。相关研究尚未达成一致结论,有待后续验证。

总的来看,以强烈的“望子成龙”心态为典型表现的上偏型亲子教育期望偏差意味着子女尚未达到父母为子女制定的“应然目标”,难以弥合目标差异、担忧父母期望落空等心态不利于良好学业成绩的生成。下偏型亲子教育期望偏差则表明子女学业表现已经超出父母预期,子女心态相对平和轻松,这一状态下的期望偏差对学业成绩的影响效应可能随之削弱。综上,提出第二条研究假设:

假设 2: 与下偏型亲子教育期望偏差相比,上偏型亲子教育期望偏差对子女学业成绩的负面影响更大。

(三) 亲子教育期望偏差影响学业成绩的作用机制

伴随着认同控制理论的深入发展,认同过程中的情绪反应受到广泛关注,即认同标准与他人反馈的错配如何通过一系列复杂的情绪表现作用于个体的外在行为(Stets & Burke, 2005)。亲子教育期望偏差研究已出现相关的心理学阐释。例如, Gallagher(2016)指出,感知到的父母教育期望高于自我教育期望,具有致使青少年抑郁水平大幅上升的潜在风险,并且父母双方过高的教育期望将会产生叠加作用,但感知到的父母教育期望低于自我教育期望并未对抑郁水平产生显著影响(Gallagher, 2016)。亦有研究提出,超过子女能力限制的父母期望将难以成为子女实际达到的目标,不合理的上偏期望易为子女带来压力过大、自我评价较低、积极情感水平更低、消极情感水平更高等多方面的不良影响(赵芳, 赵烨烨, 2005; 郭筱琳等, 2019)。由此看来,极有可能存在一些心理要素在亲子教育期望偏差与学业成绩之间发挥中介作用。

子女因父母教育期望感受到的心理压力程度是其对他人反馈的直接和初始反应。在学业场域中,这种压力更具体地表现为学业负担,即学生对学习任务的主观体验。初中生的学业负担主要通过情绪层面体现(艾兴, 王磊, 2016),更为宽泛的负向情绪概念是一系列负面情绪的集合,能够更加全面、准确地反映学生个体的生活状态。上述三个变量均存在于家庭这一特定的教育场景之中,又能够通过“压力-效率”倒U型关系(Yerkes & Dodson, 1908)与学业投入、学业表现紧密相连,因而经历不合理亲子教育期望偏差的个体更有可能面临相关困扰,难以实现理想的学业产出(Macher et al., 2012)。如图 1 所示,亲子教育期望偏差可能通过心理压力、学业负担和负向情绪最终作用于学业成绩。据此,提出第三条研究假设:

假设 3: 心理压力、学业负担和负向情绪在亲子教育期望偏差和学业成绩之间起中介作用。

(四) 亲子教育期望偏差影响学业成绩的性别差异

考虑到我国特定文化背景下代际教育期望的性别差异,亲子教育期望偏差影响学业成绩的群体异质性值得深入探究。

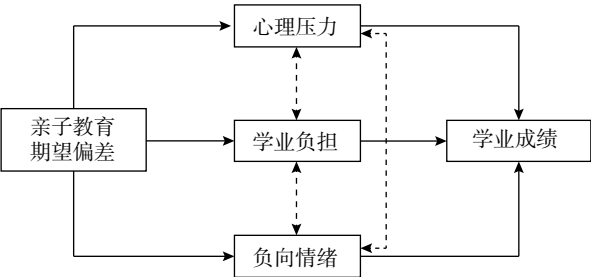


图 1 亲子教育期望偏差影响学业成绩的作用机制

大量实证结果表明,我国父母的教育期望存在男性偏好,对男孩的期望值通常高于女孩(杨习超,姚远,张顺,2016),与之相反,子女教育期望表现出“女高男低”趋势(黄超,吴愈晓,2016)。此外,由于社会文化对女性有更加顺从的要求,并且青少年女生的观点采择(perspective taking)能力本就更强,能够更好地推断父母的内部心理活动,因此女生的自我教育期望更可能接近感知到的父母教育期望,处于亲子教育期望一致状态(罗良,郭筱琳,2019)。亦有研究表明,男孩与父母的知觉差异显著大于女孩与父母的差异(李彩娜,邹泓,2007),因此男生更倾向于处于亲子教育期望偏差特别是上偏的状态,面临心理压力、学业负担、负向情绪方面的困扰。与此同时,就学业成绩而言,中学阶段学业落后是我国“男孩危机”(boy crisis)的突出表现形式(李文道,赵霞,2010),男生青少年的学业成绩整体低于女生。在亲子教育期望偏差以及青少年男女生学习状态存在性别差异的情况下,本文提出第四条研究假设:

假设 4: 与女生相比,男生的学业成绩更易受到亲子教育期望偏差的影响。

三、研究方法

(一) 数据来源

本文所用数据来自中国人民大学调查与数据中心设计实施的“中国教育追踪调查”(以下简称 CEPS)2014—2015 学年数据。该项目自 2013 年开始面向 28 个县级单位(县、区、市)调查点的学生及其家长、教师、学校展开,是目前教育领域最具全国代表性的数据资料之一。

本文以 2014—2015 年调查中成功追访个体的学生问卷作答结果为主要依据,结合 2013—2014 年基线调查情况,对缺失的家庭背景、认知能力前测得分等信息进行匹配。剔除关键信息缺失个体后,最终选定分析样本 7884 个。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

学业成绩是本文的被解释变量。在数据处理过程中,为综合衡量学生教育成就,该变量被具体操作化为样本学生 2014—2015 学年秋季学期期中考试语文、数学、英语三科成绩的均值。为统一分数范围,直观反映学业成绩相对位置,本文使用分学校计算得出的各科目 Z 分数(均值=0,标准差=1)参与均值化处理,使得解释变量的回归系数能够以标准差为单位解释学业成绩的变化。

