

高风险家庭的青少年学业成就

——以班级氛围为补偿机制的多层次模型分析

傅文晓,赵文龙

(西安交通大学 人文社会科学学院,陕西 西安 710049)

摘要:使用“中国教育追踪调查”(CEPS)数据,探索高风险家庭学生的学业成就,以及不同班级氛围作用机制的异质性问题。研究发现:(1)高风险家庭内各风险因素相关程度较高,极易形成多重风险链条;(2)家庭累积风险因子对学生学业成就起负面影响,即家庭风险越高,学生学业成就越低;(3)家庭累积风险因子对学生学业成就的影响存在班级差异,即在家庭风险因子数量相同的情况下,处于良好班级氛围中的学生学业成就高于氛围差的班级中的学生。以上结果均表明,需要重视高风险家庭中的风险因子累积效应及其对青少年发展的不良影响,也应深究班级等其他生态系统对青少年学业成就的补偿作用。

关键词:高风险家庭;学业成就;班级氛围;多层次模型

中图分类号:G444 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-9303(2022)02-0090-11

一、问题的提出

费孝通先生在《生育制度》一书中将家庭看作社会结构的基本三角,其主要功能是抚育后代,并对后代发展产生持续影响^[1]。作为最微观和最重要的一个生态系统(ecological systems),家庭环境与子女发展的关系一直是国内外学者们研究的经典问题^[2]。国内研究者偏重于从家庭内部的积极因素,诸如丰富的文化资本或经济地位对学生成长的贡献计量来探索家庭和青少

年发展之间的关系^[3]。国外研究者则较多关注高风险家庭的子女发展问题,如英国学者Rutter就发现大约一半的儿童经历过至少一种家庭风险因子,证实了现实生活中高风险家庭存在的普遍性^[4]。更值得注意的是,风险因子并非孤立发生与存在,而是在高风险家庭中经由多重叠加而构成风险链条(risk chain),恶化家庭环境,加剧对青少年的伤害^[5]。因此,考虑到国内的贫富差距鸿沟以及扶贫先扶智的要求,从多重风险因子的角度探索高风险家庭的青少年学业成就问题在我国具有较大的现实意义。

收稿日期:2021-10-02

基金项目:陕西省社会科学基金项目“精准扶智视域下西部贫困地区中小学微观教育公平问题研究”(2020P007)

作者简介:傅文晓(1989—),女,陕西西安人,西安交通大学人文社会科学学院博士研究生,研究方向:教育社会学。

赵文龙(1963—),男,陕西清涧人,西安交通大学人文社会科学学院教授、博士生导师,研究方向:教育社会学。

Bronfenbrenner 在生态系统理论 (ecological systems theory) 中将家庭和学校作为影响青少年发展最为重要的两个微系统,认为其嵌套于以个体为圆心的多重生态系统中^[6]。因此,在探索家庭对孩子影响的发生机制时,不能忽略学校班级对青少年的结构性影响。从作用机制来看,班级是孩子有着更多亲密接触和日常生活的场域 (field), 是直接影响青少年发展的共同体 (community)^[7]。班级的师生关系、学习风气等氛围因素都能够强化或者削弱各个家庭风险因子对于儿童的作用过程。因此,引入班级层面的因素,能够更加全面地探讨家庭和班级对青少年的双重及交互影响。

综上,一方面,本研究考虑到家庭多重风险因子的累积特性而构建了家庭累积风险指数,探索高风险家庭内各风险因子的关联性与效应量。另一方面,研究采用多层次模型,将班级作为分层变量,探索班级氛围因素在家庭累积风险因子对学生发展路径中的调节作用,并期望通过对这两个微系统的模型实证分析,探索班级因素是否对高风险家庭的青少年教育发展产生补偿效应。

二、文献综述与研究假设

国内对于家庭与青少年发展的研究层出不穷,但是多数研究关注的是有哪些好的家庭因素会有利于青少年发展,这在无形中忽视了一部分占据多个风险因子的高风险家庭。自从二十世纪八九十年代开始,国外有关家庭风险因子的研究开始兴起,主要议题包括家庭风险因子与心理健康的关联、家庭风险因子与学业成就之间的关联以及家庭风险因子与偏差行为之间的关联,研究对象正是那些高风险家庭的子女多方面发展^[8]。家庭风险因子具有普遍性与累积性,国外学者据此将占据多个对儿童未来发展构成威胁因素的家庭界定为高风险家庭^[9]。国内学者则

提出,高风险家庭的子女有较大可能性无法获得合适的物质与精神照料,身心难以获得良好发展。因此,需要对诸如父母不良行为、突发疾病等概念进行操作化以建立高风险家庭检测体系^[10]。结合相关国内外研究界定的共性特征与现状,本文将高风险家庭定义为:具有多个不利于子女身心发展的因素,例如生活压力 (life stress)、严重创伤 (trauma) 以及突发事件 (emergency) 等,从而诱发子女在较大概率上欠缺良好发展机会的家庭。

