

# 教育对健康的影响及其作用机制研究

## ——基于中国家庭追踪调查的实证分析

李 泽<sup>1\*</sup> 赵梦晗<sup>2</sup>

1. 中国人民大学财政金融学院 北京 100872

2. 中国人民大学人口与发展研究中心 北京 100872

**【摘要】**目的:研究个体教育水平对健康的影响,分析教育对健康的作用机制。方法:利用 CFPS2020 数据,通过 Logit 模型与线性回归分析教育水平对健康是否存在影响,运用中介效应分析对其作用机制进行探讨。结果:以身体不适、自评健康和心理健康为因变量,受教育年限的提升对个体健康存在显著正效应,但高等教育个体中该效应不显著;中介效应分析显示,以代表健康行为的吸烟、锻炼和代表预算约束的收入水平为中介变量,教育对健康的中介作用存在,支持健康行为说和预算约束说。结论:教育对健康存在正向影响,但其主要体现在初中等教育阶段;更高的受教育年限促使个体通过改善健康行为和收入,进而提高健康水平。

**【关键词】**教育;健康;中介效应

中图分类号:R197 文献标识码:A doi:10.3969/j.issn.1674-2982.2023.01.006

### Effects of education level on health and its underlying mechanism: An empirical analysis based on China Family Panel Studies

LI Ze<sup>1</sup>, ZHAO Meng-han<sup>2</sup>

1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

2. Population Development Studies Center, Renmin University of China, Beijing 100872, China

**【Abstract】** Objective: To explore the impact of individuals' education level on their health and analyze the mechanism. Methods: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2020, the Logit model and linear regressions were used to analyze whether education levels affect an individual's health, and mediation effect analysis was used to explore the working mechanism. Results: With physical discomfort, self-rated health and mental health as the dependent variables, the number of years of education was found to have a significantly positive effect on individual's health. However, this effect became insignificant among individuals with higher education. The mediating effect analysis showed that, with smoking and exercising (representing the level of healthy behaviors) and income level (representing budget constriction) as proxies, education does has a mediating role on health, which therefore supports our healthy behavior theorem and budget constriction theorem. Conclusions: A higher education level positively affects individuals' health, but this effect is mainly found among individual with primary and secondary education. More years of education facilitate individuals to improve their health level by undertaking healthier behaviors and gaining more income.

**【Key words】** Education; Health; Mediating effect

中共中央、国务院于 2016 年通过并发布实施《“健康中国 2030”规划纲要》,提出以提高人民健康水平为核心,从广泛的健康影响因素入手,全方位、

全周期保障人民健康,大幅提高健康水平。教育普及与高等教育扩张提高了劳动生产率,给中国经济发展带来了巨大贡献<sup>[1]</sup>;与此同时,人口健康水平的

\* 基金项目:国家社科基金重大项目(20&ZD173)

作者简介:李泽(2001 年—),男,本科生,主要研究方向为卫生经济。E-mail: lize0928@ruc.edu.cn

通讯作者:赵梦晗。E-mail: zhaomenghan@ruc.edu.cn

提高也意味着劳动力质量的提高,也是我国经济飞速增长的重要原因<sup>[2]</sup>。提高人口健康与教育水平作为国家重点发展方向,二者之间是否存在关系从很早就引起了学者们的关注<sup>[3]</sup>,研究教育对健康的影响及其机制问题亦具有重大的理论和现实意义。

目前研究虽然从实证角度验证了教育与健康的正相关关系<sup>[4]</sup>,但研究对象主要集中于中老年群体,且并未探讨不同层次教育对健康的影响是否存在差异。因此,本文拟使用 2020 年中国家庭追踪调查数据,以 22~60 岁的个体为样本,实证分析教育对健康的影响,并将样本划分为接受初中等教育和高等教育两类,通过回归和中介效应分析具体作用机制,为现有政策提供理论依据和建议参考。

## 1 文献综述与研究假设

### 1.1 教育对个体健康水平的影响

在劳动经济领域,Grossman 很早便证明了教育与健康之间存在正相关。<sup>[5]</sup>对于二者的因果关系,目前研究结论主要可以分为:教育对健康存在影响、健康对教育存在影响和二者之间存在相互影响;而学者普遍以教育对健康的影响为出发点进行深入研究。<sup>[6,7]</sup>

实证上,不同研究即使衡量个体的健康水平并不一致,但均发现教育水平提升改善了个体的身体健康状况。许多聚焦中老年人的实证研究,以自评健康作为个体健康水平衡量指标,发现在控制其他人口变量下,教育水平对健康正向影响依旧显著<sup>[8]</sup>;教育水平较高的个体其自评健康也会较高<sup>[9]</sup>。相关公共卫生研究也发现,教育除提高健康水平外,也会延长个体存活时间<sup>[10]</sup>;平均教育水平更高的地区对应个体的预期寿命更长,死亡率更低<sup>[11]</sup>。针对特定疾病发生率,研究证实教育水平提高时患有疾病(糖尿病、心脏疾病等)的概率会更低。<sup>[9]</sup>

基于现有文献的发现,本文对二者之间关系提出假设:

假设 1:受教育年限越长的个体健康状况越好。

目前教育对健康促进作用已成为学界共识,但不同教育水平影响是否相同仍存在着争议。初等教育作为基本人力资本投入,带来的经济回报显著,从而产生对健康的促进作用。<sup>[12]</sup>然而对于高等教育而言,学者们对教育的正向作用并未达成共识。Turner 从心理预期角度分析得出,接受高等教育的大学毕业生会对失业等问题更感到失望,从而影响健康水

