



体育锻炼、亲子关系

与青少年心理健康

——来自中国教育追踪调查的证据

□ 柳建坤 何晓斌 张云亮

摘要: 体育锻炼是一种重要的健康投资行为。本文考察了体育锻炼与青少年心理健康的关系,并从亲子关系的角度进行机制分析。对中国教育追踪调查2014—2015学年数据的分析发现:(1)体育锻炼对青少年心理健康具有促进作用;(2)亲子关系是体育锻炼提升青少年心理健康的重要机制;(3)体育锻炼对青少年心理健康的影响具有阶层差异性,具体表现为高阶层青少年可以从体育锻炼中获得更多的心理健康收益。本研究从心理健康的角度强调了体育锻炼对青少年发展的重要意义。此外,家长应对青少年的学习时间和体育锻炼时间进行科学分配,并且加强在青少年体育锻炼中的参与程度。

关键词: 青少年; 体育锻炼; 心理健康; 亲子关系

一、引言

青少年是国家的未来和民族的希望。保持身心健康是实现青少年高质量发展的关键。改革开放后,尽管家庭收入和消费水平不断提升,以及学校基础设施不断完善,但青少年的身体素质并未得到相应增强,反而在长时段内呈现下滑趋势,表现为超重率和近视率大幅上升,运动能力大幅下降。不过,2014年进行的第七次学生体质与健康调研结果显示,全国中小学

生的身体素质明显提升,从而扭转了过去将近30年逐年下降的趋势。但与之形成强烈反差的是,青少年的心理问题愈发严重。2018年公布的《中国青年发展报告》显示,在未成年人中,患有抑郁、焦虑等心理疾病的人数超过3000万^[1]。中央政府对青少年心理健康恶化的情况高度重视,不仅将其纳入到健康中国战略之中,而且出台了一系列干预政策。2019年,国务院印发的《国务院关于实施健康中国行动的意见》要求各地区开展心理健康促进行动,并提出“到2022年和2030年,居民心理健康素养水平提升到20%和

30%，心理相关疾病发生的上升趋势减缓”的目标。因此，探索影响青少年心理健康的因素并据此施加政策干预，对于理解青少年心理变化的逻辑和促进青少年健康成长具有积极作用。

中国政府高度重视全民健身运动对提升国民健康的重要影响。对于正接受基础教育的青少年而言，进行体育锻炼的时间经常会被学习时间所挤压，这成为抑制青少年身体素质提升的重要原因。由国家卫生健康委员颁布的《健康中国行动（2019—2030年）》强调了体育锻炼对促进青少年身心健康的重要性，并且要求家庭和学校严格保证青少年每天有1小时以上的锻炼时间。直接地看，体育锻炼可以增强人们的身体素质，那么它对心理状态是否也具有同样的正向效果？国外学者发现，体育锻炼在临床上可以明显缓解成年人的抑郁症^[2]。而且，即使是少量的体育锻炼也会产生明显的抗抑郁效果^[3]。此外，体育锻炼也被证实能够减弱青少年的抑郁症状，并且这一效应在多个国家普遍存在^[4]。国内学者较早注意到了体育锻炼对个体心理的影响，但所考察的对象局限于特定城市的老年人和大学生等高年龄人群^{[5][6]}，对青少年群体缺少专门研究。而且，这些研究所使用的样本不具有全国代表性，统计分析未能处理内生性问题。这不仅减弱了研究结论的推广意义，而且存在偏离真实情况的可能性。鉴于此，本文试图在中国情境下考察体育锻炼对青少年心理健康的影响，并且从亲子关系的角度进行机制分析。上述研究思路将通过对中国教育追踪调查（China Education Panel Survey, CEPS）2014—2015学年数据的分析加以验证。

本文在以下三个方面推进了既有文献：第一，首次以青少年为研究对象考察了体育锻炼对心理健康的影响，从而弥补了现有的国内文献过度关注高年龄群体的短板；第二，从亲子关系视角进行机制分析，这不仅能够加深人们关于体育锻炼与心理健康关系的认识，而且可以为有关部门出台健康干预措施提供参考；第三，本文使用的数据来自对全国初中生的抽样调查，并且使用因果推断方法处理内生性问题和样本选择偏差。因此，本研究的结论更加贴近现实情况，并且可以适用于全国范围，这对于提高政策设计的科学性和精准性具有重要意义。

本文余下的内容安排如下：第二部分是有关青少年心理健康影响因素的文献进行综述，并着重分析体育锻炼、亲子关系与青少年心理健康的关系，进而提出研究假设；第三部分是研究设计，介绍数据来

源、变量操作化和模型设定；第四部分报告数据分析结果；最后是本文的结论以及对其中涉及的重要现实问题进行讨论。

二、文献综述与研究假设

健康是人力资本的重要组成部分，因而健康产出取决于个体对健康的投资规模。Grossman提出的健康生产函数首次系统归纳了影响健康的因素^[7]。该模型假定个体的健康水平会随着年龄增长而降低，但可以通过投资来获得健康收益，而决定健康投资规模的因素既包括个体的生理特征和社会经济地位，也包括个体所处的自然环境（环境污染）和社会环境（家庭、学校、社区、地区和国家）。虽然上述模型讨论的是生理健康，但一系列的实证研究表明，该模型也适用于对个体心理健康的分析^{[8][9]}。