高风险家庭到底包括哪些家庭风险因子,国内少有确定性的指标去认定,也很少有研究者整合家庭风险因子并归纳为一个系统性的指标体系。然而国外对家庭风险因子的研究较为成熟,众多学者提出了自己的指标体系并进行了检验^[11-12]。除了学者研究中归纳出的高风险家庭的风险因子外,一些国家和地区也制定了相应的家庭风险因子认定指标。英国首相在 2007 年进行了有关筛选英国风险家庭的举措 (Think Family), 主要解决两方面问题:什么原因使这些家庭变成了高风险家庭,我们能做些什么^[13]。瑞典政府也推出了拯救风险家庭 (Family at Risk) 的公益组织,主要职责是筛选高风险家庭并实施帮助^[14]。中国台湾“内政部”也在 2004 年制定了高风险家庭认证指标,其主旨即监测与干预家庭风险因子对子女的身心伤害^[15]。

(一) 高风险家庭内的风险链条

通过对比各国家或地区认定的家庭风险因子,进行文献梳理与归纳可以发现,各类家庭风险因子多有重叠相似之处。因此,本研究依照以上文献研究、现实情况和数据条件,归纳出七项家庭风险因子,分别为:父母分居或离婚、再婚家庭、家庭贫困、父母受教育程度低、父母关系不和、父亲经常酗酒以及家庭内有重病患者。不管是概念定义还是现实情况都告诉我们,家庭风险

因子常常结伴而来,我们不应停留在单一风险因子对子女的影响上,而要综合考量多个家庭风险因子的影响。因此,本研究依照累积模型计算出家庭累积风险指数(cumulative risk index)。家庭内累积风险因子越多,风险指数越高,越易成为高风险家庭,加剧对青少年的负面效应。本文提出如下假设:

假设1:高风险家庭内的风险因子间相关程度较高;

假设2:家庭累积风险因子越多,学生的学业成就越低。

从生态系统理论角度出发,家庭作为微观生态系统也是嵌套在更为宏观的生态系统之下,城乡分割与性别差异都是影响巨大的类型要素。吴愈晓在探讨城乡居民教育机会不平等时指出,由于家庭文化资本和资源稀释的缘故,城乡二元结构下不同家庭的子女教育获得情况差别很大^[16]。那么,具有相同累积风险因子量的高风险家庭,城乡户口家庭子女的学业成就有无差异呢?本文提出假设2a:相同家庭累积风险因子下,城市户口学生的学业成就比农村户口学生学业成就更高。

虽然家庭对儿童发展具有深远影响,但这种环境效应也具有个体差异性。发展心理学的证据表明,性别是微观生态系统中的中介变量之一^[17]。不同性别的儿童在感受外围环境效应的影响时,其行为表现和学业成就有所差异。更有研究者进一步说明了在面临同样累积生态困境时,女生相比男生表现出更高的抗逆力^[18]。据此,我们提出假设2b:相同家庭累积风险因子下,女生的学业成就高于男生的学业成就。

(二)班级异质性

班级作为区分不同教育情景的主要场域,其班内学生发展具有较高的同质性,其组间学生学业成就则存在很大的异质性^[19]。一些研究也证

实了班级氛围是影响学生学习效能感高低的关键因素,随着班级氛围的改善,学习效能感逐步提升^[20]。班级氛围不仅对学业成就起到了正向的促进作用,积极的班级氛围也能够弱化其他生态系统的负向关联,有助于提高学生的综合发展实力。在探索高风险家庭内的子女学业成就时,应该以更加全面的整体性、多层次眼光去看待青少年所处的生活结构,因此一些研究者直接把班级氛围作为影响学生表现的第二层变量,探索第一层解释变量对学生的影响是否因为班级氛围而具有不同的截距与决定系数^[21]。张阳阳等在探讨教育期望的差异时就把班级氛围作为第二层变量,进一步探索不同班级氛围中教育期望影响效应的差异^[22]。高风险家庭内的风险因子对学生学业成就的影响是否因班级氛围因素而产生系统性差异,也是本研究主要探讨的问题。故提出假设3:相同家庭累积风险因子下,班级氛围越好,学生的学业成就越好。

三、数据、变量与方法

(一)数据

中国教育追踪调查(China Education Panel Survey,CEPS)是国内首个对初中生进行追踪性调查的全国性数据库,由中国人民大学中国调查与数据中心(National Survey Research Center,NSRC)规划与实施。在对基线数据的变量进行处理并且删除缺失值后,最终进入本次分析的样本量为14458人。

(二)变量

1. 被解释变量:学业成就。学业成就将通过主成分分析法对问卷中的三个指标提取公因子,预测因子得分,并通过0—1标准化构建一个取值为0—100的综合指标,数字越大代表学业成就越高。其中三个具体指标,分别是被访者(学