平。<sup>[13]</sup>在我国高等教育不断普及的同时,大学毕业生的健康问题不断凸显;接受更高教育的个体普遍存在压力大或睡眠质量低等问题,因此身体健康受到影响。<sup>[14]</sup>实证上,毛毅等利用中国营养调查数据,发现受教育程度和健康状况之间存在先正后负的倒“U”关系,即当个人受教育程度较低时,受教育年限增加能使个人健康状况得到大幅提升,但当受教育年限超过某个临界值,其继续增加将损害个人健康。

基于不同教育水平对个体健康状况的作用可能存在的差异分别提出假设:

假设 2-1:对于接受初中等教育的个体,受教育年限越长,个体健康状况越好。

假设 2-2:对于接受高等教育的个体,受教育年限越长,个体健康状况越差。

### 1.2 教育影响个体健康水平的中介因素

针对教育对个体健康的作用机制,不同研究从理论层面在多种角度上给出了解释。在将健康水平视作长期健康资本存量的经济学视角下,学者发现教育可以通过提高健康资本投入的边际生产力而提高均衡健康资本水平<sup>[5]</sup>;也有学者证明,在相同资本付出下,教育水平更高会更加懂得如何利用医疗资源保持身体健康<sup>[16]</sup>,从而发挥其对健康的贡献作用。

基于上述理论可知,教育可以通过提高健康资本投入的边际生产力而改善健康水平。至于教育的具体作用机制,目前实证研究主要将其分为物质性和精神性两个层面。<sup>[17]</sup>程令国等总结出了“效率提升说”和“预算约束放松说”两条路径,分别对应个体的健康行为与预算约束。<sup>[8]</sup>前者认为,教育改变了资源配置效率,优化健康投入组合,使得健康投入发挥更大作用,从而提高其边际贡献。在其影响下,拥有更高教育水平的个体倾向于更懂得如何运用医疗资源<sup>[16]</sup>,并倾向形成更为健康的生活方式,培养良好生活习惯<sup>[18]</sup>,如减少吸烟、酗酒等行为<sup>[19]</sup>。后者认为,更高的教育水平为个体带来更高的收入与参与危险性较低的工作<sup>[20]</sup>,从而使个体获得更为充足的预算约束,进而拥有更多可支配给健康的资源<sup>[17]</sup>,提高健康资本投入。除收入增加外,研究也表明高教育水平的个体倾向于增加对健康的投资,如购买更多医疗保险和医疗服务等。<sup>[21]</sup>

基于现有研究结论,本文认为教育给个体带来更健康的行为和更多的预算约束,从而改善健康水

平,并提出如下假设:

假设 3-1:教育通过改善个体的健康行为有助于个体健康状况。

假设 3-2:教育通过提高个体的预算约束有助于个体健康状况。

## 2 数据与方法

### 2.1 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2020 年的最新数据。为了排除年纪过小的个体因未接受完教育而无法确定教育水平的影响,同时避免因年纪过大导致其他身体因素干扰教育对健康的作用识别,本文对个体年龄进行筛选,从 CFPS2020 年 28 590 个调查对象中,筛选出年龄在 22~60 岁的个体共 17 792 个,并保留健康情况和教育年限有记录的个体作为研究样本,最终样本容量为 16 137。

### 2.2 变量

#### 2.2.1 因变量:健康水平

本文衡量使用三个测量指标来综合性地考察个体的健康水平,包括自评健康、身体健康、心理健康三方面。主观自评健康一定程度上是死亡率与疾病发生率的有效预测指标<sup>[22]</sup>,因此被广泛运用于相关研究中<sup>[17]</sup>。本文选取 CFPS 中“您认为自己的健康状况如何”问题,对应回答为“非常不健康”“不健康”“一般”“健康”“比较健康”五项。本文生成自评健康的二分类变量,将“健康”和“比较健康”计为 1,其余计为 0。考虑到调查中的自评健康衡量个体长时间的总体情况,本文选择了近两周的身体状况自评以衡量近期身体健康水平,以“过去两周内,您是否有身体不适”这一问题为参考,得到身体是否不适的二分类变量,无需再次调整。对于心理健康,CFPS 采用 CES-D 8 题简化量表,对过去一周内抑郁相关感受或行为发生的频率进行调查,回答选项分为“大多数时候有”“经常有”“有些时候”“几乎没有”四种。本文对代表不同频率的选项赋分 1~4 分,4 分代表抑郁相关行为或感受发生频率最低,1 分为最高;之后将 8 个问题得分加总得到心理健康评分,分数越高代表心理健康水平越高,反之则越低。

#### 2.2.2 自变量:受教育年限

研究核心自变量为受访者回答的调查时最高受教育年限,取值区间为 0~24 年。现有文献表明,受教育程度对个体健康的影响呈现先增后降的倒“U”

型,并发现倒“U”型的临界点为 12.1 年。<sup>[15]</sup>为探究不同水平的教育对健康影响是否存在差异,本文选择将研究对象按照不同教育水平进行划分。基于上述倒 U 关系的临界点对应多数个体接受完初中等教育,本文以受教育年限 12 年为分界线,将个体划分为初中等教育和高等教育,并在后续进行分类探讨。

#### 2.2.3 中介变量

由上文可知,目前教育对健康的作用机制主要有健康行为说和预算约束说。在验证中介效应时,本文参考已有研究<sup>[4,19]</sup>,选择了是否吸烟和每周锻炼次数是否超过一次代表个体健康行为,个人过去 12 个月总收入的对数作为中介变量代表预算约束,以检验两种作用机制是否成立。