2. 核心解释变量

亲子教育期望偏差是本文的核心解释变量,该变量表示以子女自我教育期望为参照,子女感知到的父母教育期望偏离的具体方向。

为判断样本个体的亲子教育期望偏差类型,本文将学生问卷中“你父母对你的教育期望”“你希望自己书读到什么程度”两道题目的作答结果由低至高有序排列,进行比较与归类。若感知到的父母教育期望等于子女自我教育期望,则个体所属类别为“无偏型亲子教育期望偏差”(以下简称“期望无偏型”);若感知到的父母教育期望高于子女自我教育期望,则个体所属类别为“上偏型亲子教育期望偏差”(以下简称“期望上偏型”);若感知到的父母教育期望低于子女自我教育期望,则个体所属类别为“下偏型亲子教育期望偏差”(以下简称“期望下偏型”)。

需要说明的是,本文未使用父母实际教育期望与子女自我教育期望进行比较,即未选用家长问卷中“家长希望孩子读到什么程度”一题作答结果参与核心解释变量的计算处理。原因在于:其一,子女感知到的父母教育期望是父母实际教育期望与子女自我教育期望间的媒介,是教育期望代际传递的中间环节。认同控制理论明确提出,个体心理环境中的输入必须是以感知(perceived)形式出现的,正是子女感知到的父母教育期望与子女自我教育期望之间的差异,能够直接造成内心冲突,从而影响学业表现。其二,CEPS家长问卷仅由学生的一名家庭成员填写,该填写者仅可能是父母双方中的一者,或是祖父母、其他亲属等家庭成员之一,作答结果无法反映父母教育期望的真实情况。

为详细考察组间差异,本文基于上述分组构建两个新类别:“期望有偏型”和“期望非上偏型”。前者由“期望上偏型”和“期望下偏型”两类样本共同构成,后者由“期望无偏型”和“期望下偏型”两类样本共同构成。本文重点关注四组比较:期望有偏型 vs.期望无偏型,期望下偏型 vs.期望无偏型,期望上偏型 vs.期望无偏型,期望上偏型 vs.期望非上偏型^①。各组比较仅由参与比较的两类样本组成,并含有反映样本亲子教育期望偏差类型的虚拟变量,前一类样本赋值为1,后一类样本赋值为0。各组内部分别比较全样本、男生样本、女生样本的估计结果,以探讨性别差异。

3. 控制变量

本文选择的控制变量主要来自学生个体和家庭层面。学生层面的变量包括性别、户口、独生子女,并基于认知能力对学业成绩的稳定预测作用(梁兴丽等,2020),引入基线调查中的认知能力测试得分作为学生学习能力的代理变量,削弱计量处理中潜在的内生性问题。家庭层面的变量包括父母婚姻状态、父母受教育程度、家庭经济条件、家庭藏书量、父母职业声望。表1对相关变量进行了详细的操作化说明。

表1 控制变量说明

名称	说明
性别	男生=1, 女生=0
户口	农业户口=1, 非农户口=0
独生子女	独生子女=1, 非独生子女=0
认知能力	2013—2014学年CEPS基线调查中的学生认知能力测试标准化总分
父母婚姻状态	结婚=1, 其余婚姻状态=0
父亲教育程度	按照“你爸爸的教育水平”一题作答结果对应的具体年限, 编码为具体受教育年份(0-19)
母亲教育程度	按照“你妈妈的教育水平”一题作答结果对应的具体年限, 编码为具体受教育年份(0-19)
家庭经济条件	按照“你觉得你家现在的经济条件如何”一题作答结果, 由“非常困难”至“很富裕”有序编码(1-5)
家庭藏书量	按照“你家里的书多吗”一题作答结果, 由“很少”至“很多”有序编码(1-5)
父亲职业声望	按照“你妈妈是做什么工作的”一题作答结果, 折算为三级职业声望(1-3) ^②
母亲职业声望	按照“你爸爸是做什么工作的”一题作答结果, 折算为三级职业声望(1-3)

(三) 分析策略

1. 普通最小二乘估计

以OLS为基准估计,初步判断亲子教育期望偏差与学业成绩之间的关系。在各组比较中依次设定如下模型:

$$Zgrade_i = \alpha + \beta ExpDcrp_i + \gamma C_i + \varepsilon$$

其中, $Zgrade_i$ 表示学生*i*的平均标准化成绩, $ExpDcrp_i$ 表示反映亲子教育期望偏差类型的虚拟变量, C_i 表示控制变量, ε 是随机误差项。

2. 倾向得分匹配

需要注意的是,自选择偏误问题(self selection bias)是考察亲子教育期望偏差影响学业成绩时需要

谨慎处理的核心问题之一,即干预实施之前,处理组和控制组群体就会会对研究结果产生影响的一些方面有所不同。例如,在教育期望研究中,学者普遍认为教育价值观(梁文艳,叶晓梅,李涛,2018;余秀兰,2020)、家庭迁移背景(马俊龙,2017;王毅杰,黄是知,2019)等因素能够同时对父母教育期望和子女自我教育期望产生显著影响,而处理组和控制组群体可能本身就在相关方面存在殊异。此外,由于研究数据可能存在样本选择偏误(sample selection bias),本文所用样本可能在教育期望方面存在非随机性。OLS难以克服与之相关的内生性问题,因果推断的内在效度无法保证。

为解决上述问题,本文选用倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)进行纠正,通过反事实框架构建与事实相反的假想状态,将特定类型的教育期望偏差视作干预,并度量此种干预带来的处理效应。该方法既能实现处理组、控制组群体协变量的平衡分布,应对直接拆分样本等非随机因素造成的抽样波动和估计偏误,又能够在不受函数形式、误差项分布等限制的情况下处理内生性,所得结果具有更强的可信度。