生)的认知能力水平、期中考试成绩和对主干课程(语文、数学和外语)的接受能力。针对三个指标的具体操作方法是:被访者的认知能力水平由CEPS通过一系列问题测试得出,问卷本身具有国际比较性和全国标准化特点,测试以学生的逻辑思维和问题解决能力为主要观测点;考试成绩取三门主干课程(语文、数学和外语)期中成绩总分;主干课程接受能力的测试则是通过分别询问学生学习语数外三门课程是否吃力作为测量依据。加总三道问题答案,最终可得一个取值为3—12的连续变量,以此代

表被访者对主干课程的接受能力,数值越大,表示接受能力越强。

2. 解释变量:家庭累积风险因子。结合已有的文献研究、数据条件以及累积模型的要求,本研究将七项家庭风险因子(父母分居或离婚、再婚家庭、父母关系不和、家庭贫困、父母受教育程度低、父亲经常酗酒以及家庭内有重病患者)进行0/1编码,继而加总,形成一个取值0—7的家庭风险累积指标。分数越高代表经历的家庭风险频次越高,家庭也越易成为高风险家庭。详见表1:

表1 家庭累积风险因子汇总描述表($N=14458$)

| 家庭风险因子类型 | 人次 | 所占比例*(%) | 家庭累积风险因子数 | 人数 | 频率(%) | 累积频率(%) |
|----------|------------|----------|-----------|------|-------|---------|
| 父母分居或离婚 | 4,534 | 31.36 | 0 | 3918 | 27.10 | 27.10 |
| 再婚家庭 | 57 | 0.39 | 1 | 4721 | 32.65 | 59.75 |
| 家庭贫困 | 4,076 | 28.21 | 2 | 3598 | 24.89 | 84.64 |
| 父母受教育水平低 | 10,402 | 71.95 | 3 | 1562 | 10.80 | 95.44 |
| 父母关系差 | 3,137 | 21.70 | 4 | 515 | 3.56 | 99.00 |
| 父亲经常酗酒 | 1,606 | 11.11 | 5 | 126 | 0.87 | 99.87 |
| 家有重病患者 | 2,294 | 15.87 | 6 | 15 | 0.10 | 99.97 |
| 共计:7项 | 总人次:26,106 | | 7 | 3 | 0.02 | 100.00 |

*注:家庭风险因子具有多重累积特性,各因子类型所占比例为每一类型出现人次与全样本总人数之比。

从表1可以看出,没有经历过任何家庭风险因子的被调查者只占27.10%,32.65%的被调查者至少经历过一个家庭风险因子,其中有659名(占比4.55%)青少年经历了4个及以上的家庭风险因子。这一调查结果也与英国学者Rutter调查本国儿童经受家庭风险因子所得结果^[23]基本相似。

3. 分层变量:班级氛围。对学生来说,学业成绩不仅受到家庭的影响,也受到班级氛围的影

响。为了准确测量班级氛围,我们选择了有关班级氛围的九个变量,包括班主任对班级的总体评价、学生对班主任和任课老师的感知,最终构成了一个取值为9—36的综合指标,得分越高表示班级氛围越好。

4. 控制变量。学生及班级特征变量是本次研究的主要控制变量。学生特征变量涵盖性别(女生=1)、城乡(城市=1)、同伴质量^①、父母教

①CEPS设置量表询问被调查者好朋友的积极表现(成绩优良、学习刻苦、想上大学)和消极表现(违反校纪、经常上网吧或游戏厅、退学)情况,每道题目对应三个选项(1代表没有这样的,2代表少数这样的,3代表很多这样的)。我们将三类积极表现加总,获得一个“积极同伴得分”变量,将三类消极表现加总,得到一个“消极同伴得分”变量,然后将前者除以后者,建构了一个“同伴质量”指标,数字越大表明同伴质量越好。