#### 2.2.4 控制变量

在研究教育影响的同时,本文也控制了基本人口学变量和地区、工作特征、政治身份等其他变量。其中,个体按照 5 年的时间间隔划分出生队列,并根据受访地分为东、中、西、东北四个地区,根据其工作特征分为农业自雇、非农业自雇、农业受雇于他人、非农业受雇于他人四类。其余变量均为二分类变量,性别以男性为参照类,目前居住地分为城镇与农村(参照类),婚姻状态考量受访者目前是否在婚(不在婚作为参照类,包括未婚、同居、离婚、丧偶),户口状态分为农业户口与非农业户口(其中居民户口算作非农业户口)。除此之外,是否为党员作为个体政治身份变量,也经常放入健康影响因素的模型中<sup>[23]</sup>,本文也将其作为控制变量(表 1)。

### 2.3 方法

由于身体不适与自评健康均为两分类变量,本文采用 Logit 模型进行回归分析;对于心理健康,本文以线性回归探究受教育年限对其的影响。在回归中,考虑个体的健康水平存在地区相关性,模型于区县层面对其进行聚类得到稳健标准误。

在进行中介效应探讨时,本文采用 Bootstrapping 中介效应检验方法(设置多次迭代)<sup>[24]</sup>该方法被认为可以通过自主抽样提供更为正确的间接效应置信区间,从而提高中介估计显著性。<sup>[25]</sup>通过提供间接效应的 95% 置信区间估计,如果区间估计含有 0 则表示中介效应不显著,如果区间估计不含有 0 则表示中介效应显著,并利用通过检验后的间接效应与直接效应数值计算该中介效应的解释率,即间接效应所占间接效应与直接效应构成的总效应比例。

表 1 变量描述统计

变量	总体 (N = 16 137)	初中等教育 (N = 12 595)	高等教育 (N = 3 542)
	比例/均值 (标准差)	比例/均值 (标准差)	比例/均值 (标准差)
因变量			
身体不适 (%)	24.2	25.3	20.3
自评健康 (%)	79.5	76.4	90.6
心理健康	24.427 (3.063)	24.336 (3.171)	24.749 (2.621)
自变量			
受教育年限 (年)	9.532 (4.476)	7.841 (3.508)	15.546 (1.091)
中介变量			
吸烟 (%)	35.3	37.7	26.7
锻炼 (%)	29.1	23.5	48.8
收入对数	4.530 (0.420)	4.443 (0.409)	4.722 (0.378)
控制变量			
出生队列 (%)			
1994—1998 年	10.2	5.7	25.9
1989—1993 年	14.8	11.1	27.0
1984—1988 年	14.8	12.9	20.7
1979—1983 年	10.8	11.0	10.3
1974—1978 年	11.1	12.4	6.5
1969—1973 年	14.4	17.1	4.9
1964—1968 年	15.1	18.5	3.2
1960—1963 年	8.8	11.3	1.5
地区 (%)			
东	32.7	30.9	39.1
西	30.9	32.4	25.4
中	24.0	24.2	23.4
东北	12.4	12.5	22.1
工作特征 (%)			
农业自雇	26.1	32.9	1.9
非农业自雇	10.5	11.4	7.4
农业受雇于他人	3.2	3.7	1.7
非农业受雇于他人	60.2	52.0	88.0
男性 (%)	49.8	49.6	50.3
居住在城镇 (%)	33.5	25.3	62.3
在婚 (%)	83.1	88.2	65.0
农业户口 (%)	72.3	79.9	45.3
党员 (%)	1.4	0.6	4.2

### 3 实证分析结果

#### 3.1 教育年限的提升有利于改善个体健康

利用全部个体为样本,探究教育对健康影响的总效应,回归结果如表 2 所示。结果发现,控制其他因素,受教育年限高的个体更不会发生身体不适、自评更为健康,且拥有更高的心理健康得分,健康对个体健康水平存在正向影响,支持前文提出的假设 1。分模型而言,受教育年限对身体不适产生负向影响 ( $P < 0.01$ );对自评健康和心理健康的影响为正 ( $P < 0.001$ )。在控制其他变量时,受教育年限平均

每增长 1 年,个体身体不适的发生比(odds ratio)会下降 1.60% ( $= (1 - \exp(-0.016)) \times 100\%$ ),下文发生比计算相同),自评健康的发生比会提高 5.87% ( $= (\exp(0.057) - 1) \times 100\%$ ),心理健康的得分增加 0.036。

表 2 教育对个体健康影响的回归分析

变量	模型 1 身体不适 系数	模型 2 自评健康 系数	模型 3 心理健康 系数
	受教育年限	-0.016 ** (0.006)	0.057 *** (0.007)
出生队列			
1994—1998 年	-1.110 *** (0.098)	1.969 *** (0.136)	0.606 *** (0.144)
1989—1993 年	-0.858 *** (0.087)	1.613 *** (0.103)	0.271 * (0.108)
1984—1988 年	-0.687 *** (0.081)	1.255 *** (0.085)	0.130 (0.103)
1979—1983 年	-0.745 *** (0.085)	0.846 *** (0.095)	0.305 ** (0.111)
1974—1978 年	-0.529 *** (0.077)	0.592 *** (0.083)	0.367 *** (0.108)
1969—1973 年	-0.287 *** (0.073)	0.288 *** (0.067)	0.163 (0.100)
1964—1968 年	-0.035 (0.070)	0.164 * (0.065)	-0.147 (0.108)
地区			
东	0.050 (0.067)	-0.157 (0.089)	0.270 * (0.135)
西	0.277 *** (0.075)	-0.072 (0.098)	-0.158 (0.135)
中	0.016 (0.078)	-0.064 (0.084)	0.021 (0.130)
工作特征			
农业自雇	0.095 (0.059)	-0.079 (0.062)	-0.111 (0.095)
非农业自雇	-0.056 (0.070)	0.027 (0.075)	-0.025 (0.090)
农业受雇于他人	-0.174 (0.116)	0.159 (0.109)	-0.344 * (0.171)
男性	-0.411 *** (0.035)	0.311 *** (0.039)	0.653 *** (0.047)
居住在城镇	0.098 * (0.050)	0.199 *** (0.062)	0.012 (0.065)
在婚	-0.296 *** (0.060)	0.353 *** (0.069)	0.600 *** (0.081)
农业户口	-0.028 (0.059)	0.086 (0.064)	-0.113 (0.074)
党员	0.207 (0.166)	0.170 (0.241)	0.222 (0.181)
常数	-0.204 (0.127)	-0.321 * (0.135)	23.138 *** (0.177)
N	16137	16137	16137
伪 R 平方/R 平方	0.033	0.090	0.029