倾向得分匹配法的具体使用思路为:通过logit模型得到满足某种教育期望比较类型的条件概率,即“倾向得分”,而后分别运用最近邻匹配、半径匹配和核匹配进行配对并进行检验。研究重点关注处理组平均处理效应(average treatment effects for the treated, ATT),即不同类型的教育期望偏差干预能够为接受者带来多大程度的成绩变化。

使用 $Zgrade_{1i}$ 表示满足某种教育期望偏差比较类型的学生的标准化成绩, $Zgrade_{0i}$ 表示不满足该比较类型的学生的标准化成绩, $T_i=1$ 表示学生 i 满足某种教育期望偏差比较类型, $T_i=0$ 表示不满足该比较类型。那么,在控制可观测特征 C_i 之后,有:

$$\begin{aligned} ATT &= E\{Zgrade_{1i} - Zgrade_{0i} | T_i = 1, C_i = c\} \\ &= E\{Zgrade_{1i} | T_i = 1, C_i = c\} - E\{Zgrade_{0i} | T_i = 1, C_i = c\} \end{aligned}$$

3. 中介效应分析

为深入探究亲子教育期望偏差影响青少年学业成绩的作用机制,本文运用偏差校正的百分位Bootstrap法进行中介效应检验。该方法是现阶段最为理想的中介效应检验策略,能够模拟从总体中抽取大量样本的过程,在大样本、无先验信息的条件下具有非常可观的统计功效(方杰,张敏强,2012)。相应的统计分析借助SPSS23.0以及Hayes(2018)编写的Process宏程序,在重复取样次数为5000,置信区间为95%的设定下完成。

依据研究假设,本文重点考察心理压力、学业负担、负向情绪三个变量是否具有中介作用。参照薛海平和张媛(2019)、李长洪和林文炼(2019)等学者的处理方式,本文使用子女对父母教育期望的反馈表示心理压力^③,使用学习语文、数学、英语三门科目的平均吃力程度表示学业负担^④,使用过去七天内出现沮丧、不快乐、生活没有意思、悲伤的平均频率表示负向情绪^⑤。

四、实证结果

(一) 描述性统计结果

表2报告了各变量的描述性统计结果。期望无偏型学生(5130个,65.07%)是研究样本的构成主体,期望下偏型学生(1551个,19.67%)略多于期望上偏型学生(1203个,15.26%)。亲子教育期望偏差类型不同,子女学业表现不同。整体来看,期望无偏型学生的平均标准化成绩最高,期望下偏型学生次之,期望上偏型学生最低。

此外,三种类型的学生的性别构成、户口构成、家庭经济条件、父母受教育程度、父母职业声望存在差异。一些主要特征表现为:其一,相较于女生,男生更多地处于期望上偏状态。期望上偏型学生中六成为男生,期望无偏型与期望下偏型学生中的男女比例基本对等。这可能是因为,我国传统社会的性别偏好、家庭教育中的性别化实践,以及劳动力市场中的女性劣势使得父母更倾向于对男生抱有偏高的教育期望(黄超,吴愈晓,2016),而社会文化对女性的顺从要求等因素推动着女生达到亲子教育期

望一致的状态。其二,非独生子女更多地处于期望上偏状态。期望上偏型学生中仅有 36.7% 是独生子女,其余 63.3% 为非独生子女。资源稀释理论(resource dilution explanation)认为增加的子女数量会摊薄家庭教育资源,降低父母对子女的教育期望(Downey, 2001),也有研究指出兄弟姐妹数量增多会拉低子女的教育期望和教育获得(Blake, 1981)。本文的数据特征表明,子女数量增加可能造成子女自我教育期望更大程度的下降。其三,家庭社会经济地位偏低的学生更多地处于期望上偏状态。期望上偏型学生中,有 60.1% 为农业户口。期望无偏型学生在家庭经济、文化资本方面的整体条件最为优越,期望下偏型学生次之,期望上偏型学生居于末位。造成这一现象的可能原因是,社会经济地位偏低家庭的父母对自身弱势有切身体会,更迫切地希望子女通过教育渠道改善生活条件,实现社会流动(余秀兰, 2020),而社会经济地位偏低家庭中的子女则因同伴文化层次较低、追求教育的实用理性等原因,自我教育期望水平偏低(丁百仁,王毅杰,2016)。

表 2 描述性统计结果

变量	全体		期望上偏型		期望无偏型		期望下偏型	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
平均标准化成绩	-0.001	0.968	-0.250	0.988	0.051	0.951	0.019	0.980
性别	0.516	0.500	0.600	0.490	0.497	0.500	0.512	0.500
户口	0.533	0.499	0.601	0.490	0.521	0.500	0.522	0.500
独生子女	0.446	0.497	0.367	0.482	0.465	0.499	0.445	0.497
认知能力	0.056	0.862	-0.113	0.834	0.096	0.867	0.052	0.850
父母婚姻状态	0.926	0.262	0.920	0.271	0.930	0.256	0.919	0.273
父亲受教育程度	10.480	3.115	9.938	2.920	10.608	3.151	10.478	3.097
母亲受教育程度	9.744	3.486	9.221	3.311	9.913	3.470	9.592	3.622
家庭经济条件	2.817	0.607	2.750	0.628	2.838	0.603	2.800	0.600
家庭藏书量	3.080	1.156	2.841	1.159	3.153	1.138	3.023	1.187
父亲职业声望	1.391	0.740	1.288	0.657	1.422	0.760	1.371	0.727
母亲职业声望	1.309	0.614	1.204	0.518	1.336	0.631	1.303	0.617
观测值	7 884		1 203		5 130		1 551	

