

# 教育对健康的影响效应及传导机制研究

毛毅<sup>1,2</sup>, 冯根福<sup>2</sup>

(1. 榆林学院 管理学院, 陕西 榆林 719000;  
2. 西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

**摘要:** 本文利用2000、2004和2006年中国营养调查数据, 探讨受教育程度对健康状况的影响效应, 并试图利用中介影响和调节影响模型揭示教育对健康的传导机制。研究发现: 受教育程度对健康状况总体上有正相关影响; 受教育程度和健康状况之间呈倒“U”型关系, 女性到达倒“U”型临界点的受教育年限比男性短; 受教育程度通过中介和调节影响两方面共同作用于健康状况, 且调节影响优于中介影响。

**关键词:** 教育; 健康; 倒“U”型; 格罗斯曼模型

**中图分类号:** F240 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-4149(2011)03-0087-07

## The Influence Effect and the Transmission Mechanism of Education to the Health

MAO Yi<sup>1,2</sup>, FENG Gen-fu<sup>2</sup>

(1. School of Management, Yu Lin College, Yu Lin Shaanxi, 719000;  
2. School Of Economics and Finance, Xi'an Jiao tong University, Xi'an Shaanxi, 710061)

**Abstract:** This paper using the nutrition survey data of 2000, 2004 and 2006 in China, discussed the effect of education on the status of health, and tried to reveal the transmission mechanism of education on health by the Mediation model and Adjust model. The research finds that: On the whole, the level of education has positive impact on the state of health. The relationship between the level of education and health following the inverted “U” shaped assumption, illustrating that the women’s “critical point” of education earlier than men. The effect of education on health was through two aspects of joint function by Mediation model and Adjust model and the influence role of Adjust model better than Mediation model.

**Keywords:** education; health; inverted “U” -type; Grossman model

### 一、研究现状

1946年世界卫生组织将健康定义为“不仅仅是没有疾病或体质强健, 而是生理和心理的健康,

收稿日期: 2011-00-00; 修订日期: 2011-03-21

作者简介: 毛毅(1986-), 陕西西安人, 榆林学院管理学院教师, 西安交通大学经济与金融学院博士生, 研究方向为产业经济学, 健康经济学。

以及社会的福祉和完美状态”。此后人们对健康的理解不断扩展，同时经济学界对健康的研究也日益深入，特别是从格罗斯曼（Grossman）提出健康需求模型开始，国内外学者根据该模型对健康的决定因素做了大量研究<sup>[1]</sup>。罗斯（Ross）等通过研究发现受教育程度越高的人更懂得如何利用医疗市场和医疗服务来保持健康，即在相同的资本状况下，他们可以获得较高的健康存量，是更有效的健康生产者<sup>[2]</sup>。对于教育能否促进健康状况的提升，西方学者也做了大量的实证检验，从实证研究结果看，结论是不一致的。帕帕斯（Pappas）的实证结果显示，1960~1986年间美国受过高等教育的白人男性死亡率从5.7%降至2.8%，而同期那些未受过高等教育的白人男性死亡率从9%降至7.6%<sup>[3]</sup>。特纳（Turner）从心理健康角度分析表明失业会导致大学毕业生比其他人群更失望，进而引起身体健康状况的下降<sup>[4]</sup>。最近20年来，社会经济地位在关于健康的研究中越来越得到重视。马蒙特（Marmot）等对英国公务员患病率和10年内死亡率所做的实证研究发现，随着其职务的升高，公务员的健康状况持续改善，且死亡率持续下降<sup>[5]</sup>。柯里（Currie）使用健康和社会经济地位量度的研究均表明，健康与社会经济地位之间存在一种梯度相关关系<sup>[6]</sup>。罗斯认为具有良好社会经济地位的人群拥有获得更多健康的“特权”，因为他们可能更便利地享受健康的生活方式（不吸烟、不喝酒等），这种影响模式被称为中介影响模型<sup>[7]</sup>。特拉内（Thrane）将相同的生活方式对不同社会经济地位人群健康的影响效应称为调节影响模型<sup>[8]</sup>。而社会经济地位是一个内涵复杂的概念，不容易加以准确衡量，除了收入，最常用的衡量社会经济地位的客观指标是受教育程度、职业地位及户籍类型等。