注:括号内为稳健标准误;\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

对于控制变量,出生队列、性别、婚姻状态等控制变量在三个模型下均为显著。在其他条件不变的情况下,出生越晚,即越年轻的个体身体不适的发生比显著较低,而自评健康的发生比显著较高;性别为男性、婚姻状态为已婚的个体相较于参照类而言,身体不适的发生比显著更低,自评健康的发生比和心理健康的得分则显著更高。

### 3.2 教育年限对个体健康的正向作用主要体现在初中等教育个体中

为探究不同教育水平的影响差异,检验假设 2-1 和 2-2,本文进一步在区分初中等教育和高等教育个体的基础上,就受教育年限分别对对身体不适、自评健康和心理健康的影响进行回归分析,结果如表 3 所示。

表 3 分教育水平教育对个体健康影响的回归分析

变量	初中等教育			高等教育		
	模型 4 身体不适系数	模型 5 自评健康系数	模型 6 心理健康系数	模型 7 身体不适系数	模型 8 自评健康系数	模型 9 心理健康系数
受教育年限	-0.025 *** (0.008)	0.057 *** (0.009)	0.034 *** (0.010)	0.008 (0.040)	-0.030 (0.057)	0.059 (0.039)
控制变量	有	有	有	有	有	有
N	12 595	12 595	12 595	3 542	3 542	3 542
伪 R 平方/R 平方	0.037	0.076	0.029	0.014	0.029	0.026

注:括号内为稳健标准误;\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

结果显示,教育对健康的效应主要体现在初中等教育上,受教育年限对身体不适、自评健康和心理健康的系数均在 0.001 水平显著,假设 2-1 的结论成立。具体而言,当其他条件不变时,受教育年限每增加 1 年,身体不适的发生比会降低 2.66%,自评健康的发生比会提高 5.97%,心理健康的得分会增加 0.034。不同于初中等教育,教育年限的提升对于高等教育个体健康的作用不再显著。在接受了高等教育的个体中,未发现受教育年限的差异会对个体身体不适和自评健康的发生比与心理健康的得分产生显著影响。表明从初中等教育到高等教育的变化中,受教育年限提升对健康的边际影响逐渐变小,进而变得不明显。

对于吸烟的作用为负( $\beta = -0.075$ ),对于锻炼的作用为正( $\beta = 0.127$ ),对于收入的作用为正( $\beta = 0.027$ ),且三者  $P < 0.001$ ,结果说明其他条件不变时,更长的受教育年限降低吸烟的发生比、提高每周锻炼的发生比和个体收入,自变量与中介变量的关系显著。

表 4 受教育年限对吸烟、锻炼和收入的回归

变量	健康行为		预算约束
	吸烟系数	锻炼系数	收入系数
受教育年限	-0.075 *** (0.009)	0.127 *** (0.006)	0.027 *** (0.002)
控制变量	是	是	是
N	16 137	16 137	9 097
伪 R 平方/R 平方	0.444	0.091	0.268

注:括号内为稳健标准误;\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

### 3.3 中介效应分析

验证教育对健康的总效应后,本文以是否吸烟、锻炼和收入作为中介变量,前两者对应健康行为路径,收入对应预算约束路径,对教育对健康的作用路径进行中介效应分析。

首先,对受教育年限与中介变量的关系进行检验。利用已有数据,分别以是否吸烟、是否每周锻炼和收入对数作为因变量,以受教育年限作为自变量进行回归。其中,是否吸烟与是否每周锻炼为二分类变量,使用 Logit 模型,收入对数为连续变量,使用 OLS 模型。结果如表 4 所示,由结果可知受教育年限

为检验间接效应是否存在,在模型 1、2、3 的基础上,以身体不适、自评健康和心理健康作为因变量、以受教育年限为自变量,并分别在模型中放入衡量健康行为的是否吸烟与是否每周锻炼和衡量预算约束的收入对数,得到模型 10 至模型 18,其中模型 10、13、16 加入吸烟变量,模型 11、14、17 加入锻炼变量,模型 12、15、18 加入收入对数变量。引入不同中介变量后教育对个体健康的回归结果如表 5 所示。

表 5 引入不同中介变量后教育对个体健康影响的回归分析

变量	身体不适			自评健康			心理健康		
	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数
受教育年限	-0.015 *	-0.017 **	-0.004	-0.057 **	0.054 ***	0.058 ***	0.034 ***	0.037 ***	0.032 **
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.010)	(0.008)	(0.008)	(0.010)
吸烟	0.191 **			0.004			-0.307 ***		
	(0.062)			(0.061)			(0.071)		
锻炼		0.064			0.144 **			-0.028	
		(0.050)			(0.051)			(0.064)	
收入对数			-0.205 **			0.291 ***			0.297 ***
			(0.068)			(0.074)			(0.092)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	16 137	16 137	9 097	16 137	16 137	9 097	16 137	16 137	9 097
伪 R 平方/R 平方	0.033	0.032	0.018	0.090	0.091	0.064	0.030	0.029	0.028