体育锻炼是一种常见的健康投资行为，它仅需要投入时间和精力，而不必像购买医疗服务一样支付费用。很明显，体育锻炼的直接结果是使个体的身体素质得到强化，即获得了在生理健康方面的收益^[10]。不仅如此，国外学者还发现体育锻炼对个体的心理健康也具有促进作用。Knapen等在临床实验中评估了体育锻炼对抑郁症患者的影响，发现无论是对于轻中度还是重度的抑郁症患者，运动疗法都可以在不同程度上缓解^[11]。Mammen & Faulkner发现，相比于传统的药物和心理疗法，体育锻炼对缓解抑郁症的边际效应更大，并且进行低强度锻炼（每周步行不超过3个小时）就可以显著降低抑郁症发生的几率^[12]。Schuch等利用来自亚洲、欧洲、北美和大洋洲等国家的临床数据发现，实施运动疗法可以显著降低各国居民患抑郁症的几率，并且这一效应在青少年和成年人中都存在^[13]。另外，针对中国居民的研究也发现体育锻炼对心理健康具有促进作用。陈青萍比较了西安市133位60岁以上的老年人在运动前和运动后的心理状态，发现运动组在抑郁、紧张等消极心理上的得分明显低于非运动组^[14]。何颖和季浏将绵阳市240名大学生分配到锻炼组和无锻炼组，发现锻炼组学生的抑郁水平更低，自尊心更强^[15]。虽然目前国内针对青少年群体的研究为数不多，但结合国内外现有的研究发现，本文推测体育锻炼对心理健康的正向影响也可能存在于青少年群体中，故提出如下假设：

假设1：进行体育锻炼对青少年的心理健康具有促进作用

进一步需要思考的问题是：体育锻炼是通过什么机制来促进青少年的心理健康的？前面所梳理的国内外文献都只是直接考察体育锻炼对个体心理健康的影响，但并未对其中的作用机制进行理论分析和实证检验。不过，我们注意到，国内外学者在考察体育锻炼与幸福感的关系时进行了机制分析，但主要关注的是个体的生理和心理特征，比如身体机能、自我健康认知、自我效能感等^{[16][17][18]}。

本研究重点考察关系性机制在体育锻炼与心理健康关系中发挥的作用。对于个体而言，无论是主观的心理状态还是客观的锻炼行为，都与人际互动存在着密切联系。一方面，人类并不是孤立的个体，而是处于一定的社会关系中，与他人进行互动是建立关系的基本途径。在通过人际互动所形成的社会网络中，每一个位置都包含着个体潜在或实际可以调动的资源。这些资源可以划分为物质和非物质两类。首先，对于那些有健康需求的人来说，他们既可以主动利用关系网络来获取与健康有关的知识 and 资源，也可以获得由他人提供的健康资源，从而进行健康投资^[19]。其次，关系网络提供的非物质资源主要是一种社会支持，比如促进互动和增进情感^[20]。在本研究中，我们更关心非物质资源的作用，并且它在针对中国青少年的实证研究中得到了验证。研究表明，无论是在农村还是城市，与父母、朋友的交往都会影响青少年的幸福感，并且该因素的作用明显强于青少年自身的人口学特征和社会特征^{[21][22]}。

另一方面，虽然个体在主观上进行体育锻炼的目的是对自己的健康进行投资，但这种活动在客观上创造了一种交往空间。与竞技体育不同，体育锻炼属于大众体育的范畴，它的目的是休闲健身和满足业余体育兴趣^[23]。人们在锻炼过程中，特别是参与一些群体性项目的时候，参与者之间会发生广泛且深入的互动。这一点在国内外研究中均得到验证。Delaney & Keane利用欧洲21个国家居民样本的分析发现，相比于缺乏锻炼的人，经常锻炼的人在交往、信任和社会参与等社会资本指标上的得分明显更高^[24]。张晓丽等利用社会网络与职业经历调查（JSNET）数据进行的研究发现，体育锻炼对个体社会资本和集体社会资本均有提升作用^[25]。

具体到本文关注的青少年群体，出于安全上的考虑，他们在进行体育锻炼时往往需要父母的陪伴。为了帮助子女顺利完成锻炼任务，家长经常会参与到青少年的锻炼活动中，向其传授知识、讲解技巧和分享