育期望、家长监督^②和亲子互动^③。班级特征变量包括班主任性别和班主任教龄。所有变量的描述性统计详见表2：

表2 变量描述性统计结果

| 变量 | 均值/比重 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|-------|-------|--------|-------|
| 个体层次变量(N=14458) | | | | |
| 学业成就 | 47.8 | 15.34 | 0 | 100 |
| 认知能力水平 | 9.94 | 3.76 | 0 | 22 |
| 期中考试成绩 | 240.6 | 74.16 | 17 | 445.5 |
| 课程接受能力 | 7.3 | 2 | 3 | 12 |
| 性别 (女生=1) | 0.48 | 0.50 | 0 | 1 |
| 学生户口 (城市=1) | 0.46 | 0.50 | 0 | 1 |
| 年级 (九年级=1) | 0.47 | 0.50 | 0 | 1 |
| 同伴质量 | 2.25 | 0.63 | 0.3 | 3 |
| 父母教育期望 | 16.89 | 3.17 | 7 | 22 |
| 父母教育期望 (对中) | 0 | 2.97 | -11.36 | 8.84 |
| 父母监督 | 19.01 | 3.22 | 8 | 24 |
| 父母监督 (对中) | 0 | 3.05 | -12.01 | 7.5 |
| 亲子互动 | 11.41 | 2.61 | 5 | 15 |
| 亲子互动 (对中) | 0 | 2.4 | -8.14 | 6.43 |
| 家庭风险因子 | 1.34 | 1.16 | 0 | 7 |
| 班级层次变量(N=438) | | | | |
| 班级氛围 | 24.1 | 5.59 | 9 | 36 |
| 班级氛围 (对中) | 0 | 5.59 | -15.10 | 11.90 |
| 班主任教龄 | 15.63 | 7.54 | 0 | 38 |
| 班主任性别 (男性=1) | 0.37 | 0.48 | 0 | 1 |

(三) 模型设定

本研究的研究层次包括家庭和班级两方面，

因此数据分析也将从这两部分进行。

第一部分估计家庭累积风险因子对学业成就的效应,既包括家庭累积风险因子对学业成就的净效应,也包括家庭风险因子与其他几个变量的交互效应,探讨个体层面家庭累积风险因子的具体影响路径。模型公式如下:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \gamma_{isk} + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{ijk} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

公式(1)中 Y_{ij} 为j班i同学的学业成就; β_0 是每个班级的固定截距,它将班级异质性纳入其中; β_1 是家庭累积风险因子的系数, X_{ijk} 指j班i同学个体层次的k控制变量; β_k 是k变量的回归系数; ε_{ij} 为个体层次的随机误差项。

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \gamma_{isk} + \beta_2 \gamma_{risk} \cdot W + \sum_{k=3}^n \beta_k X_{ijk} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

公式(2)中 β_2 是家庭累积风险因子与交互项的系数(W 在这里具体指户口和性别),其余各解释变量涵义同公式(1)。

第二部分估计家庭累积风险因子对学业成就影响的班级异质性,也就是估计班级层次特征变量(班级氛围)与家庭累积风险因子之间的交互作用。模型公式如下:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \gamma_{isk} + \beta_2 class + \beta_3 risk \cdot W + \sum_{k=4}^n \beta_k X_{ijk} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

公式(3)中 β_2 是班级氛围的回归系数; β_3 是家庭累积风险因子与班级氛围交互项的回归系数(W 在这里具体指班级氛围); μ_j 是班级层次的随机截距。其余各解释变量同前。

②CEPS 设置量表询问学生家长在作业考试、在校表现、按时上学、按时回家、朋友交往、穿着打扮、上网时间和看电视时间等八个方面的监督严格程度,每道题目对应三个选项(1代表不管,2代表管但不严,3代表管得很严)。加总后可得到取值为8—24的连续变量,数字越大表示家长管得越严。

③CEPS 设置量表询问家长是否经常与孩子讨论学校发生的事情、孩子与朋友的关系、孩子与老师的关系、孩子的心情以及孩子的烦恼,每道题目对应三个选项(1代表从不,2代表偶尔,3代表经常),加总后可得到取值为5—15的连续变量,数字越大表示亲子互动频率越高。

四、数据结果与分析

(一) 高风险家庭内各风险因子的相关程度

为了检验高风险家庭内部各风险因子是否相关,本文首先选择全体样本进行风险因子的相关性检验,结果如表3所示。依照表1中家庭风险因子的累积频率可以看出,大约60%的家庭占据一个以下的风险因子,并不能称之为高风险家庭,因此对全样本的风险因子相关性进行检验存在偏差。为了检测出高风险家庭内的风险因子的相关

程度,本文对占据3个以上风险因子的样本进行进一步的相关性检验(见表3)。通过对比全样本和高风险家庭风险因子之间的结果,可以看出,在21对风险因子相关性中,高风险家庭中有20对相关性通过检验,而全样本中仅有6对通过检验。这说明在高风险家庭中,危险因子的相关显著性比例大幅提升,风险因子之间容易形成风险链条,证实了假设1(高风险家庭内的风险因子相关程度较高)。这也说明了从某一个家庭风险因子探讨对青少年发展的影响是有失偏差的,也为本文进行多重家庭风险因子的探索提供了证据。