注:括号内为稳健标准误; \*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ 。

由模型 10、11、12 和模型 1 对比可知,吸烟对身体不适的影响显著为正;由模型 13、14、15 与模型 2 对比可知,当锻炼和收入作为自变量时,其对自评健康的影响正向显著;由模型 16、17、18 与模型 3 对比可知,吸烟对心理健康存在着显著的负向影响,而收入对心理健康存在显著的正向影响;且上述中介变量对健康水平影响显著的模型中,受教育年限对应系数也通过显著性检验。上述结果说明,以代表健康行为的吸烟与锻炼和代表预算约束的收入作为中介变量的中介效应可能存在,且可能为部分中介效应形式。

利用 Stata 的 bootstrap 命令,设计 1 000 次迭代随机抽样对中介效应进行检验,得到不同因变量和不同中介变量组成的九组中介效应检验结果。由于 CFPS 调查有关收入的记录不全,本文的总体样本存在收入数据缺失的情况,在进行预算约束说中介效应检验时,样本容量发生变化。为了保证结果的稳健性,本文进一步将对收入是否满意的二分类变量代替收入对数作为中介变量进行分析,以覆盖全部样本(表 6),经过中介效应检验可知,以收入满意度作为中介变量时受教育年限对自评健康( $P = 0.010$ )和心理健康( $P = 0.020$ )的间接效应依旧显著,中介效应具有稳健性。

由结果可知,教育通过改善个体的健康行为、提

高个体的预算约束从而有助于个体健康情况。当以身体不适作为因变量时,以吸烟为中介的健康行为说具有显著的间接效应;当以自评健康为因变量时,以锻炼为中介的健康行为说和以收入为中介的预算约束说具有显著的间接效应;当以心理健康为因变量时,以吸烟为中介的健康行为说和以收入为中介的预算约束说具有显著的间接效应;且上述中介效应 95% 置信区间均不包括 0,支持了健康行为说(假设 3-1)和预算约束说(假设 3-2)。利用间接效应占总效应的比例估计解释率,结果如下:受教育年限—吸烟—身体不适的中介效应解释了总效应的 6.64% ( $= -0.208 / (-0.208 - 2.925) \times 100\%$ );受教育年限—锻炼—自评健康的中介效应解释了总效应的 4.23%。受教育年限—收入—自评健康的中介效应解释了总效应的 11.17%;受教育年限—吸烟—心理健康的中介效应解释了总效应的 6.24%;受教育年限—收入—心理健康的中介效应解释了总效应的 20.16%。

考虑到上述不同教育水平对健康的作用存在差异,本文对初中等教育和高等教育两类样本分别进行以吸烟、锻炼和收入为中介变量的中介效应分析,并保持其余控制变量不发生改变。对教育水平分类后的中介效应分析如表 7 和表 8 所示。

表6 中介效应分析

因变量	中介效应		间接效应	直接效应	
身体不适	健康行为	吸烟	系数	$-0.208 \times 10^{-3**}$	$-2.925 \times 10^{-3**}$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$-0.067 \times 10^{-3}$	$-0.978 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-0.350 \times 10^{-3}$	$-4.872 \times 10^{-3}$
		锻炼	系数	$0.276 \times 10^{-3}$	$-3.410 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$0.605 \times 10^{-3}$	$-1.473 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-0.052 \times 10^{-3}$	$-5.346 \times 10^{-3}$
	预算约束	收入	系数	$-0.964 \times 10^{-3**}$	$-0.782 \times 10^{-3}$
		( <i>N</i> = 9 097)	95% 区间上界	$-0.314 \times 10^{-3}$	$1.842 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-1.614 \times 10^{-3}$	$-3.406 \times 10^{-3}$
		对收入满意	系数	$-0.186 \times 10^{-3*}$	$-3.298 \times 10^{-3**}$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$-0.041 \times 10^{-3}$	$-1.020 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-0.332 \times 10^{-3}$	$-4.874 \times 10^{-3}$
自评健康	健康行为	吸烟	系数	$-0.038 \times 10^{-3}$	$9.581 \times 10^{-3}$
		( <i>N</i> = 6 137)	95% 区间上界	$0.087 \times 10^{-3}$	$11.423 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-0.163 \times 10^{-3}$	$7.739 \times 10^{-3}$
		锻炼	系数	$0.404 \times 10^{-3**}$	$9.139 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$0.702 \times 10^{-3}$	$11.031 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$0.107 \times 10^{-3}$	$7.246 \times 10^{-3}$
	预算约束	收入	系数	$0.998 \times 10^{-3***}$	$7.935 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 9 097)	95% 区间上界	$1.524 \times 10^{-3}$	$10.303 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$0.471 \times 10^{-3}$	$5.566 \times 10^{-3}$
		对收入满意	系数	$0.338 \times 10^{-3**}$	$9.205 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$0.595 \times 10^{-3}$	$11.099 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$0.082 \times 10^{-3}$	$7.310 \times 10^{-3}$
心理健康	健康行为	吸烟	系数	$2.245 \times 10^{-3}***$	$33.734 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$3.363 \times 10^{-3}$	$47.798 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$1.127 \times 10^{-3}$	$19.669 \times 10^{-3}$
		锻炼	系数	$-0.626 \times 10^{-3}$	$36.605 \times 10^{-3}$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$1.646 \times 10^{-3}$	$50.943 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-2.899 \times 10^{-3}$	$22.267 \times 10^{-3}$
	预算约束	收入	系数	$7.965 \times 10^{-3}***$	$31.543 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 9 097)	95% 区间上界	$12.630 \times 10^{-3}$	$50.383 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$3.301 \times 10^{-3}$	$12.703 \times 10^{-3}$
		对收入满意	系数	$0.857 \times 10^{-3}***$	$35.122 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 16 137)	95% 区间上界	$1.577 \times 10^{-3}$	$49.043 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$0.136 \times 10^{-3}$	$21.201 \times 10^{-3}$