经验，从而拉近了双方的关系。而且，由于体育锻炼具有娱乐性和竞争性，家长和子女的互动更加充分，从而使情感联系得到强化。因此，青少年进行体育锻炼为加强他们与父母之间的联系创造了条件。进一步来看，良好的亲子关系对青少年自身发展具有至关重要的作用。除了可以提升学业表现、防范不良行为外^{[26][27]}，与父母保持良好关系可以使青少年的心理保持积极状态。例如，Canetti等比较了以色列和澳大利亚的青少年心理健康状况，发现前一国家中的亲子关系更加紧密，子女获得了更多的父母照顾和更少的控制，因而感受到更少的痛苦感、更高的总体幸福感和更多的社会支持^[28]。柳建坤等利用全国初中生样本的分析发现，相比于随迁的未成年人，留守的未成年人与父母的互动频率更低，因而更容易出现负面情绪^[29]。

综上所述，人际互动所构建的关系网络可以为参与者进行心理健康投资提供资源，而情感联系的拉近是典型的非物质资源。基于互动空间广、容易激发兴趣等优势，体育锻炼为家长与子女进行深度互动提供了宝贵机会，双方的关系得以拉近，从而使青少年获得积极的心理状态。因此，本文推测亲子关系是体育锻炼促进青少年心理健康的重要机制，因而做出如下假设：

假设2：体育锻炼通过强化亲子关系来促进青少年心理健康

三、研究设计

1. 数据来源

本研究使用的数据来自中国教育追踪调查。该调查是由中国人民大学中国调查与数据中心（National Survey Research Center, NSRC）负责实施，调查对象包括初中生及其家长、班主任、授课教师和学校管理人员，所获得的数据可以全面反映当代中国初中教育的发展现状。该调查采取分层次、多阶段、概率与规模成比例（PPS）等多种抽样方法，先在全国范围内抽取学校，再从学校抽取班级，进而对班级的全部学生和相关人员进行调查。2013年的基线调查在全国抽取了112所学校的438个班级，对19487个初中生进行了调查。2014年的调查对基线调查中的七年级学生（调查时为八年级学生）进行了追踪，并且成功追访到9449人，加上新调查的471个八年级学生，共得到9920个样本。本文使用2014—2015学年的调查数据进

行实证分析,原因有二:一是相比于基线调查,追踪调查数据的时效性更强;二是中介变量在追踪调查数据中更加完整。在剔除了变量含有缺失值的样本后,最终得到8038个青少年样本。

2. 变量操作化

(1) 因变量

因变量是心理健康。CEPS使用一个包含10个问题的量表对青少年的心理健康水平进行测量。量表的题器是“在过去的7天内,你是否有以下感觉”,具体包括:1)沮丧;2)消沉得不能集中精力做事;3)不快乐;4)生活没有意思;5)提不起劲儿来做事;6)悲伤、难过;7)紧张;8)担心过度;9)预感有不好的事情会发生;10)精力过于旺盛,上课不专心。原始的答案赋值方式是:从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,总是=5。参考已有文献的做法^[30],我们先调整了变量编码方式(总是=0,经常=0.25,有时=0.5,从不=1),再将全部单项指标进行加总取均值,最后乘以100,最终获得一个取值为[0, 100]的连续变量。该变量的数值越大,表示青少年心理健康水平越高。

此外,CEPS询问了当青少年出现上述10种负面情绪时能否自己恢复过来。该问题反映了个体应对负面情绪的能力。据此,我们构建了“心理调适能力”这一因变量,其编码方式是:0=完全不同意,1=不太同意,2=比较同意,3=完全同意。该变量的数值越大,表示青少年对消极心理的调适能力越强。

(2) 自变量

自变量是体育锻炼。CEPS设计了两个有关体育锻炼的问题:一是每周进行体育锻炼的天数,二是每天锻炼的时间(分钟)。参考已有文献的做法^[31],我们在剔除了异常值(每次锻炼超过360分钟)后计算得到青少年平均每周的锻炼时间(单位:分钟),并且在统计模型中加入其自然对数形式。

(3) 中介变量

本文假定亲子关系是体育锻炼影响青少年心理健康的作用机制。借鉴以往研究提出的操作化思路^[32],本文选取了两个指标来测量亲子关系:一是家长对子女的关注程度,二是家长和子女之间情感联系的紧密程度。指标构建的具体方法如下:

关心子女。CEPS向受访者询问了父亲和母亲是否经常和他们讨论4个问题,分别是:学校发生的事情、子女与同学的关系、子女与老师的关系、子女的心事或烦恼。在将原始变量编码进行调整后(0=从

不,1=偶尔,2=经常),我们将8个指标加总得到一个综合性指标。该变量的数值越大,表示家长对子女越关心。

情感联系。在CEPS的问卷中,有三类问题能够反映家长和子女的情感联系。第一类问题是直接向青少年询问他们与父亲和母亲关系的亲近程度。这两个指标的编码方式(调整后)是:0=不亲近,1=一般,2=很亲近。第二类问题是向青少年询问父亲和母亲对他们的未来的信心程度。该指标的编码方式(调整后)是:0=根本没有信心,1=没有信心,2=有信心,3=很有信心。第三类问题是询问在三种场景下青少年对父母的信任程度,对应的题项是“当你想跟人聊天、遇到麻烦和需要帮忙时,你首先会找谁”,提供的选项有:同学、好朋友、父母、某个亲戚、学校老师、没人可找。对此,我们构建了关于家长信任的三个虚拟变量,其思路为:将选择“父母”视为青少年信任父母的表现,赋值为1,而将选择其他选项视为不信任父母的表现,赋值为0。最后,将以上6个指标进行加总得到一个综合性指标。该变量的数值越大,表示家长与子女情感联系越紧密。