表3 全样本与高风险家庭风险因子相关性检验与比较

| | 家庭贫困 | 父母教育程度低 | 再婚家庭 | 父母关系不好 | 父亲经常酗酒 | 家有重病患者 | 父母分居 |
|--------------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|-------|
| 父母教育程度低(全样本) | 0.247* | 1.000 | | | | | |
| 父母教育程度低(高风险) | 0.176** | 1.000 | | | | | |
| 再婚家庭(全样本) | -0.018 | -0.057* | 1.000 | | | | |
| 再婚家庭(高风险) | 0.086** | -0.035** | 1.000 | | | | |
| 父母关系不好(全样本) | 0.049 | 0.004 | -0.032 | 1.000 | | | |
| 父母关系不好(高风险) | -0.156** | -0.166** | 0.037** | 1.000 | | | |
| 父亲经常酗酒(全样本) | -0.022 | -0.010 | 0.021 | -0.142* | 1.000 | | |
| 父亲经常酗酒(高风险) | 0.112** | 0.090** | -0.028* | -0.097** | 1.000 | | |
| 家有重病患者(全样本) | 0.192* | 0.052 | -0.032 | 0.035 | -0.008 | 1.000 | |
| 家有重病患者(高风险) | 0.085** | -0.083** | 0.031* | -0.109** | 0.089** | 1.000 | |
| 父母分居(全样本) | -0.111* | -0.106 | 0.378* | -0.148 | 0.024 | -0.062 | 1.000 |
| 父母分居(高风险) | -0.117** | 0.035** | 0.374** | -0.006 | -0.110** | 0.120** | 1.000 |

注: *表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$ 。

(二) 家庭累积风险因子与学业成就

本文拟合了五个模型,包括控制变量模型、随机截距模型、户口交互模型、性别交互模型以及全模型,模型结果如表4所示。在控制变量模型(模型一)中,家庭因素如父母教育期望(1.032, $p < 0.001$)、亲子互动(0.415, $p < 0.001$)以及班级因素如班主任教龄(0.111, $p < 0.01$)和同伴质量(4.220, $p < 0.001$)都对学业

成就产生了正向效应。而父母监督对学业成就呈现负向影响(-0.218, $p < 0.001$),表明父母的监督行为并不能够直接促进学业成就的提高。通过加入家庭累积风险因子的随机截距模型(模型二),可以估计家庭累积风险因子对学业成就的净效应(-1.228, $p < 0.001$),说明家庭累积风险因子对学业成就有着独立并显著的影响。这一点也验证了假设2(家庭累积风险因子越多,学业成就越低)。

表4 家庭累积风险因子与学业成就的模型估计结果

| 变量 | 模型一 | 模型二 | 模型三 | 模型四 | 模型五 |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 控制变量模型 | 随机截距模型 | 户口交互模型 | 性别交互模型 | 全模型 |
| 性别(女生=1) | 1.766 *** (0.191) | 1.708 *** (0.195) | 1.696 *** (0.195) | 1.488 *** (0.292) | 1.480 *** (0.292) |
| 户口(城市=1) | 1.211 *** (0.228) | 1.012 *** (0.235) | 2.008 *** (0.333) | 1.017 *** (0.235) | 2.012 *** (0.333) |
| 父母监督 | -0.218 *** (0.033) | -0.229 *** (0.033) | -0.228 *** (0.033) | -0.229 *** (0.033) | -0.229 *** (0.033) |
| 父母期望教育年限 | 1.032 *** (0.032) | 1.018 *** (0.033) | 1.016 *** (0.033) | 1.017 *** (0.033) | 1.016 *** (0.033) |
| 亲子互动 | 0.415 *** (0.042) | 0.387 *** (0.043) | 0.384 *** (0.043) | 0.388 *** (0.043) | 0.386 *** (0.043) |
| 班主任性别(男性=1) | -5.101 *** (0.838) | -4.740 *** (0.803) | -4.746 *** (0.800) | -4.743 *** (0.803) | -4.749 *** (0.801) |
| 班主任教龄 | 0.111 ** (0.052) | 0.099 ** (0.050) | 0.098 ** (0.050) | 0.100 ** (0.050) | 0.098 ** (0.050) |
| 同伴质量 | 4.220 *** (0.166) | 4.031 *** (0.171) | 4.021 *** (0.171) | 4.026 *** (0.171) | 4.017 *** (0.171) |
| 家庭累积风险因子 | | -1.228 *** (0.098) | -0.896 *** (0.126) | -1.312 *** (0.129) | -0.979 *** (0.151) |
| 风险因子×户口 | | | -0.773 *** (0.184) | | -0.772 *** (0.184) |
| 风险因子×性别 | | | | 0.171 *** (0.170) | 0.168 *** (0.170) |
| 常数项 | 37.12 *** (0.970) | 39.46 *** (0.956) | 38.95 *** (0.961) | 39.58 *** (0.956) | 39.06 *** (0.969) |
| ICC(intra-class correlation) | 0.32 | 0.31 | 0.31 | 0.30 | 0.31 |
| Log-likelihood | -58897.21 | -55640.75 | -55632.57 | -55623.04 | -56032.124 |
| 样本量 | 14,458 | 14,458 | 14,458 | 14,458 | 14,458 |
| 组数 | 426 | 426 | 426 | 426 | 426 |

注:括号内为标准误;星号表示通过显著性检验,分别为 *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。