为初步了解亲子教育期望偏差与学业成绩的关系,本文以期望无偏型为参照,进行不同期望偏差类型学生学业成绩的组间比较,结果见表 3。对全体样本而言,期望有偏型(-0.099)、期望上偏型(-0.250)学生的学业成绩均显著低于期望无偏型学生(0.051),期望下偏型学生的学业成绩(0.019)略低于期望无偏型学生,但差异不显著。其中,期望上偏型学生的成绩差值最大(-0.301)。分性别的检验结果表明,男生群体的整体学业成绩(-0.234)低于女生群体(0.247),并且期望有偏型、期望下偏型、期望上偏型男生的成绩差值(-0.146, 0.026, -0.279)均在绝对值水平上高于同组别女生(-0.099, -0.025, -0.216)。期望下偏型类别中,男女生群体的成绩差值方向相反。因此我们推测,青少年学业成绩受到亲子教育期望偏差特别是期望上偏的负向冲击,且男生受到的影响程度更大。后文将通过计量模型对此进行详细验证。

(二) OLS 估计结果

通过 OLS 回归考察不同亲子教育期望偏差类型的学业成绩是否存在显著差异,结果见表 4(1)栏。在四组比较中,仅期望下偏组与期望无偏组比较的系数结果不显著。综合其余三组回归结果,亲子教育期望偏差显著负向影响学业成绩,期望有偏型学生的学业成绩比期望无偏型学生低 0.086 个标准差。分偏差类型来看,期望下偏对学业成绩无显著影响,期望上偏的影响效应为负且显著,期望上偏型学生的学业成绩比期望无偏型学生低 0.189 个标准差,比期望非上偏型学生低 0.185 个标准差。

表3 分组别学业成绩比较

组别	项目	全体	男生	女生
期望无偏型	平均值	0.051	-0.179	0.279
	标准差	0.951	1.029	0.804
	样本数	5 130	2 550	2 580
期望有偏型	平均值	-0.099	-0.326	0.180
	标准差	0.992	1.024	0.875
	样本数	2 754	1 516	1 238
期望下偏型	差值	-0.150***	-0.146***	-0.099***
	平均值	0.019	-0.205	0.254
	标准差	0.980	1.023	0.873
期望上偏型	样本数	1 511	794	757
	差值	-0.032	0.026	-0.025
	平均值	-0.250	-0.458	0.063
全体	标准差	0.988	1.010	0.867
	样本数	1 203	722	481
	差值	-0.301***	-0.279***	-0.216***
全体	平均值	-0.001	-0.234	0.247
	标准差	0.968	1.030	0.829
	样本数	7 884	4 066	3 818
全体	差值	-0.052***	-0.055***	-0.032***

注：1. “差值”一栏均以期望无偏型组为基准；2.*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

表4 最小二乘回归（OLS）和处理组平均处理效应（ATT）结果

比较	组别	OLS	PSM				
		边际效应	处理组	对照组	最近邻匹配	半径匹配	核匹配
期望有偏型vs.期望无偏型	全体	-0.086*** (0.021)	2 754	5 130	-0.115*** (0.028)	-0.090*** (0.022)	-0.083*** (0.024)
	男生	-0.092*** (0.032)	1 516	2 550	-0.105** (0.042)	-0.094*** (0.034)	-0.093*** (0.035)
	女生	-0.077*** (0.028)	1 238	2 580	-0.070* (0.038)	-0.079*** (0.028)	-0.074*** (0.029)
期望下偏型vs.期望无偏型	全体	-0.010 (0.026)	1 551	5 130	0.001 (0.034)	-0.011 (0.025)	-0.012 (0.025)
	男生	0.013 (0.039)	794	2 550	-0.011 (0.052)	0.011 (0.040)	-0.003 (0.040)
	女生	-0.026 (0.033)	757	2 580	-0.036 (0.046)	-0.027 (0.037)	-0.025 (0.037)
期望上偏型vs.期望无偏型	全体	-0.189*** (0.030)	1 203	5 130	-0.219*** (0.038)	-0.193*** (0.030)	-0.185*** (0.030)
	男生	-0.211*** (0.041)	722	2 550	-0.234*** (0.056)	-0.211*** (0.040)	-0.209*** (0.041)
	女生	-0.158*** (0.041)	481	2 580	-0.170*** (0.057)	-0.158*** (0.044)	-0.155*** (0.044)
期望上偏型vs.期望非上偏型	全体	-0.185*** (0.029)	1 203	6 681	-0.192*** (0.039)	-0.188*** (0.029)	-0.184*** (0.030)
	男生	-0.212*** (0.040)	722	3 344	-0.211*** (0.057)	-0.211*** (0.040)	-0.214*** (0.042)
	女生	-0.148*** (0.040)	481	3 337	-0.185*** (0.058)	-0.156*** (0.044)	-0.147*** (0.044)

注：1.*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平；2.最后三列括号内为bootstrap自助标准差。

分性别的估计结果进一步说明,男女生群体中都存在亲子教育期望偏差对学业成绩的影响。期望上偏型与期望无偏型学生的对比结果显示,期望上偏型男生的学业成绩比期望无偏型男生显著低 0.211 个标准差,而期望上偏型女生的学业成绩仅比期望无偏型女生显著低 0.158 个标准差。在期望上偏型与期望非上偏型学生的比较中,男生、女生的回归系数分别为-0.212 和-0.148。相比之下,期望下偏对学业成绩的影响效应均较小且不显著,未显示出确定方向。

但是,OLS 回归作为一种典型的参数估计方法,可能存在前文提及的内生性问题。为此,本文进一步借助 PSM 方法对样本数据进行处理,以得到更为可靠的估计结果。

(三) PSM 估计结果

运用 Logit 模型估计控制混淆变量后学生个体满足某种亲子教育期望偏差类型的倾向得分。结果表明,男生、非独生子女、家庭藏书量偏少的个体更易出现期望上偏状态,进一步强化了描述性统计部分的相应结论。相比之下,对期望下偏产生显著影响的因素较少。根据预测的倾向得分结果,分别选用最近邻匹配(caliper=0.01, k=4)、半径匹配(caliper=0.01)、核匹配三种匹配方法进行后续分析。估计平均处理效应前的检验结果显示,倾向得分在处理组与控制组中具有足够大的共同支撑域,仅损失少量样本,共同支撑假设成立。匹配后处理组和对照组的平衡性检验结果显示,所有变量匹配后的标准化偏差均小于 10%,即匹配过程实现了数据有效平衡。