(4) 控制变量

本文控制了个体、家庭和学校三类变量。个体的变量包括学生的年龄、性别(0=女性,1=男性)、独生子女(0=否,1=是)、户籍性质(0=农业,1=非农)、户口登记地(0=外地,1=本地)、所在地区(0=东部,1=中部,2=西部)。

家庭层面的变量包括家长受教育年限、家长职业地位和家庭经济状况。其中,受教育年限根据学历程度转换而来,赋值方式为:没受过任何教育=0,小学=6,初中=9,中专/技校=12,职业高中=12,普通高中=12,大学专科=15,大学本科=16,研究生及以上=19。CEPS提供了14种职业选项。在已有文献中,管理者和专业技术人员通常被视为职业地位高的群体^[33],其在CEPS中对应的职业类别为:政府机关领导/干部,事业单位、公司(企业)领导/干部,科学家、工程师和大学教师等专业技术人员,医生、律师和中小学教师。因此,如果家长从事以上4种职业中的任意一种,即被视为高职业地位人群,赋值为1;反之,家长从事其他职业则视为低职业人群,赋值0。家庭经济状况是一个虚拟变量,其操作化方式为:将回答“非常困难”和“比较困难”视为贫困,将回答“中等”“比较富裕”和“很富裕”视为非贫困,分别赋值为0和1。

学校层面的变量包括学校质量和学校体育设施。

其中,学校质量由学生就读学校在当地的排名来测量,答案选项为:最差=0,中下=1,中间=2,中上=3,最好=4。学校体育设施包括运动场、体育馆和游泳池。CEPS向校长询问了这三类体育设施的完备情况,答案选项为:没有=0,有,但是设备有待改善=1,有,且设备良好=2。我们将后两个选项归为一类,赋值为1,表示有体育设施。

3. 描述性统计结果

描述性统计结果显示,青少年的心理状态评分为70.67,表明其心理状态处于中上水平。大多数青少年认为自己能够通过自己的力量从负面情绪中恢复过来,表明青少年具有较强的心理调适能力。青少年每周进行体育锻炼的时间平均为156分钟,超过2个半小时。父母对子女的关注程度和父母与子女之间的情感联系都处于中等水平,这表明亲子关系并不是非常紧密。此外,样本青少年的平均年龄为14岁,男性占比为51%,是独生子女的比例为45%。青少年拥有非农户口的比例约为47%,超过80%的青少年的户口登记地是在当地。家长的平均受教育年限为13年,家长担任管理者或专业技术人员的比例约为11%。贫困家庭比例较小。学生所就读的学校的排名介于“中下”到“中上”之间,并且学校至少有一种体育设施。

四、数据分析结果

1. 基准回归

表1报告了使用多元线性模型估计的结果。模型1和模型2的因变量分别是心理健康水平和心理调适能力。在两个模型中,体育锻炼变量的系数分别为1.262和0.071,且在1%水平上高度显著,这表明体育锻炼对青少年的心理健康有促进作用。具体而言,青少年进行体育锻炼的时间越多,心理健康水平越高,并且对消极心理的调适能力更强。

此外,其他因素也会影响青少年的心理健康。首先,年龄、性别、是否独生子女是个体层面的影响因素。随着年龄的增加,青少年的心理健康水平下降。相比于女孩,男孩对消极心理的调适能力较弱。独生子女在心理健康水平和心理调适能力上都要优于非独生子女。其次,衡量家庭社会经济地位的多个指标都可以显著预测青少年的心理健康。例如,青少年的心理健康受到其父母的受教育年限和职业地位的正向影响。家庭经济条件越好,青少年调适消极心理的能力越强。其三,青少年的心理健康也受到学校变量的影

响。学校质量与青少年的心理调适能力存在显著的负相关关系。学校的体育设施越多,青少年的心理调适能力越强。此外,青少年的心理健康呈现出明显的地域差异,具体表现为东部地区青少年的心理健康明显好于中部和西部地区的青少年。

表1: 体育锻炼对青少年心理健康的影响

| | 心理健康水平 | 心理调适能力 |
|----------------|-------------------|-------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 |
| 体育锻炼 | 1.262*** (0.235) | 0.071*** (0.009) |
| 年龄 | -0.715** (0.282) | -0.016 (0.012) |
| 性别 (1=男性) | 0.681 (0.462) | -0.058*** (0.019) |
| 独生子女 | 1.276** (0.531) | 0.054** (0.022) |
| 家长教育程度 | 0.283*** (0.072) | 0.003 (0.003) |
| 家长职业地位 | 5.312*** (0.700) | 0.119*** (0.029) |
| 家庭经济条件 | 1.483 (0.906) | 0.064* (0.037) |
| 学校质量 | -0.779 (0.492) | -0.037* (0.019) |
| 学校体育设施 | -0.232 (0.297) | 0.029** (0.012) |
| 地区 (0=东部) | | |
| 中部 | -2.040*** (0.665) | -0.088*** (0.028) |
| 西部 | -2.378*** (0.595) | -0.030 (0.024) |
| 常数项 | 68.011*** (4.544) | 1.728*** (0.190) |
| 样本量 | 7659 | 7818 |
| R ² | 0.027 | 0.023 |