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

表7 初中等教育个体的中介效应分析

因变量	中介效应		间接效应	直接效应	
身体不适	健康行为	吸烟	系数	$-0.052 \times 10^{-3}$	$-5.220 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 12 595)	95% 区间上界	$0.018 \times 10^{-3}$	$-2.640 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-0.121 \times 10^{-3}$	$-7.801 \times 10^{-3}$
	预算约束	收入	系数	$-0.961 \times 10^{-3}***$	$-3.866 \times 10^{-3}$
		( <i>N</i> = 6 262)	95% 区间上界	$-0.442 \times 10^{-3}$	$0.212 \times 10^{-3}$
			95% 区间下界	$-1.480 \times 10^{-3}$	$-7.545 \times 10^{-3}$
自评健康	健康行为	吸烟	系数	$0.003 \times 10^{-3}$	$11.161 \times 10^{-3}***$
		( <i>N</i> = 12 595)	95% 区间上界	$0.034 \times 10^{-3}$	$13.654 \times 10^{-3}$

续表 7 初中等教育个体的中介效应分析

因变量	中介效应		间接效应	直接效应	
心理健康	预算约束	锻炼 (N = 12 595)	95% 区间下界	$-0.041 \times 10^{-3}$	$8.668 \times 10^{-3}$
			系数	$0.150 \times 10^{-3}$	$11.008 \times 10^{-3}$ ***
			95% 区间上界	$0.443 \times 10^{-3}$	$13.621 \times 10^{-3}$
		收入 (N = 6 262)	95% 区间下界	$-0.143 \times 10^{-3}$	$8.395 \times 10^{-3}$
			系数	$0.912 \times 10^{-3}$ ***	$11.884 \times 10^{-3}$ ***
			95% 区间上界	$1.375 \times 10^{-3}$	$15.773 \times 10^{-3}$
	健康行为	吸烟 (N = 12 595)	95% 区间下界	$0.448 \times 10^{-3}$	$7.995 \times 10^{-3}$
			系数	$0.536 \times 10^{-3}$	$33.856 \times 10^{-3}$ ***
			95% 区间上界	$1.219 \times 10^{-3}$	$52.107 \times 10^{-3}$
		锻炼 (N = 12 595)	95% 区间下界	$-0.147 \times 10^{-3}$	$15.606 \times 10^{-3}$
			系数	$-1.599 \times 10^{-3}$	$33.856 \times 10^{-3}$ ***
			95% 区间上界	$0.519 \times 10^{-3}$	$55.838 \times 10^{-3}$
预算约束	收入 (N = 6 262)	95% 区间下界	$-3.717 \times 10^{-3}$	$16.145 \times 10^{-3}$	
		系数	$7.003 \times 10^{-3}$ ***	$32.146 \times 10^{-3}$ *	
		95% 区间上界	$10.675 \times 10^{-3}$	$60.328 \times 10^{-3}$	
		95% 区间下界	$3.330 \times 10^{-3}$	$3.963 \times 10^{-3}$	

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

表 8 高等教育个体的中介效应分析

因变量	中介效应		间接效应	直接效应		
身体不适	健康行为	吸烟 (N = 3 542)	系数	$-1.084 \times 10^{-3}$	$2.224 \times 10^{-3}$	
			95% 区间上界	$0.147 \times 10^{-3}$	$15.278 \times 10^{-3}$	
			95% 区间下界	$-2.316 \times 10^{-3}$	$-10.829 \times 10^{-3}$	
		锻炼 (N = 3 542)	系数	$-0.786 \times 10^{-3}$	$1.926 \times 10^{-3}$	
			95% 区间上界	$0.207 \times 10^{-3}$	$14.959 \times 10^{-3}$	
			95% 区间下界	$-1.779 \times 10^{-3}$	$-11.107 \times 10^{-3}$	
	预算约束	收入 (N = 2 835)	系数	$1.472 \times 10^{-3}$	$-6.653 \times 10^{-3}$	
			95% 区间上界	$4.103 \times 10^{-3}$	$7.294 \times 10^{-3}$	
			95% 区间下界	$-1.160 \times 10^{-3}$	$-20.600 \times 10^{-3}$	
	自评健康	健康行为	吸烟 (N = 3 542)	系数	$0.342 \times 10^{-3}$	$-2.558 \times 10^{-3}$
				95% 区间上界	$1.223 \times 10^{-3}$	$6.492 \times 10^{-3}$
				95% 区间下界	$-0.539 \times 10^{-3}$	$-11.608 \times 10^{-3}$
预算约束			锻炼 (N = 3 542)	系数	$1.318 \times 10^{-3}$ **	$-3.534 \times 10^{-3}$
				95% 区间上界	$2.189 \times 10^{-3}$	$5.240 \times 10^{-3}$
				95% 区间下界	$0.447 \times 10^{-3}$	$-12.308 \times 10^{-3}$
收入 (N = 2 835)		系数	$-0.938 \times 10^{-3}$	$0.147 \times 10^{-3}$		
		95% 区间上界	$0.760 \times 10^{-3}$	$9.754 \times 10^{-3}$		
		95% 区间下界	$-2.635 \times 10^{-3}$	$-10.047 \times 10^{-3}$		
心理健康		健康行为	吸烟 (N = 3 542)	系数	$4.728 \times 10^{-3}$	$54.723 \times 10^{-3}$
				95% 区间上界	$12.289 \times 10^{-3}$	$132.380 \times 10^{-3}$
				95% 区间下界	$-2.833 \times 10^{-3}$	$-22.933 \times 10^{-3}$
	锻炼 (N = 3 542)		系数	$2.731 \times 10^{-3}$	$56.721 \times 10^{-3}$	
			95% 区间上界	$8.503 \times 10^{-3}$	$140.169 \times 10^{-3}$	
			95% 区间下界	$-3.042 \times 10^{-3}$	$-26.727 \times 10^{-3}$	
	预算约束	收入 (N = 2 835)	系数	$-4.371 \times 10^{-3}$	$112.941 \times 10^{-3}$ *	
			95% 区间上界	$12.628 \times 10^{-3}$	$202.621 \times 10^{-3}$	
			95% 区间下界	$-21.370 \times 10^{-3}$	$23.261 \times 10^{-3}$	