表 4(4)至(6)栏呈现了基于匹配后样本计算得出的平均处理效应(ATT)结果。对个体特征、家庭特征进行控制后,三种匹配方法的估计结果的符号、大小、显著性水平基本一致。期望有偏型与期望无偏型学生的全体比较结果显示,期望有偏型学生的学业成绩分别比期望无偏型学生显著低 0.115、0.090、0.083 个标准差。具体来看,期望上偏型学生的学业成绩较期望无偏型学生显著低 0.185 至 0.219 个标准差,较期望非上偏型学生显著低 0.184 至 0.192 个标准差。期望下偏型学生的学业成绩略低于期望无偏型学生,但对应结果不显著。

PSM 估计结果同样表明,期望上偏对男生、女生学业成绩的影响程度不同。在期望上偏型与期望无偏型学生的比较中,期望上偏型男生的学业成绩以 0.209 至 0.234 个标准差低于期望无偏型男生,而期望上偏型女生的学业成绩仅以 0.155 至 0.170 个标准差显著低于期望无偏型女生。在期望上偏型与期望非上偏型学生的比较中,男生组的最近邻匹配和半径匹配结果为-0.211,核匹配结果为-0.214,均在绝对值水平上显著高于女生组的匹配结果-0.185、-0.156、-0.147。以上估计结果均在 1% 的显著性水平上具有统计学意义,因此,期望上偏对男生群体学业成绩的冲击程度更大。

(四) 稳健性检验

PSM 处理结果表明,使用最近邻匹配、半径匹配、核匹配三种方法得出的结果在方向、大小上基本一致,能够说明研究结果的稳健性较好。为深入考察实证结果的稳健性情况,本文采用替换变量的方法进行检验。选用同期数学成绩标准分作为被解释变量平均标准化成绩的替代变量,进行 OLS 和 PSM 处理后,所得结果见表 5。

据表可知,与前文估计结果相比,亲子教育期望偏差变量对应系数的符号、大小非常接近,且显著性水平未发生明显变化。因此,本文采用的实证模型稳健性良好。

五、机制分析

综合全体样本的 OLS 和 PSM 估计结果可知,亲子教育期望偏差显著负向影响青少年的学业成绩,这与 Hao(1998)、蔺秀云(2009)、李适源(2019)的研究结论基本一致,研究假设 1 得到验证。分类型比较结果显示,上偏型亲子教育期望偏差对学业成绩有显著的负向影响效应,下偏型亲子教育期望偏差的影响效应不显著,研究假设 2 部分得证。分性别比较结果表明,与女生相比,男生群体的学业成绩更易受到期望上偏的冲击,研究假设 4 也得到部分支持。基于上述发现,本文进一步使用 Bootstrap 法验证上偏型亲子教育期望偏差和学业成绩之间的中介作用,模型设定以期望上偏为解释变量,学业成绩

为被解释变量,心理压力、学业负担、负向情绪为中介变量,个体、家庭特征等控制变量与前文各模型保持一致。检验结果的判断标准为,如果估计系数的95%置信区间不包含0,则中介效应显著。

表5 稳健性检验结果(以数学成绩标准分为被解释变量)

比较	组别	OLS	PSM				
		边际效应	处理组	对照组	最近邻匹配	半径匹配	核匹配
期望有偏型 vs. 期望无偏型	全体	-0.062*** (0.023)	2 754	5 130	-0.075** (0.031)	-0.064*** (0.024)	-0.063** (0.025)
	男生	-0.051 (0.033)	1 516	2 550	-0.058 (0.044)	-0.052 (0.034)	-0.051 (0.035)
	女生	-0.073** (0.031)	1 238	2 580	-0.058 (0.044)	-0.076** (0.031)	-0.069** (0.032)
期望下偏型 vs. 期望无偏型	全体	0.017 (0.027)	1 551	5 130	0.036 (0.037)	0.017 (0.027)	0.016 (0.027)
	男生	0.062 (0.041)	794	2 550	0.056 (0.053)	0.061 (0.041)	0.047 (0.041)
	女生	-0.024 (0.037)	757	2 580	-0.044 (0.051)	-0.024 (0.040)	-0.019 (0.040)
期望上偏型 vs. 期望无偏型	全体	-0.170*** (0.032)	1 203	5 130	-0.211*** (0.041)	-0.175*** (0.032)	-0.171*** (0.033)
	男生	-0.179*** (0.044)	722	2 550	-0.205*** (0.061)	-0.181*** (0.042)	-0.180*** (0.043)
	女生	-0.156*** (0.047)	481	2 580	-0.161** (0.065)	-0.159*** (0.048)	-0.154*** (0.049)
期望上偏型 vs. 期望非上偏型	全体	-0.192*** (0.031)	1 203	6 681	-0.211*** (0.043)	-0.196*** (0.032)	-0.190*** (0.033)
	男生	-0.193*** (0.043)	722	3 344	-0.187*** (0.060)	-0.193*** (0.045)	-0.196*** (0.046)
	女生	-0.145*** (0.046)	481	3 337	-0.164** (0.065)	-0.154*** (0.049)	-0.144*** (0.049)

注:1.*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平;2.最后三列括号内为bootstrap自助标准差。

使用期望上偏型样本和期望无偏型样本得出的检验结果如表6所示。在期望上偏可能影响学业成绩的两条间接路径中,各路径的95%置信区间均未包括0。并且,期望上偏作为个体心理比较的产物,对学业成绩有直接且显著的负向影响。因此,心理压力、学业负担和负向情绪均能够作为独立的中介变量预测学业成绩,在上偏型亲子教育期望偏差和学业成绩间起部分中介作用,效应大小依次为-0.013、-0.062、-0.011,研究假设3部分得证。