注:(1)* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(2)括号内为稳健标准误,下同。(3)受篇幅所限,仅显示统计显著的变量。

2. 稳健性检验

(1) 工具变量法

由于体育锻炼与心理健康之间的关系存在内生性,因而仅依据基准回归的结果无法获得因果意义的研究发现。内生性问题体现在以下两个方面:一是双向因果,也即青少年进行体育锻炼也可能受到自身心理健康状态的影响。二是遗漏变量。虽然我们已经在基准回归模型中纳入了尽可能多的控制变量,但在现实中仍存在大量不可观测的变量未考虑到,导致自变量的真实影响会受到干扰。在内生性问题存在的情况下,基准回归结果偏离于真实情况,这会影响到人们对

事物关系的判断,并且会对政策实施产生不利影响。

本文使用工具变量法来处理内生性问题。参考方黎明和郭静的设计思路^[34],本文使用学校层次的体育锻炼参与率作为学生体育锻炼时间的工具变量。该工具变量的有效性体现在以下两个方面:首先,某一学校整体的锻炼参与率不仅反映了学校管理者对学生参与体育锻炼的重视程度,也反映了该校体育设施的完备程度,这些因素都会对学生个体的锻炼行为产生影响。这一猜测也得到了数据支持。在表2中,模型1显示,学校锻炼参与率的系数在1%水平上显著为正,表明其与学生体育锻炼时间存在正相关关系。同时,一阶段回归估计的F值大于1,这表明不存在弱工具变量问题^[35]。因此,本文选取的工具变量是合理的。其次,学校整体的体育锻炼情况对学生心理的影响往往是间接的,因为需要通过影响个体行为来实现。模型2和模型3展示了采用两阶段最小二乘法(2SLS)估计的回归结果。可以看到,体育锻炼变量的系数在两个模型中都大于零,并且仍在1%水平上显著。这表明即使存在内生性问题,体育锻炼对青少年心理健康的正向影响仍然存在,因而基准回归结果是稳健的。假设1得到验证。

表2: 工具变量检验结果

| | 体育锻炼 | 心理健康水平 | 心理调适能力 |
|---------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 |
| 学校锻炼参与率 | 0.006*** (0.003) | | |
| 体育锻炼 | | 2.552*** (0.893) | 0.181*** (0.035) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 3.195*** (0.252) | 45.992*** (5.292) | 0.691*** (0.218) |
| 样本量 | 7631 | 7631 | 7788 |
| 一阶段F值 | 469.348 | — | — |

注:(1) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(2) 控制变量与表1相同,下同。

(2) 倾向值匹配

由于存在一些同时影响青少年锻炼行为和心理健康的混淆因素(confounding factors),会产生样本选择偏差(sample selection bias)问题,这会使估计结果偏离于真实情况。对此,本文采用倾向值匹配法

(propensity score matching, PSM)对基准回归结果进行校正。首先,考虑到PSM的处理变量(自变量)是虚拟变量,我们根据体育锻炼时间将青少年样本区分为“经常锻炼”和“缺少锻炼”两组。已有文献对是否经常锻炼的划分标准是:每周锻炼不少于3次,每次锻炼不少于30分钟^[36]。具体到本研究,我们将每周锻炼不少于3天并且每次锻炼大于或等于30分钟的青少年放入经常锻炼组(实验组),将低于该标准的青少年放入缺乏锻炼组(控制组)。其次,我们按照如下思路进行匹配:(1)将控制变量浓缩成一个指标,计算出样本进入实验组的倾向值;(2)采用三种匹配方法(最近邻匹配、半径匹配、核匹配)对实验组和控制组进行匹配,将倾向值相近的个体归为一组,使同一组样本具备相似的特征;(3)计算参加者的平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATT),这表示实验组和控制组样本在心理健康上的差异。

实验组和控制组在匹配后的核密度曲线已经基本重合,这表明两组青少年样本在控制变量上的差异在匹配后显著降低,基本达到组间可比的要求(限于文章篇幅,未展示核密度曲线图)。表3报告了基于不同匹配方法计算的ATT结果。可以看到,ATT在所有模型中的取值都大于0,且都在统计上显著。这说明在各方面基本相似的情况下,相比于缺乏锻炼的青少年,经常锻炼的青少年的心理健康水平更高,并且对消极心理的调适能力更强。这一结果再次证明了体育锻炼对青少年心理健康具有正向影响。