综观上述文献，我们发现对这一问题的研究应该从以下两方面进行完善。第一，教育与健康之间的关系到底是怎样？第二，教育是否可以通过中介影响和调节影响模型共同促进健康状况的提升？

## 二、估计方法和指标、数据选取

### 1. 模型设定

在国际上，经济学家很早就把健康看做人力资本的一个组成部分。默西金（Mushkin）将人力资本定义为“人们作为生产者和消费者的能力”，“是体现于身体上的知识、能力和健康”<sup>[9]</sup>。贝克尔（Becker）认为人力资本不仅意味着知识和技能，还意味着健康和生命，他突出了人力资本的时间价值和健康的重要性，健康和教育作为人力资本的两个主要的组成部分，对人们收入能力的影响都是长期的，因而对健康和教育的支出是一种资本性投资<sup>[10]</sup>。依照格罗斯曼模型，与教育不同，健康并不能直接通过增加生产率来提高收入，而主要是通过延长生命时间或增加健康时间来提高收入能力。为了分析教育和健康之间的相关性，本文参照格罗斯曼模型估计下式：

$$H_{i,t} = c + \alpha Edu_{i,t} + \beta X_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

$H_{i,t}$ 代表第*i*个体*t*时期的健康状况， $Edu_{i,t}$ 代表第*i*个体*t*时期的受教育程度， $X_{i,t}$ 包含了第*i*个体的其他特征如年龄、性别和职业等， $c$ 为常数项， $\varepsilon$ 为随机扰动项。衡量教育对健康状况贡献的系数 $\alpha$ 或者说教育斜率，是本文所要考察的重点。在实际估计和检验中，对上式进行不同形式的变换，例如考虑城乡差异、婚否、是否购买医疗保险等一系列个人特征与家庭特征。另外由于教育对健康的影响是否是线性还不能确定，并且为了考察教育是否能通过中介影响模型以及调节影响模型促进健康状况的提高，因此在自变量中加入 $Edu_{i,t}^2$ 以及教育程度与个人特征的交互变量，估计方程如下式：

$$H_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Edu_{i,t} + \beta_2 Edu_{i,t}^2 + \beta_3 X_{i,t} + \beta_4 Edu_{i,t} * X_{i,t} + \beta_5 Y_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$H_{i,t}$ 代表第*i*个体*t*时期的健康状况， $Edu_{i,t}$ 代表第*i*个体*t*时期的受教育程度， $Edu_{i,t}^2$ 是代表第*i*个体*t*时期的受教育程度的平方， $X_{i,t}$ 是一组代表个人特征的变量， $Edu_{i,t} * X_{i,t}$ 是受教育程度与个人特征的交互变量， $Y_{i,t}$ 是一组代表家庭特征的变量， $\beta_0$ 为常数项， $\mu_i$ 代表不随时间而改变的不可观察的个人特征对健康的影响， $\varepsilon$ 为随机扰动项。

### 2. 数据选取及数据描述

本研究使用的数据取自“中国健康和营养调查”数据集。该调查覆盖9个省份（辽宁、黑龙江、

山东、江苏、河南、湖北、湖南、广西、贵州) 的城镇和农村, 采用多阶段随机抽样的方法。在抽样时同时兼顾不同大小和收入水平的城市或县城, 样本中包含有城市居民和农村居民。中国健康和营养调查为健康和营养方面的研究提供一个难得的具有全国代表性的样本, 数据中关于健康和营养方面非常丰富的信息也是我国其他全国性数据无法比拟的。从 1989 年开始, 该调查已进行了 7 次, 其数据集中有相当一部分是同一被调查者在不同年份的数据, 包含了医疗服务利用、医疗保险和个人健康信息等。本文从中国健康和营养调查数据库中选用了 2000、2004 和 2006 年调查数据, 由于未成年人和成年人的医疗服务利用、健康特征具有较大区别, 本研究将样本年龄限定为 18 岁以上。