研究样本的调查数据进一步表明,期望上偏型、期望无偏型、期望下偏型个体在心理压力、学业负担和负向情绪水平方面均存在显著差异($F=106.189, p<0.01$; $F=72.518, p<0.01$; $F=33.057, p<0.01$)。期望上偏型个体的心理压力水平最高,期望无偏型个体次之,期望下偏型个体最低。在学业负担和负向情绪方面,由高至低排序依次为期望上偏型个体、期望下偏型个体和期望无偏型个体。各事后检验结果均在5%及以下水平上显著。我们推测,期望上偏型青少年学业表现不佳可能与过高学业及心理压力导致的学习效率偏低和学业投入不足有关,长此以往,相关个体极有可能出现自我效能感欠佳(朱晓斌,王静丽,2009)、意志控制偏差(潘斌等,2016)、幸福感不足(贾瑜,2020)等更为严峻的心理问题。

表6 中介效应检验结果

路径	间接/直接效应	95%Bootstrap置信区间	
		下限	上限
期望上偏→心理压力→学业成绩	0.393×(-0.033)=-0.013	-0.022	-0.004
期望上偏→学业负担→学业成绩	0.138×(-0.449)=-0.062	-0.081	-0.044
期望上偏→负向情绪→学业成绩	0.212×(-0.051)=-0.011	-0.018	-0.005
期望上偏→学业成绩	-0.189	-0.247	-0.134

需要说明的是,期望下偏型个体各中介变量取值相对合理、下偏型亲子教育期望偏差对学业成绩的影响效应不显著,并不意味着感知到的父母教育期望低于子女自我教育期望是合理的。一方面,研究数据显示,与其他个体(3.078)相比,期望下偏型个体更倾向于认为父母对自己的未来没有信心(3.034)($t=2.172, p<0.05$)^⑥,偏低的父母信心不利于子女积极信念的形成(贺光烨,李博雅,2020)。另一方面,父母教育期望与父母教育卷入显著正相关(Wu et al., 2018),因此,亲子教育期望偏差下偏极有可能预示着父母教育卷入程度不足,这既不利于子女学业效能感及成绩表现的良性提升(郭筱琳等,2017),也将更深层次的影响子女的认知能力和社会性技能的健康发展(罗良,2011)。

立足性别视角的研究假设4同样能够通过上述中介机制得到合理解释。心理压力方面的全样本结果显示,相较于女生(2.820),男生的压力水平(2.988)显著高出0.178个单位($t=6.898, p<0.01$),而在期望上偏型样本中,这一差值增大至0.232个单位,期望上偏型男生的压力水平(3.402)依旧显著高于期望上偏型女生(3.170)($t=3.356, p<0.01$),学业负担和负向情绪方面的检验也呈现出类似趋势。以上发现与已有文献中青少年男生感受到更高父母压力的结论有效呼应(王立金等,2018),并强化了中介机制的有效性。此外,研究数据能够证明青少年群体中男生学业危机现象的存在,男生的学业平均标准化成绩(-0.234)显著低于女生(0.247)($t=-22.878, p<0.01$)。已有研究表明,在成绩劣势与心理、情绪压力的共同作用下,青少年男生的学业自我概念较低(郭成,周仁会,李振兴,2018),这也将成为他们实现学业成绩突破的一大难关。

六、结论与建议

本文使用2014—2015年“中国教育追踪调查”统计数据,探讨亲子教育期望偏差对青少年学业成绩的影响,实证结果显示:(1)亲子教育期望偏差显著负向影响青少年的学业成绩;(2)以强烈的“望子成龙”心愿为典型表现的上偏型亲子教育期望偏差并不合理,对子女学业成绩有显著负向影响,而下偏型亲子教育期望偏差与学业成绩之间不存在显著关系;(3)心理压力、学业负担和负向情绪在上偏型亲子教育期望偏差和学业成绩之间起部分中介作用;(4)与女生相比,男生的学业成绩更易受到上偏型亲子教育期望偏差的负向冲击。

基于以上结论,本文为青少年家庭教育提出如下建议:一方面,家长群体应正视亲子教育期望偏差对学业成绩及个人发展的重要影响,不盲目追求教育的外在效应,深入理解教育的内在价值,尽可能充分了解并客观评价子女的学业能力、未来方向,形成合理适度的教育期望、理性平和的教育心态。青少年时期是个体认同建立和价值形成的重要阶段(Erikson, 1959),家长群体更应重视亲子互动,平等对话,及时沟通,有效调节子女的心理压力、学业负担和负向情绪。通过趋向一致的亲子教育期望激发正向的期望效应,在帮助子女取得良好学业成绩的同时,塑造积极的自我认识与价值取向。另一方面,家长群体应对男孩的教育期望问题给予更多关注,针对男生群体更为强烈的独立性需求和叛逆行为,主动调整教育方式,增进亲子交流,减轻心理负担,以帮助他们克服学业困难,树立教育信心,助力健康成长。

最后,本文尚存在两点局限:一是着重关注亲子教育期望偏差类型,而未对偏差程度进行专门考

量,因而对亲子教育期望偏差影响学业成绩作用机制的解释值得进一步丰富;二是选用的估计策略虽然能在一定程度上通过实现样本有效配对规避选择偏差问题,但仍难以完全克服内生性问题,研究结论的因果解释效力仍有提升空间。后续研究可通过聚焦期望偏差程度、使用大规模追踪数据、引入准实验方法等路径获得更加详实、严谨的实证结论。

(成刚工作邮箱:cg@bnu.edu.cn)