表3: 倾向值匹配结果(ATT)

| | 因变量: 心理健康水平 | | | 因变量: 心理调适能力 | | |
|--------|-------------|------|------|-------------|------|------|
| | ATT | 标准误 | T值 | ATT | 标准误 | P> Z |
| 最近邻元匹配 | 2.07*** | 0.64 | 3.22 | 0.16*** | 0.03 | 6.04 |
| 半径匹配 | 2.37*** | 0.51 | 4.65 | 0.16*** | 0.02 | 7.36 |
| 核匹配 | 2.31*** | 0.50 | 4.65 | 0.15*** | 0.02 | 7.51 |

注:(1)最近邻元匹配按1:1进行配比。(2)半径匹配中半径设定为0.01。(3) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3. 机制分析

前面的分析表明,体育锻炼对青少年的心理健康具有正向作用,但进一步思考的问题是:本文提出的

亲子关系是否是上述因果关系的作用机制呢？对此，我们首先采用Baron & Kenny提出的机制检验方法^[37]，其结果呈现在表4和表5。在两表中，模型2和模型4的结果显示，青少年进行体育锻炼会显著提高家长对子女的关注程度，并加强双方的情感联系。在同时纳入自变量和中介变量的模型3和模型5中，两个机制变量都显著为正，这表明亲子关系对青少年心理健康有显著的正向影响。更重要的是，与模型1相比，自变量在模型3和模型5中的系数值大幅降低。根据检验中介

效应存在的标准，可以初步判定，青少年进行体育锻炼可以通过加强与父母的关系来改善心理状态。假设2得到证实。

进一步地，我们采用KHB方法对亲子关系机制产生的效应大小进行考察^[38]。表6的结果显示，当纳入了两个机制变量后，自变量（体育锻炼）的直接效应明显下降，从而产生了较大的间接效应，其贡献率在40%左右，并且在统计上显著。这说明亲子关系在体育锻炼与青少年心理健康的关系中是非常重要的机制。

表4：中介效应检验（1）

| | 心理健康水平 | 关心子女 | 心理健康水平 | 情感联系 | 心理健康水平 |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS |
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 |
| 体育锻炼 | 0.061*** (0.012) | 0.525*** (0.042) | 0.040*** (0.012) | 0.168*** (0.018) | 0.038*** (0.011) |
| 关心子女 | | | 0.035*** (0.003) | | |
| 情感联系 | | | | | 0.156*** (0.007) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -0.111 (0.222) | 8.378*** (0.929) | -0.366 (0.230) | 5.159*** (0.394) | -1.002*** (0.219) |
| 样本量 | 7659 | 7439 | 7281 | 7708 | 7545 |
| R ² | 0.027 | 0.074 | 0.045 | 0.065 | 0.100 |

表5：中介效应检验（2）

| | 心理调适能力 | 关心子女 | 心理调适能力 | 情感联系 | 心理调适能力 |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | OLS | OLS | OLS | OLS | OLS |
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 |
| 体育锻炼 | 0.061*** (0.012) | 0.525*** (0.042) | 0.040*** (0.012) | 0.168*** (0.018) | 0.053*** (0.009) |
| 关心子女 | | | 0.035*** (0.003) | | |
| 情感联系 | | | | | 0.113*** (0.006) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -0.111 (0.222) | 8.378*** (0.929) | -0.366 (0.230) | 5.159*** (0.394) | 1.108*** (0.188) |
| 样本量 | 7659 | 7439 | 7281 | 7708 | 7700 |
| R ² | 0.027 | 0.074 | 0.045 | 0.065 | 0.076 |

表6：中介效应检验结果（KHB）

| Panel A 因变量：心理健康水平 | | | | Panel B 因变量：心理调适能力 | | | |
|--------------------|----------|----------|----------|--------------------|----------|---------|----------|
| 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 间接效应的贡献率 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 间接效应的贡献率 |
| 1.314*** | 0.746*** | 0.569*** | 43.27% | 0.073*** | 0.046*** | 0.02*** | 36.77% |

4. 异质性分析

拥有闲暇时间是个体进行体育锻炼的前提条件。这意味着拥有充裕时间的人更可能通过体育锻炼的方式进行健康投资。作为一种稀缺资源,时间与个体所处的阶层位置密切相关。处于高阶层位置的人们所承受的经济压力更小,在工作之外的可支配时间更加充裕,从而成为一种“有闲阶级”^[39]。由此提出的问题是:高阶层的青少年是否有更多的体育锻炼时间?高阶层青少年的心理是否更加健康?一般而言,青少年的阶层地位是由于父母的阶层地位所决定的,而阶层地位集中体现在职业地位上^[40]。我们根据家长的

职业地位(0=低,1=高),将青少年样本区分为低阶层青少年和高阶层青少年。均值差异检验结果显示,高阶层青少年每周进行体育锻炼的时间比低阶层青少年多出约40分钟,并且前者的心理健康水平和心理调适能力都要优于后者(限于文章篇幅,未报告均值差异检验结果)。在此基础上,我们分别考察了体育锻炼对两类青少年心理健康的影响。表7报告的分样本检验结果显示,体育锻炼对低阶层青少年和高阶层青少年的心理健康都有促进作用,但这一效应在后一类青少年中明显更大。由此可知,高阶层青少年可以从体育锻炼中获得更多的心理健康收益。