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

由结果可知,按照教育水平分类后,接受过高等教育的个体并不存在显著的教育对健康的中介影响,接受过初中等教育的个体其预算约束说检验仍为显

著。具体而言,对于初中等教育,受教育年限—收入—自评健康的中介效应的解释率为 7.13%;受教育年限—收入—心理健康的中介效应的解释率为

17.89% ( $= 7.003 / (7.003 + 32.146) \times 100\%$ )。这也证明初中等教育作为基础的人力资源配置投入,通过促进了个体收入水平从而提高了对健康支出的预算约束,进而起到了对健康水平的正向作用。而在初中等教育个体中,教育通过改善行为而对健康产生的效应没有体现,拥有更高教育年限的个体更有可能保持锻炼,然而身体不适发生的概率会提高;其可能的原因是当发生身体不适之后,个体往往会选择改善自己的生活方式,因此,其参与体育锻炼次数会增加,使得自己行为更加健康。

## 4 讨论与建议

### 4.1 教育对个体健康存在显著正向影响,并通过作用于健康行为和预算约束改善健康

本文利用中国家庭追踪调查 2020 年数据探究教育对健康的作用时发现:分别以身体不适、自评健康和心理健康作为个体健康水平测度时,受教育年限越高的个体健康水平越高;在分析教育对健康的具体作用机制上,本文数据分析结果与目前研究基本一致<sup>[26]</sup>,并支持了健康行为说和预算约束说。具体而言,个体教育水平越高,越有可能减少吸烟并增加运动锻炼;同时,拥有更高教育水平的人更可能收入更高,通过扩大自身预算约束从而增加对于健康的投入,从而改善自身健康水平。

### 4.2 教育对健康的正向作用在接受初中等教育的个体中更为显著,教育普及提升个体健康

本文发现在初中等教育个体中教育的健康促进作用依旧显著,并且以收入作为中介变量的预算约束说在初中等教育个体中依旧成立。

过往研究证实,教育水平更低、文盲率更高的地区,由于缺乏健康锻炼的场所和收入,会提高老年群体认知健康受损的风险。<sup>[27]</sup>作为基本教育政策之一,义务教育的推行在提高初中等教育普及率的同时,通常也作为受教育年限增加的政策外生变量探讨教育的健康效应。包括法国、英国、加拿大等在内的欧美国家,即使义务教育法的规定不尽相同,但对于受教育年限的影响均为正向显著<sup>[28]</sup>,且义务教育带来教育年限提高的正面作用有:男性高血压患病率降低<sup>[29]</sup>、自评有生理或心理健康疾病可能性降低<sup>[6]</sup>、死亡率降低<sup>[30]</sup>等。在国内,我国的义务教育法于 1986 年推行,学者也发现了义务教育法实施带来的教育水平提高会显著地降低抽烟的概率,影响人们健康行为<sup>[31]</sup>,与本文的结论类似。更有研究发现,教育对健康行为的影响存在溢出作用,即受教育程度

较高子女的老年父母更容易戒烟<sup>[32]</sup>,肯定了教育的正向影响。

### 4.3 个体接受高等教育后教育年限的增长对健康的促进作用不再显著

研究结果进一步显示,教育对健康的促进作用存在教育水平异质性。不同于初中等教育,个体接受高等教育后,教育年限提升对健康的正面影响不再显著。然而,研究中也发现高等教育不存在健康的促进作用,在具体机制的探讨中也不显著。虽然在高等教育个体中,受教育年限的增加可以通过减少吸烟和增加锻炼以带来更健康的行为,同时通过提高收入水平以改善预算约束,但这部分正效应被高等教育自身影响抵消。由于当下学业就业压力加重、业余时间缩短等问题凸显,以大学生为代表的高等教育群体呈现出身体活动减少<sup>[33]</sup>、睡眠质量低<sup>[14]</sup>、心理健康问题突出<sup>[34]</sup>等状态,因此,健康水平受到影响。虽然教育水平提高代表着劳动力质量和收入水平提高<sup>[2]</sup>,然而随着高等教育普及,高等教育对收入提升的正向影响幅度呈下降趋势,收入贡献减小可能也是高等教育群体中教育水平对健康促进作用不再显著的原因。

基于上述结论与相关讨论,本文提出了以下建议:(1)继续坚持义务教育等教育普及政策的推行,提高西部等贫困地区的教育普及率。基础教育推广不仅可以提高人口竞争力,还可以提高个体对健康生活的认知,从而改善人口的健康水平。相关部门应时刻关注各地人口教育与健康水平,缩小贫富地区之间水平差距。(2)加强健康教育,持续关注全国各地人口的卫生健康情况。通过课堂教育、媒体宣传等多种形式,形成全年龄段终身教育理念,持续进行健康生活教育普及,从而改善人民群众身体素质。(3)关注高学历、高水平人群的健康情况。高教育水平个体往往过着充满竞争和压力的生活,他们的身体健康情况很容易被忽视。这类人在培养其自身良好生活习惯、提高身体素质的同时,相关学校和工作单位等也要建立起完善的相关制度与保障措施,为这类人群提供更加健康的工作与生活环境,从而形成健康的生活习惯,提高健康水平。

作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

## 参 考 文 献

- [1] Wang Y, Yao Y D. Sources of China's economic growth 1952—1999: incorporating human capital accumulation [J]. *China Economic Review*, 2003, 14(1): 32-52.