模型三和模型四是在模型二的基础上分别加入家庭累积风险因子与户口、性别的交互项。为了更加直观地展现模型结果,绘制了两个交互项的回归线图,结果如图1所示。

从图1总体趋势上看出,两条回归直线的斜率为负,但各自的斜率不同。这说明虽然家庭累积风险因子对学业成就均起着负向作用,但城乡学生学业成就的下降速率不等。城市户口的学

生在家庭累积风险因子小于2的情况下,学业成就高于农村户口的学生,但是当家庭风险因子数量超过3时,农村户口学生的学业成就反超城市户口学生,也就是说,家庭累积风险因子对城市户口的学生学业成就的负向影响更强。假设2a(相同家庭累积风险因子下,城市户口学生的学业成就比农村户口学生学业成就更高)被证否。从性别与风险因子的交互图中,可以看出男生或

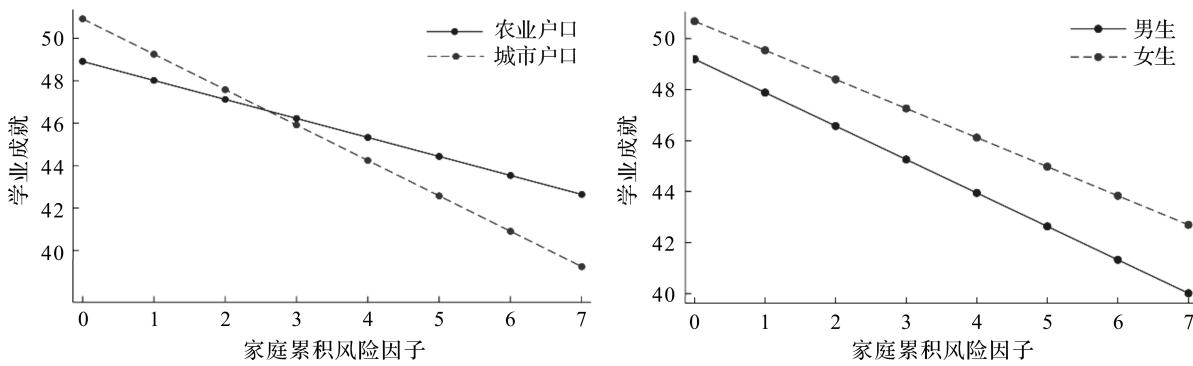


图1 家庭累积风险因子与交互项的回归线图

女生的成绩随着风险因子数量的累积而降低，并且女生的成绩始终高于男生。假设2b(相同家庭累积风险因子下，女生学业成就高于男生学业成就)得到验证。

(三) 班级氛围的补偿效应

接下来将着重探讨家庭累积风险因子对学

业成就的影响是否存在班级差异。模型一为零模型，以此判断学业成就是否存在班级差异。ICC(intra-class correlation)检验结果显示，班级层次因素能够解释总方差变异中大约36%的比例，这为我们进行班级层次的模型建立提供了充分的证据。

表5 家庭累积风险因子对学业成就效应的班级异质性模型估计结果

| 变量 | 模型一 | 模型二 | 模型三 | 模型四 |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 零模型 | 随机斜率模型 | 班级层次模型 | 交互模型 |
| 家庭累积风险因子 | | -1.232 *** (0.101) | -1.019 *** (0.098) | -1.040 *** (0.101) |
| 性别(女生=1) | | 1.709 *** (0.195) | 1.809 *** (0.193) | 1.811 *** (0.193) |
| 户口(城市=1) | 1.012 *** (0.235) | 1.065 *** (0.233) | 1.045 *** (0.233) | |
| 父母监督 | -0.229 *** (0.033) | -0.284 *** (0.033) | -0.281 *** (0.033) | |
| 父母期望教育年限 | 1.018 *** (0.033) | 0.953 *** (0.033) | 0.953 *** (0.033) | |
| 亲子互动 | 0.387 *** (0.043) | 0.271 *** (0.043) | 0.269 *** (0.043) | |
| 班主任性别(男性=1) | -4.751 *** (0.804) | -4.251 *** (0.773) | -4.256 *** (0.774) | |
| 班主任教龄 | 0.100 ** (0.050) | 0.106 ** (0.048) | 0.106 ** (0.048) | |
| 同伴质量 | 4.030 *** (0.171) | 3.190 *** (0.173) | 3.190 *** (0.173) | |

续 表

| 变量 | 模型一 | 模型二 | 模型三 | 模型四 |
|-------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 零模型 | 随机斜率模型 | 班级层次模型 | 交互模型 |
| 班级氛围 | 0.486 *** (0.020) | 0.553 *** (0.029) | | |
| 风险因子 × 班级氛围 | -0.050 *** (0.016) | | | |
| 常数项 | 47.66 *** (0.450) | 39.45 *** (0.957) | 40.73 *** (0.928) | 40.71 *** (0.928) |
| ICC (intra-class correlation) | 0.36 | 0.30 | 0.29 | 0.29 |
| Log-likelihood | -74337.90 | -56032.38 | -54363.25 | -54357.40 |
| 样本量 | 14,458 | 14,458 | 14,458 | 14,458 |
| 组数 | 426 | 426 | 426 | 426 |