表7:分样本检验(根据青少年阶层地位)

| | 心理健康水平 | | 心理调适能力 | |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 低阶层青少年 | 高阶层青少年 | 低阶层青少年 | 高阶层青少年 |
| | OLS | OLS | OLS | OLS |
| 体育锻炼 | 1.119*** (0.240) | 2.984*** (1.006) | 0.065*** (0.010) | 0.139*** (0.034) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 样本量 | 6829 | 830 | 6978 | 840 |
| R ² | 0.027 | 0.071 | 0.019 | 0.074 |

五、结论与讨论

本文利用中国教育追踪调查的2014—2015学年数据,考察了体育锻炼对青少年心理健康的影响,并从亲子关系角度进行机制分析。研究发现:(1)体育锻炼对青少年心理健康具有促进作用,具体表现为增加体育锻炼时间可以提高心理健康水平和心理调适能力。这一结论在处理了内生性问题和样本选择偏差后仍然稳健。(2)从影响机制来看,青少年体育锻炼可以加强亲子关系来提升心理健康。(3)体育锻炼对青少年心理健康的影响具有阶层差异性,具体表现为高阶层青少年可以从体育锻炼中获得更多的心理健康收益。

在新时代背景下,增强青少年心理健康具有重要的政策意义。党的十九大报告首次提出“健康中国”的战略构想,并强调“青少年健康是国家发展的希望,是新时代经济社会发展的基础条件”的理念。青少年健康不仅包括身体健康,还包括心理健康,两者相辅相成共同促进青少年的发展。为此,国务院办公厅印发《关于健康中国行动的意见》也明确强调,到

2030年我国社会公众参加体育锻炼人数要达到全人口的40%以上,青少年体质标准达到良好及以上。因此在此形势下,研究体育锻炼对青少年心理健康的影响就尤为必要和紧迫。

本文的研究发现为加强青少年体育锻炼、提高青少年心理健康提供了实证支持。在青少年心理健康培养的过程中,家长的作用尤为重要。作为青少年的第一监护人,家长在青少年成长过程中发挥着至关重要的作用。本文研究发现,体育锻炼对青少年心理健康的影响可以通过加强亲子关系来实现。因此,在政策层面,相关政府部门应将体育锻炼的重点放在家庭层面,鼓励家长积极参与到青少年体育锻炼过程中,科学分配青少年的学习时间和体育锻炼时间。此外,学校和社区等基层组织可以组织各种形式的亲子活动,以乐促学,增强亲子互动的机会,从而促进青少年心理健康。此外,由于不同家庭在经济社会地位上存在着差距,因而在加强青少年心理健康发展过程中,应对低阶层青少年予以更多的关注。家庭提供的经济资源是青少年发展的先决条件。

本研究也存在一些不足之处。第一,本文讨论的

是青少年心理健康问题,但使用的数据来自对初中生的调查,样本并不包含年龄更低的小学生。因此,研究结论能否适用于各年龄段的青少年有待进一步验证。第二,受到变量的限制,本文仅能从时间的角度来评估青少年进行体育锻炼的情况,对其他关于体育锻炼的重要信息知之甚少,比如锻炼的项目、参与者的主观感受等。第三,本文仅从亲子关系的角度进行机制分析,从而忽视了其他可能存在的影响机制。为此,我们将在数据和理论框架两方面对研究进行完

善,从而更细致地评估体育锻炼对青少年心理健康的影响,并探索新的作用机制。■

柳建坤:清华大学社会科学学院博士研究生

何晓斌:清华大学社会科学学院社会学系副教授,

博士生导师

张云亮:西南财经大学社会发展研究院社会学系讲师,

硕士生导师

责任编辑/陈晨

参考文献:

- [1] 中国 17 岁以下儿童青少年,约 3000 万人受到情绪障碍困扰[EB/OL]. http://edu.china.com.cn/2018-10/10/content_65542361.htm.
- [2] [11] KNAPEN J, VANCAMPFORT D, MORIEN Y, et al. Exercise therapy improves both mental and physical health in patients with major depression [J]. *Disability and Rehabilitation*, 2015, 37 (16): 1490-1495.
- [3] [12] MAMMEN G, FAULKNER G. Physical activity and the prevention of depression: A systematic review of prospective studies [J]. *American Journal of Preventive Medicine*, 2013, 45 (5): 649-657.
- [4] [13] SCHUCH F B, VANCAMPFORT D, FIRTH J, et al. Physical activity and incident depression: A meta-analysis of prospective cohort studies [J]. *American Journal of Psychiatry*, 2018, 175 (7).
- [5] [14] 陈青萍. 老年人参加身体运动训练的心理学意义 [J]. *体育科学*, 2003, 23 (5): 137-140.
- [6] [15] 何颖, 季浏. 不同的体育锻炼类型对大学生抑郁水平的影响及其心理中介变量 (Body-esteem) 的研究 [J]. *体育科学*, 2004 (5): 32-35.
- [7] GROSSMAN M. On the concept of health capital and the demand for health [J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2): 223-255.
- [8] COHEN P, HESSELBART C S. Demographic factors in the use of children's mental health services [J]. *American Journal of Public Health*, 1993, 83 (1): 49-52.
- [9] FLEITLICH B W, GOODMAN R. Social factors associated with child mental health problems in Brazil: cross sectional survey [J]. *BMJ*, 2001, 323 (7313): 599-600.
- [10] HALLAL P C, VICTORA C G, AZEVEDO M R, et al. Adolescent physical activity and health: A systematic review [J]. *Sports Medicine*, 2006, 36 (12): 1019-1030.
- [16] RIDDICK C C, DANIEL S N. The relative contribution of leisure activities and other factors to the mental health of older women [J]. *Journal of Leisure Research*, 1984, 16 (2): 136-148.
- [17] 安永明智, 谷口幸一, 德永雄. 高龄者的主观的幸福感到及ばす运动习惯の影響 [J]. *体育学研究*, 2002, 47: 173-183.
- [18] 张允蚌, 谭贡霞, 唐宏. 体育锻炼对高校教师心理资本及主观幸福感的影响 [J]. *赣南师范学院学报*, 2014, 35 (6): 89-93.
- [19] [40] LIN N, YE X, ENSEL W M. Social support and depressed mood: A structural analysis [J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 1999, 40 (4): 344-359.
- [20] Mart G M van der Poel. Delineating personal support network [J]. *Social Forces*, 1993, 15 (1): 49-70.
- [21] 高健, 李芳, 刘亚辉. 同伴效应对中国农村青少年抑郁指数的影响——基于 CFPS 数据的实证分析 [J]. *南京财经大学学报*, 2016 (3): 77-82.
- [22] 朱晓文, 刘珈彤. 现实交往与网络交往: 大学生幸福感之归因 [J]. *中国青年研究*, 2018 (9): 99-107.
- [23] 弋晶, 葛菁. 1980—2013 年中国期刊对“国外大众体育”研究的主要成果简述 [J]. *体育世界 (下旬刊)*, 2013 (10): 1-8.
- [24] [32] DELANEY L, KEANEY E. Sport and social capital in the United Kingdom: Statistical evidence from national and international survey data [R]. Dublin: Economic and Social Research Institute (ESRI), 2005: 1-42.
- [25] 张晓丽, 雷鸣, 黄谦. 体育锻炼能提升社会资本吗? ——基于 2014 JSNET 调查数据的实证分析 [J]. *上海体育学院学报*, 2019, 43 (3): 76-84.
- [26] SINGH K, BICKLEY P G, TRIVETTE P, et al. The effects of four components of parental involvement on eighth-grade student achievement: Structural analysis of NELS-88 data. [J]. *School Psychology Review*, 1995, 24 (2): 299-317.

- [27] CHILCOAT H D, ANTHONY J C. Impact of parent monitoring on initiation of drug use through late childhood [J]. Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 1996, 35 (1) : 91-100.
- [28] CANETTI L, BACHAR E, et al. Parental bonding and mental health in adolescence [J]. Adolescence, 1997, 32 (126) : 381-394.
- [29] 柳建坤, 何晓斌, 贺光桦, 等. 父母参与、学校融入与农民工子女的心理健康——来自中国教育追踪调查的证据 [J]. 中国青年研究, 2020 (3) : 39-48.
- [30] 姚远, 张顺. 家庭地位、人际网络与青少年的心理健康 [J]. 青年研究, 2016 (5) : 29-37.
- [31] 胡鹏辉, 余富强. 中学生体育锻炼影响因素研究——基于 CEPS (2014—2015) 数据的多层模型 [J]. 体育科学, 2019, 39 (1) : 76-84.
- [32] 龚伯韬. 教育信息化: 促进教育结果公平之路——基于学校信息化对学业成就影响的实证分析 [J]. 教育研究与实验, 2019 (1) : 11-18.
- [33] 方黎明, 郭静. 体育锻炼促进了健康公平吗? ——体育锻炼对中国城乡居民抑郁风险的影响 [J]. 体育科学, 2019, 39 (10) : 65-74.
- [34] STOCK J H, WRIGHT J H, YOGO M. A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20 (4) : 518-529.
- [35] 王富百慧, 江崇民, 王梅, 等. 中国成年女性体育锻炼行为代际变化特征及影响因素研究 [J]. 体育科学, 2015, 35 (9) : 24-34.
- [36] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. [J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51 (6) : 1173.
- [37] KARLSON K B, HOLM A, BREEN R. Comparing regression coefficients between same-sample nested models Using logit and probit: A new method [J]. Sociological Methodology, 2012, 42 (1) : 286-313.
- [38] VEBLEN T. The theory of the leisure class [M]. Oxford: Oxford University Press Inc. , 2007: 263.