模型中的因变量为个人的健康自评状况。在调查时, 要求被调查者将自己和身边同龄人的健康状况做对比, 在“很好、较好、一般、很差”中选择其一。表 1 表示 2000 年、2004 年、2006 年个人健康自评状况的分布, 可以看出健康很好的比例在下降, 健康很差的比例在上升, 2006 年比 2004 年健康较好的比例略有提高, 健康一般的比例略有下降。表 2 显示了个人健康自评状况的动态变化, 如前一期调查的健康自评状况为“很好”的人群, 在当期调查中仍有不小的比例保持在很好的状态, 但也有不少人的健康由很好变成了“一般”或“较好”, 少数健康很好的人变成了“很差”。前一期调查健康自评状况为“很差”的人群, 在当期调查中主要为“较好”和“一般”, 很小部分变成“很好”。表 2 表明当期的健康对前一期的健康的依赖性较大, 从“很差”变为“很好”以及从“很好”变为“很差”的很少。

表 1 2000、2004 和 2006 年健康的评状况分布 %

年份	很好	较好	一般	很差
2000	15.76	50.76	28.21	5.27
2004	14.05	45.43	33.24	7.28
2006	12.17	46.11	34.01	7.71

表 2 前一期健康在当期的健康状态分布 %

项目	当期自评健康				
	很好	较好	一般	很差	
上期自评健康	很好	27.54	51.82	18.39	2.25
	好	16.24	55.37	26.67	1.72
	一般	9.12	42.51	40.89	7.48
	很差	5.87	36.92	34.02	23.19

况为“很好”的人群, 在当期调查中仍有不小的比例保持在很好的状态, 但也有不少人的健康由很好变成了“一般”或“较好”, 少数健康很好的人变成了“很差”。前一期调查健康自评状况为“很差”的人群, 在当期调查中主要为“较好”和“一般”, 很小部分变成“很好”。表 2 表明当期的健康对前一期的健康的依赖性较大, 从“很差”变为“很好”以及从“很好”变为“很差”的很少。

表 3 自变量的统计性质描述

变量	赋值	2000 年	2004 年	2006 年
		均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)
自我报告健康	健康良好 = 1, 健康不良 = 0	0.67 (0.47)	0.61 (0.49)	0.58 (0.49)
受教育程度	年数	6.85 (4.08)	7.06 (4.23)	7.30 (4.30)
个人特征				
性别	男性 = 1, 女性 = 0	0.50 (0.50)	0.48 (0.50)	0.48 (0.50)
户口类型	城镇 = 1, 农村 = 0	0.37 (0.48)	0.43 (0.50)	0.42 (0.49)
年龄	单位: 岁	35.23 (19.47)	46.50 (14.49)	39.14 (16.82)
有无职业	有 = 1, 无 = 0	0.66 (0.47)	0.59 (0.49)	0.58 (0.49)
婚姻状况	未婚 = 1, 已婚 = 0	0.12 (0.33)	0.09 (0.29)	0.07 (0.26)
家庭人均收入	单位: 元	4059.92 (3735.80)	5180.23 (5169.16)	6313.73 (9848.63)
职业地位	高级专业或技术工作者、行政管理者或经理、军官或警官、运动员、演员、音乐家 = 1, 其他 = 0	0.14 (0.35)	0.16 (0.37)	0.15 (0.35)
医疗保险	享受医疗保险 = 1, 未享受医疗保险 = 0	0.23 (0.42)	0.27 (0.44)	0.49 (0.50)
体形状况	BMI 等于体重 (公斤) 除以身高 (米) 的平方计算	22.45 (11.95)	23.29 (11.97)	23.95 (22.80)
吸烟	吸过 = 1, 从未吸过 = 0	0.32 (0.47)	0.33 (0.53)	0.33 (0.54)
家庭、环境状况				
自来水	家中有自来水或井水 = 1, 没有 = 0	0.95 (0.22)	0.96 (0.20)	1.00 (0.06)
医院距离	单位: 分钟	13.26 (29.01)	13.56 (20.95)	12.88 (22.03)
卫生状况	居所周围没有或只有很少粪便为 1, 有一些或很多 = 0	0.90 (0.30)	0.91 (0.29)	0.91 (0.29)