- [2] 刘国恩, William H D, 傅正泓, 等. 中国的健康人力资本与收入增长 [J]. 经济学(季刊), 2004(4): 101-118.
- [3] Becker G S. Human capital; a theoretical and empirical analysis, with special reference to education [M]. 1964.
- [4] 任嘉庆, 苏彬彬, 郑晓瑛. 我国中老年人口教育和健康相关关系的分析 [J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(12): 60-66.
- [5] Grossman M. On the concept of health capital and the demand for health [J]. Journal of political economy, 1972, 80(2): 223-255.
- [6] Oreopoulos P. The compelling effects of compulsory schooling: evidence from Canada [J]. The Canadian journal of economics/revue Canadienne d'economique, 2006, 39(1): 22-52.
- [7] Van Kippersluis H, Van Ourti T, O'Donnell O, et al. Health and income across the life cycle and generations in Europe [J]. Journal of health economics, 2009, 28(4): 818-830.
- [8] 程令国, 张晔, 沈可. 教育如何影响了人们的健康? ——来自中国老年人的证据 [J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 305-330.
- [9] Kunst A E, Geurts J J M, van den Berg J. International variation in socioeconomic inequalities in self reported health [J]. Journal of epidemiology and community health, 1995, 49(2): 117-123.
- [10] Smith J P. The impact of socioeconomic status on health over the life-course [J]. The journal of human resources, 2007, 42(4): 739-764.
- [11] 李立清, 许荣. 中国居民健康水平的区域差异分析 [J]. 卫生经济研究, 2015(1): 14-20.
- [12] 赵红军, 胡玉梅. 教育程度一定会提高健康水平吗? ——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析 [J]. 世界经济文汇, 2016(6): 90-106.
- [13] Turner R J, Lloyd D A. Lifetime traumas and mental health: the significance of cumulative adversity [J]. Journal of health and social behavior, 1995, 36(4): 360-376.
- [14] 黄建双. 我国大学生睡眠状况及其影响因素研究进展 [J]. 中国学校卫生, 2017, 38(8): 1273-1276.
- [15] 毛毅, 冯根福. 教育对健康的影响效应及传导机制研究 [J]. 人口与经济, 2011(3): 87-93.
- [16] Ross C E, Wu C. The links between education and health [J]. American sociological review, 1995, 60(5): 719-745.
- [17] 张文宏, 陈晓冰. 教育对个体健康水平的影响 [J]. 山东社会科学, 2020(7): 84-93.
- [18] 王甫勤. 社会经济地位、生活方式与健康不平等 [J]. 社会, 2012, 32(2): 125-143.
- [19] Mokdad A H, Marks J S, Stroup D F, et al. Actual causes of death in the United States, 2000 [J]. JAMA, 2004, 291(10): 1238-1245.
- [20] Karasek R A, Theorell T, Schwartz J E, et al. Job characteristics in relation to the prevalence of myocardial infarction in the US Health Examination Survey (HES) and the Health and Nutrition Examination Survey (HANES) [J]. American journal of public health, 1988, 78(8): 910-918.
- [21] Cutler D M, Lleras-Muney A. Understanding differences in health behaviors by education [J]. Journal of health economics, 2010, 29(1): 1-28.
- [22] Lowry D, Xie Y. Socioeconomic status and health differentials in China: convergence or divergence at older ages [R]. 2009.
- [23] 杨贺, 穆怀申. 新农合对农村居民健康水平影响的实证研究 [J]. 地方财政研究, 2021(4): 85-94.
- [24] 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.
- [25] Preacher K J, Hayes A F. SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models [J]. Behavior research methods, instruments & computers, 2004, 36(4): 717-731.
- [26] 王雪辉, 彭聪. 老年人社会经济地位对健康的影响机制研究——兼论生活方式、公共服务和社会心理的中介效应 [J]. 中国卫生政策研究, 2020, 13(3): 21-30.
- [27] 曾毅, 顾大男, Purser J, 等. 社会、经济与环境因素对老年健康和死亡的影响——基于中国 22 省份的抽样调查 [J]. 中国卫生政策研究, 2014, 7(6): 53-62.
- [28] Albouy V, Lequien L. Does compulsory education lower mortality [J]. J health econ, 2009, 8(1): 155-168.
- [29] Powdthavee N. Does education reduce the risk of hypertension? Estimating the bio-marker effect of compulsory schooling in England [J]. Journal of human capital, 2010, 4(2): 173-202.
- [30] Fischer M, Karlsson M, Nilsson T. Effects of compulsory schooling on mortality: evidence from Sweden [J]. International journal of environmental research and public health, 2013, 10(8): 3596-3618.
- [31] 李军, 刘生龙. 教育对健康的影响——基于中国 1986 年义务教育法的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(6): 117-134.
- [32] Xie L, Xu W, Zhou Y. Spillover effects of adult children's schooling on parents' smoking cessation: evidence from China's compulsory schooling reform [J]. Journal of epidemiology community health, 2021, 75(11): 1104-1110.
- [33] 彭玉林, 杨军, 闫建华. 国内外大学生生活方式与体质健康研究现状 [J]. 中国学校卫生, 2020, 41(10): 1583-1587.
- [34] 万华军, 熊巨洋, 彭莹莹, 等. 健康中国视角下我国大学生健康问题及管理策略 [J]. 医学与社会, 2020, 33(3): 55-58.

[收稿日期:2022-09-26 修回日期:2022-12-06]

(编辑 刘博)