参考文献

- 艾兴,王磊.(2016).中小學生学业负担:水平、特征及启示.《教育研究》,37(8),77—84.
- 崔盛,宋房纺.(2019).父母教育期望与教育投入的性别差异——基于中国教育追踪调查的实证研究.《中国人民大学教育学报》,(2),154—168.
- 丁百仁,王毅杰.(2016).教育期望的户籍差异——基于四类儿童比较研究.《教育科学》,32(5),1—10.
- 方晨晨.(2018).“望子成龙”“望女成凤”有用吗——基于CEPS2014调查数据的经验研究.《上海教育科研》,(2),33—37.
- 方杰,张敏强.(2012).中介效应的点估计和区间估计:乘积分布法、非参数Bootstrap和MCMC法.《心理学报》,44(10),1408—1420.
- 龚婧,卢正天,孟静怡.(2018).父母期望越高,子女成绩越好吗——基于CFPS(2016)数据的实证分析.《上海教育科研》,(11),11—16.
- 郭成,周仁会,李振兴.(2018).初中生学业自我概念的发展趋势及学业成绩的影响:五次追踪研究.《西南大学学报(社会科学版)》,44(6),71—77+190.
- 郭筱琳,何苏日那,秦欢,刘春晖,罗良.(2019).亲子间教育期望差异对小学生情感幸福感的影响:学业成绩和学业自我效能感的中介作用.《心理发展与教育》,35(4),467—477.
- 郭筱琳,周寰,窦刚,刘春晖,罗良.(2017).父母教育卷入与小学生学业成绩的关系——教育期望和学业自我效能感的共同调节作用.《北京师范大学学报(社会科学版)》,(2),45—53.
- 贺光烨,李博雅.(2020).家庭贫困对中学生心理健康的影响——亲子沟通、父母关系与父母信心的中介作用.《青年研究》,(2),49—58+95.
- 胡咏梅,元静.(2021).学校投入与家庭投入哪个更重要?——回应由《科尔曼报告》引起的关于学校与家庭作用之争.《华东师范大学学报(教育科学版)》,39(1),1—25.
- 黄超,吴愈晓.(2016).中学生教育期望的性别差异:表现与成因.《江苏社会科学》,(4),121—132.
- 贾瑜.(2020).学生幸福感:现状、影响因素及启示——基于PISA2018中国四省市数据的分析.《教育发展研究》,40(6),36—42.
- 李波,黄斌.(2020).破解教育生产“黑箱”:教育生产函数研究的评述与展望.《华东师范大学学报(教育科学版)》,38(9),137—161.
- 李彩娜,邹泓.(2007).亲子间家庭功能的知觉差异及其与青少年孤独感的关系.《心理科学》,(4),810—813+819.
- 李春玲.(2005).当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量.《社会学研究》,(2),74—102+244.
- 李适源,刘爱玉.(2019).家庭背景对学业表现的作用机制研究——以亲子教育期望偏差为解释中介.《教育探索》,(6),1—8.
- 李文道,赵霞.(2010).男孩危机——一个众多研究数据支撑起的事实.《中国青年研究》,(11),10—16+70.
- 李颖晖,王奕轩.(2019).父母教育期望的户籍分层:农村父母的教育期望劣势及其影响因素分析.《兰州学刊》,(10),194—208.
- 李长洪,林文炼.(2019).“近墨者黑”:负向情绪会传染吗?——基于“班级”社交网络视角.《经济学(季刊)》,18(2),597—616.
- 梁文艳,叶晓梅,李涛.(2018).父母参与如何影响流动儿童认知能力——基于CEPS基线数据的实证研究.《教育学报》,14(1),80—94.
- 梁兴丽,何津,周佑俊,刘萍萍.(2020).认知能力对学业成绩的影响:有中介的调节模型.《心理发展与教育》,36(4),449—461.
- 蔺秀云,王硕,张曼云,周冀.(2009).流动儿童学业表现的影响因素——从教育期望、教育投入和学习投入角度分析.《北京师范大学学报(社会科学版)》,(5),41—47.
- 刘保中.(2017).我国城乡家庭教育投入状况的比较研究——基于CFPS(2014)数据的实证分析.《中国青年研究》,(12),45—52.
- 罗良,郭筱琳.(2019).亲子间教育期望差异:概念框架、研究进展与未来方向.《南京师大学报(社会科学版)》,(2),30—42.
- 罗良.(2011).儿童青少年发展中的父母教育卷入.《北京师范大学学报(社会科学版)》,(1),21—28.
- 马俊龙.(2017).外出务工、教育期望与子女学习成绩.《教育与经济》,(5),87—96.
- 潘斌,张良,张文新,纪林芹.(2016).青少年学业成绩不良、学业压力与意志控制的关系:一项交叉滞后研究.《心理发展与教育》,32(6),717—724.
- 王立金,王毅,许华山,沐林林,王文娟.(2018).蚌埠市高三学生学习压力与学业成绩自我效能感的相关性.《中国学校卫生》,39(11),1710—1712.
- 王毅杰,黄是知.(2019).异地中考政策、父母教育参与和随迁子女教育期望.《社会科学》,(7),67—80.
- 薛海平,张媛.(2019).我国初中生学业负担水平与差异分析——基于CEPS2015数据的实证研究.《首都师范大学学报(社会科学版)》,(5),147—166.