资料来源: 作者根据中国健康和营养调查 2000、2004 和 2006 年数据计算得到。

在对式(2)估计时,将原数据中自评健康为“差”和“一般”的合并为“健康不良”,将原自评健康为“很好”和“较好”的合并为“健康良好”。从表1中可以看出,健康很好和健康较好的人群从2000年的66.52%下降到了2006年的58.28%。

根据式(2),模型的自变量中控制了教育和年龄、性别、收入等个人特征以及环境卫生、医院距离等家庭、环境特征。数据集的描述性统计结果见表3。

### 三、实证结果

#### 1. 教育对健康的影响效果检验

首先,检验教育与健康之间是否存在正相关关系,回归结果见表4,模型I和模型II中只包括格罗斯曼模型中的主要变量:性别、年龄(反映健康折旧率的变化)、教育和收入(反映健康的影子价格)。只考虑教育因素对健康的影响(见模型I),发现其与健康有显著的正向关系,影响效果为0.005。

其次,在自变量中加入收入后(见模型II),发现受教育程度对健康的影响不显著。这可能是由于教育和收入之间存在多重共线性,削减了教育对健康的解释力度。继而我们把是否享受医疗保险作为健康的影子价格引入自变量,在模型III的估计中,重新发现教育在1%的水平上显著。因此,可以认为我国受教育程度与健康总体表现之间存在正相关关系。模型IV中加入所有的个人特征(除家庭人均收入)以及家庭、环境状况衡量指标来验证中介影响模型,再次发现受教育程度在5%的水平上显著,因此,可以认定我国居民受教育程度与健康总体表现为正相关关系。模型V、模型VI是对调节影响模型的模拟,在模型V和模型VI中加入了受教育程度的平方以及教育程度与一组个人特征的交互变量,发现受教育程度平方的系数为负,并且在5%的水平下显著。这表明受教育程度与健康之间呈现先为正向再转为负向的倒“U”型关系。计算表明,倒“U”型临界点处的受教育年限为12.1年,92.24%的样本在倒“U”型的左边,其余的样本在倒“U”型的右边。倒“U”型影响一个可能的解释是受教育程度低于某一水平时,受教育年限的提高会通过中介模型带动自身社会经济地位的提升,从而促进健康水平的提升,而一旦超过这一门槛,受到更高的教育个体更易因压力大或作息不规律等外界因素影响,而导致健康水平下降。

比较中介影响模型与调节影响模型,中介影响模型的系数分别为0.005和0.006,而调节影响模型的系数为0.057和0.047。针对格罗斯曼模型,从而得到教育主要通过间接方式影响健康,同时,把个人特征和教育作为交互变量的解释力度强于把个人特征及家庭、环境状况作为单独控制变量的解释力度,即从统计上来说,调节影响模型优于中介影响模型。

通过分性别考察(见表5),从模型I可以得到,对于女性而言,教育对健康的影响为负,但不显著;对男性而言,教育对健康的影响为正,并且在1%的水平下显著。模型II进一步考查包括个人特征以及家庭、环境状况共同作用下,教育对不同性别个体的健康影响。教育和有无职业这两个个人特征都有显著预期的符号且对两性的作用方向一致。模型III加入受教育程度的平方以及受教育程度与个人特征的交互变量,发现受教育程度平方的系数均为负,并且在1%的水平下均显著。这表明分性别考察受教育程度与健康仍呈现先为正向再转为负向的倒“U”型关系。计算表明,女性倒“U”型临界点处的受教育年限为11.2年,男性倒“U”型临界点处的受教育年限为12.5年,说明女性到达倒“U”型临界点的受教育年限比男性短。同样比较中介影响模型与调节影响模型,中介影响模型的系数分别为0.0041和0.0062,而调节影响模型的系数为0.1135和0.0819,针对格罗斯曼模型,从而得到教育主要通过间接方式影响健康,同时,把个人特征和教育作为交互变量的解释力度强于把个人特征及家庭、环境状况作为单独控制变量解释力度,即从统计上来说,对于分性别考察和与总体样本考察具有相同的特点,即调节影响模型优于中介影响模型。