注:括号内为标准误;星号表示通过显著性检验,分别为 *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ 。

在班级层次模型中,控制其他变量的情况下,班级氛围的回归系数通过检验且为正(0.486, $p < 0.001$),这也说明,在氛围越好的班级里,学生学业成就越高,班级氛围对学业成就的影响越积极。这样的研究结果与国内外诸多学者的研究结果基本一致^[24-25]。

那么,家庭累积风险因子、学业成就和班级氛围又是怎样的关联呢?在模型四中通过添加家庭累积风险因子与班级氛围的交互项,证实了班级层次的作用是真实有效的。为了更加直观地解释结果,我们绘制了三者之间的回归线图,结果如图2所示。

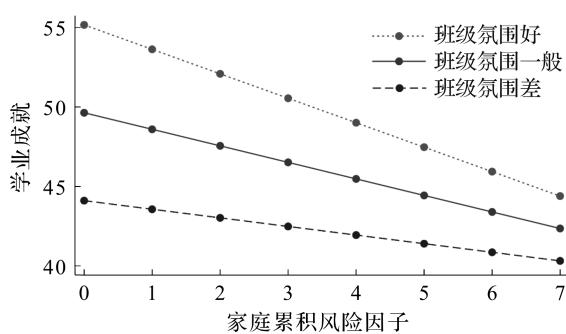


图2 家庭累积风险因子对学业成就影响的班级间异质性

从图2整体趋势可以发现,不管是班级氛围

好还是差,随着家庭累积风险因子数量的增多,学生的学业成就都是下降的,这体现了家庭累积风险因子对学业成就的显著影响。其次,可以看出,在家庭累积风险因子数量相同的情况下,在氛围好的班级内的学生学业成就均远高于班级氛围差的学生,这也说明了尽管随着家庭累积风险因子的提高,学生的学业成就持续降低,但是两者的差异依然存在,即良好的班级氛围为高风险家庭下的青少年提供了教育补偿机制。假设3得到证实。

五、结论与讨论

本研究所使用的“中国教育追踪调查”(CEPS)数据库具有多层次特性,有助于多层次模型的设定,也使得研究者有机会从学校班级等多个生态系统综合考察青少年发展。研究发现,高风险家庭内部的风险因子是影响学生学业成就的关键因素,并且这一影响存在不同班级氛围上的差异。研究也进一步证明了:首先,高风险家庭中的因子关联性较高,常以风险链条的形式结伴发生、共同作用于学业成就水平。其次,这一影响机制呈现出显著的负相关性,家庭累积风

险因子大大降低了学生的学业成就,风险因子累积水平越高,对学生学业成就的负面影响越大。最后,在家庭累积风险因子数量相同的情况下,良好的班级氛围为青少年的教育发展提供了一定的补偿机制。

以上的研究结论具有一定的学术价值与干预启示。高风险家庭的客观存在再次提醒研究者,如果仅关注具有丰富资本的优势家庭,忽视那些已有数个风险因子的高风险家庭,那么,学术研究所能发挥的现实价值必将有限。家庭资本的再生产机制致使优质家庭环境实现了代际传递,高风险家庭子女与其他家庭子女间的马太效应逐步拉大。因此,帮助高风险家庭的弱势儿童与青少年是学术界人文关怀的体现,也是实现微观教育公平的应有之义^[26]。此外,优势视角理论指出,生态风险的出现与增加难以阻止,那么最好的干预方式应该是增加其他优势因素以削弱原有风险的破坏力,对处境不利的青少年提供补偿机会^[27]。美国一项以学校为本、以家庭为干预中心的项目(The Family Check-Up, FCU)为处于高风险家庭中的儿童与家长提供心理帮扶、教育管理等多项服务,经过20年的追踪干预,有效降低了被试家庭中子女的药物滥用等偏差行为^[28]。在本研究中,班级氛围作为一项对学业成就起正向影响的变量,对家庭累积风险因子带来的负面效应有所削弱。基于此,针对高风险家庭儿童与青少年的干预措施也可从提升班级氛围入手,构建家庭、班级与学校协同培养的机制。

需要指出的是,本研究仍然存在继续探索的空间。一方面,由于数据所限,本研究仅以当下家庭现状作为衡量标准,未考虑家庭的历史变迁情况,同时未将家庭风险因子出现的时间点考虑进来。例如,一个出生于贫困家庭的孩子和一个家庭原本富裕、后期贫困的孩子相比,贫困因子所带来的影响效应是不同的。另一方