- 杨习超, 姚远, 张顺. (2016). 家庭社会地位对青少年教育期望影响研究——基于 CEPS2014 调查数据的实证分析. *中国青年研究*, (7), 67—73.
- 余秀兰. (2020). 父母社会背景、教育价值观及其教育期望. *南京师大学报(社会科学版)*, (4), 62—74.
- 赵芳, 赵烨烨. (2005). 父母的过高期待与中学生的压力关系的研究. *青年研究*, (8), 11—19.
- 周爱保, 马小凤, 青柳肇. (2006). 家长对幼儿教育的期望: 中、日、韩三国之比较. *学前教育研究*, (4), 60—62.
- 周菲, 程天君. (2016). 中学生教育期望的性别差异——父母教育卷入的影响效应分析. *教育研究与实验*, (6), 7—16.
- 朱晓斌, 王静丽. (2009). 中学生学习自我效能感、学习压力和学习倦怠关系的结构模型. *中国临床心理学杂志*, 17(5), 626—628+543.
- Blake, J. (1981). Family size and the quality of children. *Demography*, 18(4), 421—442.
- Burke, P. J. (1991). Identity processes and social stress. *American Sociological Review*, 56(6), 836—849.
- Burke, P. J., & Stets, J. E. (2009). *Identity Theory*. New York, NY: Oxford University Press.
- Downey, D. B. (2001). Number of siblings and intellectual development: The resource dilution explanation. *American Psychologist*, 56(6/7), 497—504.
- Erikson, E. H. (1959). *Identity and the Life Cycle: Selected Papers*. New York, NY: International Universities Press.
- Gallagher, M. (2016). Adolescent-parent college aspiration discrepancies and changes in depressive symptoms. *Sociological Perspectives*, 59(2), 296—316.
- Grotevant, H. D., & Cooper, C. R. (1986). Individuation in family relationships. *Human Development*, 29(2), 82—100.
- Hao, L., & Bonstead-Bruns, M. (1998). Parent-child differences in educational expectations and academic achievement of immigrant and native students. *Sociology of Education*, 71(3), 175—198.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd Edition)*. New York, NY: The Guilford Press.
- Macher, D., Paechter, M., Papousek, I., & et al. (2012). Statistics anxiety, trait anxiety, learning behavior, and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, 27(4), 483—498.
- Smith, T. E. (1981). Adolescent agreement with perceived maternal and paternal educational goals. *Journal of Marriage and Family*, 43(1), 85—93.
- Stets, J. E., & Burke, P. J. (2005). New directions in identity control theory. *Advances in Group Processes*, 22, 43—64.
- Stryker, S., & Burke, P. J. (2000). The past, present, and future of an identity theory. *Social Psychology Quarterly*, 63(4), 284—297.
- Sewell, W. H., Hauser, R. M., Springer, K. W., & et al. (2003). As we age: A review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957—2001. *Research in Social Stratification and Mobility*, 20, 3—111.
- Wang, Y., & Benner, A. D. (2014). Parent-child discrepancies in educational expectations: Differential effects of actual versus perceived discrepancies. *Child Development*, 85(3), 891—900.
- Stevenson, H. W., & Stigler, J. W. (1992). *The learning gap: Why our schools are failing and what we can learn from Japanese and Chinese education*. New York: Summit Books.
- Wu, N., Hou, Y., Wang, Q., & et al. (2018). Intergenerational transmission of educational aspirations in Chinese families: Identifying mediators and moderators. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(6), 1238—1251.
- Yamamoto, Y., & Holloway, S. D. (2010). Parental expectations and children's academic performance in sociocultural context. *Educational Psychology Review*, 22(3), 189—214.
- Yerkes, R. M., & Dodson, J. D. (1908). The relation of strength of stimulus to rapidity of habit-formation. *Journal of Comparative Neurology and Psychology*, 18, 459—482.

注 释:

①理论上, 仅需要对前三组比较进行考量。但多数文献重视对父母教育期望偏高及过高现象(对应本文所指的期望上偏型个体)进行独立考察, 因此本文添加第四组比较, 方便进行研究结果间的对比与讨论。

②参照李春玲(2005)、崔盛和宋房芳(2019)的处理思路, 以工作种类为基础进行三级编码。具体对应关系为: 农民/无业、失业、下岗=1, 教师、工程师、医生、律师/技术工人/生产与制造业一般职工/商业与服务业一般职工/个体户=2, 国家机关事业单位领导与工作人员/企业/公司中高级管理人员=3。

③按照“你对这种期望(父母对你的教育期望)感到”一题作答结果, 由“毫无压力”至“压力很大”有序编码(1-5)。

④按照“你现在学语文/数学/英语感觉吃力吗”三题作答结果，由“一点也不吃力”至“特别吃力”有序编码(1-4)，取算数平均值。

⑤按照“在过去七天内，你是否有沮丧/不快乐/生活没有意思/悲伤难过的感觉”四题作答结果，由“从不”至“总是”有序编码(1-5)，取算数平均值。由于 CEPS 追访调查学生问卷中删除了对抑郁状态的考察题项，本文与李长洪和林文炼(2019)选用的负向情绪代理变量稍有差异。

⑥按照“你父母对你的未来是否有信心”一题作答结果，由“根本没有信心”至“很有信心”有序编码(1-4)。

(责任编辑 王 森)

Are Your Educational Expectations Rational? Research on Effects of Parent-Child Discrepancies in Educational Expectations on Academic Performance

Cheng Gang Du Sihui Yu Qian

(Faculty of Education, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Educational expectations are the expectations of individuals, parents, or teachers for the future level of education of learners, which have a great impact on academic performance and individual development. Numerous studies have overlooked the prevalence of differences in educational expectations between parents and children, while such differences can easily result in poor behavioral and performance. Based on the large-scale data of the 2014—2015 China Education Panel Survey, we use OLS, PSM and corrected Bootstrap method to explore the effects of parent-child discrepancies in education expectations on the academic performance of adolescents, as well as the differences in the influence mechanisms. The research has found that, firstly, parent-child discrepancies in education expectations have negative and significant effects on the academic performance of adolescents. Secondly, upward-biased parent-child discrepancies in education expectations, typically manifest as holding high hopes for children, are not rational, with a significant and negative effect on academic performance. However, there is no significant relationship between downward-biased parent-child discrepancies in education expectations and academic performance. Thirdly, psychological stress, academic burden and negative emotions play partial mediating roles in the relationship between the upward-biased parent-child discrepancies in education expectations and academic achievement. Finally, compared to that of girls, the academic performance of boys is more susceptible to the negative impact of upward-biased parent-child discrepancies in education expectations. Based on the results of empirical research, we put forward countermeasures such as forming appropriate educational expectations and improving parent-child communication.

Keywords: adolescents; discrepancies in educational expectations; academic performance; mechanism