#### 2. 对回归结果的稳健性检验

表4 模型估计结果(因变量:自我报告健康)

变量	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V	模型 VI
	(N = 15593)	(N = 4916)	(N = 15593)	(N = 2707)	(N = 4460)	(N = 2707)
常数项	0.749 ***	0.744 ***	0.749 ***	0.610 ***	0.401 ***	0.289
受教育程度	0.005 ***	0.002	0.005 ***	0.006 **	0.057 ***	0.047 *
性别	-0.014 ***	-0.046 ***	-0.015 ***	-0.036 ***	-0.050 ***	-0.052 ***
户口类型				0.0002	0.034 **	0.039
婚姻状况				-0.0123	0.0001	-0.023
家庭人均收入		3.87E-07			-7.86E-06	-1.17E-05
年龄	-0.004 ***	-0.002 ***	-0.004 ***	-0.002 ***		-8.54E-05
职业地位				0.007		0.003
有无工作				0.245 ***		0.304 ***
医疗保险			0.0037	-0.0213		-0.0724
体形状况				1.56E-05		0.0002
是否吸烟				-0.0141		0.0179
家中是否有自来水				-0.0712		-0.0824
医院距离				6.01E-05		-2.05E-05
卫生状况				-0.0298		-0.0187
受教育程度的平方					-0.0022 ***	-0.0017 **
受教育 * 医疗保险					-0.0023	0.0046
受教育 * 体形状况					6.33E-06	-3.75E-06
受教育 * 是否吸烟					0.0015	-0.0010
受教育 * 人均收入					6.92E-07	8.73E-07
受教育 * 年龄					-0.0001 ***	-0.0002
R 统计量	0.1527	0.0889	0.1526	0.1421	0.1319	0.2134
对数似然估计量	-10735.05	-3313.953	-2835.831	-2968.344	-2987.078	-1761.213

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%, 5% 和 10% 水平上的显著性。

表5 模型估计结果(因变量:自我报告健康)

变量	模型 I		模型 II		模型 III	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
常数项	0.6589 ***	0.5053 ***	0.5749 ***	0.4315 **	-0.1710	0.2487
受教育程度	-0.0045	0.0071 ***	0.0041 ***	0.0062 **	0.1135 ***	0.0819 ***
户口类型	0.0433 *	-0.0182	0.0291	0.0329	0.0128	0.0346
婚姻状况	0.0605 *	0.0292	0.0538	-0.0259	0.0655	-0.0284
家庭人均收入			-2.39E-05 *	-2.57E-06	-3.63E-05	-7.80E-06
年龄	-0.0041 ***	-0.0028 ***	-0.0017	-0.0011	-0.0072 **	0.0021
职业地位	0.0206	0.0162	0.0102	-0.0123	0.0091	-0.0861
有无工作	0.1885 **	0.1929 **	0.2468 *	0.3891 ***	0.2114 *	0.4070 ***
医疗保险			-0.0278	-0.0143	0.0586	-0.0861
体形状况			0.0001	0.0001	0.0185 *	0.0031
是否吸烟			-0.0132	-0.0150	0.3475 *	-0.0176
家中是否有自来水			-0.0568	-0.1156	-0.0638	-0.1137
医院距离			-1.81E-05	0.0001	-5.28E-05	0.0001
卫生状况			-0.0301	-0.0500	-0.0361	-0.0511
受教育程度的平方					-0.0041 ***	-0.0027 ***
受教育 * 医疗保险					-0.0080	0.0063
受教育 * 体形状况					-0.0011 *	-0.0003
受教育 * 是否吸烟					-0.0365 **	0.0002
受教育 * 人均收入					1.11E-06	4.32E-07
受教育 * 年龄					0.0005	-0.0003
R 统计量	0.0806	0.1139	0.1209	0.1361	0.1435	0.1539
对数似然估计量	-1410.362	-3832.798	-421.0408	-1012.435	-412.9498	-1011.030