面,虽然本研究依据已有数据和现实情况选用了七项家庭风险因子,但随着社会发展与转型,新兴类型的家庭风险因子也会被逐步纳入研究视野,原有因子的内涵与外延也应当随时保持一定的张力,以提高研究的现实解释力与预测能力。

参考文献:

- [1] 费孝通. 乡土中国,生育制度 [M]. 北京:北京大学出版社,1998:163.
- [2] BRONFENBRENNER U. Ecology of the family as a context for human development: Research perspectives [J]. Developmental Psychology, 1986(6):723-742.
- [3] 李建全,满达呼. 家庭社会经济地位与创造思维的关系:父母教养方式的中介、补偿和调节效应 [J]. 青少年研究(山东省团校学报),2013(3):1-6.
- [4] RUTTER M L. Protective factors in children's responses to stress and disadvantage [J]. Annals of the Academy of Medicine, 1979(3):324-338.
- [5] RUTTER M L. Psychosocial adversity and child psychopathology [J]. The British Journal of Psychiatry 1999(6):480-493.
- [6] BRONFENBRENNER U. Toward an experimental ecology of human development [J]. American psychologist, 1977(7):513-531.
- [7] 张祥兰. 班级文化场域建构:价值选择与关系调适 [J]. 中国教育学刊, 2016(8):51-54.
- [8] SAMEROFF A J, SEIFER R, BALDWIN A, et al. Stability of intelligence from preschool to adolescence: The influence of social and family risk factors [J]. Child development, 1993(1):80-97.
- [9] SEKTNAN M, MCCLELLAND M M, ACOCK A, et al. Relations between early family risk, children's behavioral regulation, and academic achievement [J]. Early Childhood Research Quarterly, 2010(4):464-479.

- [10] 刘丽娟,陈云凡. 建立我国高风险家庭儿童监测保护体系研究[J]. 社会保障研究,2017(1):65-72.
- [11] MORALES J R, GUERRA N G. Effects of multiple context and cumulative stress on urban children's adjustment in elementary school [J]. Child Development,2006(4):907-923.
- [12] DUBOW E F, LUSTER T. Adjustment of children born to teenage mothers: The Contribution of Risk and Protective Factors [J]. Journal of Marriage and the Family,2006(2):393-404.
- [13] MORRIS K. Thinking family? The complexities for family engagement in care and protection[J]. British journal of social work, 2012(5):906-920.
- [14] World Childhood Foundation. Families at risk [EB / OL]. <http://childhood.org/this-is-childhood/children-that-childhood-wants-to-reach/families-at-risk/>.
- [15] 陈杏容. 家庭风险因子对少年之学业成就、偏差行为与忧郁情绪发展的影响:累积危险指数模型的探讨[J]. 台大社会工作学刊,2016(34):41-83.
- [16] 吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变(1978—2008)[J]. 中国社会科学,2013(3):4-21+203.
- [17] 俞国良,李建良,王勍. 生态系统理论与青少年心理健康教育[J]. 教育研究,2018,(3):110-117.
- [18] 鲍振宙,李董平,张卫,等. 累积生态风险与青少年的学业和社交能力:子女责任感的风险补偿与调节效应[J]. 心理发展与教育,2014(5):482-495.
- [19] 李丹,宗利娟,刘俊升. 外化行为问题与集体道德情绪、集体责任行为之关系:班级氛围的调节效应[J]. 心理学报,2013(9):1015-1025.
- [20] 姜兆萍,周宗奎. 学习效能感在高中生班级环境与学习动机间的中介效应 [J]. 中国特殊教育, 2011(6):72-77.
- [21] 卢家楣,王俊山,刘伟. 中小学班级氛围、班主任情感素质对青少年学生情感素质的影响:基于多层次分析[J]. 心理科学,2014(5):1174-1179.
- [22] 张阳阳,谢桂华. 教育期望中的班级效应分析[J]. 社会,2017(6):165-193.
- [23] RUTTER M. Psychosocial adversity: Risk, resilience and recovery [J]. The context of youth violence: Resilience, risk, and protection, 2001:13-41.
- [24] ZIMMERMAN M A, STODDARD S A, EISMAN A B, et al. Adolescent resilience: Promotive factors that inform prevention [J]. Child development perspectives, 2013(4):215-220.
- [25] 郭伯良,王燕,张雷. 班级环境变量对儿童社会行为与学校适应间关系的影响[J]. 心理学报,2005(2):233-239.
- [26] 宋占美,阮婷. 美国处境不利儿童补偿教育政策及其对我国的启示[J]. 学前教育研究, 2012 (4):25-29.
- [27] SALEEBEY D. The strengths perspective in social work practice: Extensions and cautions [J]. Social work, 1996(3):296-305.
- [28] STORMSHAK E A, DISHION T J. A school-based, family-centered intervention to prevent substance use: The Family Check-Up [J]. The American Journal of Drug and Alcohol Abuse, 2009(4):227-232.

(责任编辑:宋 鑫)