注:\*\*\*, \*\*, \* 分别表示 1%, 5% 和 10% 水平上的显著性。

本文所用的稳健性检验的方法，可参见莱文（Levine）的方法<sup>[11]</sup>。我们这里的检验主要是通过式（2）的回归方程中加入一些可能会影响健康状况的新解释变量，来检验式（2）中的回归结果是否稳健。新的变量主要有医疗投入及预防投入。这两个变量反映了公共医疗的可及性和人口对正规医疗服务的信任感，对健康状况的影响是显然的。两个变量的数据均来自中国健康和营养调查数据库，医疗投入用过去四周中，看病花了多少钱或至今已经花了多少钱来代替，预防投入用过去四周中，保健服务花了多少钱来代替。我们的检验过程将每次对基本回归方程加入一个新的解释变量。由于在上一部分已证明家庭人均收入、屋中或院内有无自来水或井水、医院距离以及卫生状况等指标对健康不具有统计上和经济上的显著性，因此，在这一部分将这些指标舍弃，稳健性检验的回归结果显示在表6中。

对于稳健性检验的结果而言，我们最关心的是加入新的解释变量之后，变量受教育程度以及受教育程度的平方这两个变量的回归系数同以前的回归结果是否出现显著的差异。表6中模型I~IV的回归结果表明，在所有四个方程的固定效应回归模型中，在模型III、模型IV中受教育程度的回归系数都统计显著为正，受教育程度平方的回归系数均统计显著为负。在模型I、模型II中受教育程度的系数有时统计为正，有时为负但统计不显著，即回归结果没有在统计上出现同上一部分相反的结论。因此，稳健性检验表明，受教育程度和健康状况正相关，受教育程度的平方和健康状况负相关。另外，在稳健性检验中我们也发现，医疗投入和预防投入与健康状况均存在负相关关系，但统计不显著，这些结果也同我国的实际情况相一致，人们只有在自身健康状况不佳时才会考虑医疗投入和预防投入。

表6 受教育程度对健康状况的稳健性检验

变量	模型 I (N=1124)	模型 II (N=246)	模型 III (N=1124)	模型 IV (N=246)
常数项	0.2331	0.9510***	-0.0696	1.2243***
受教育程度	-0.0019	9.78E-05	0.0320*	0.0450**
性别	0.0069***	-0.0300	0.0080	-0.0338
户口类型	0.0193	0.0448	0.0166	0.0429
婚姻状况	-0.0550	-0.1310	-0.0562	-0.1365
年龄	-0.0047***	-0.0061***	-0.0045***	-0.0100**
职业地位	0.0557**	0.0043	0.0548*	0.0071
有无工作	0.5892**	-0.0418	0.6409**	-0.0191
医疗保险	-0.0285	-0.1652***	0.0723	-0.0806
体形状况	-0.0002	0.0042	0.0079**	-3.56E-05
是否吸烟	0.0058	0.0300	0.0246	-0.0083
医疗投入	-2.20E-07		-4.54E-07	
预防投入		-0.0003		-0.0003
受教育程度的平方			-0.0023*	-0.0069*
受教育*医疗保险			-0.0172***	-0.0107
受教育*体形状况			-0.0009*	0.0006
受教育*是否吸烟			-0.0033	0.0044
受教育*年龄			-3.11E-05	0.0004
R 统计量	0.0872	0.0722	0.1812	0.1782
对数似然估计量	-779.9004	-159.5441	-773.5850	-158.7424

注：\*\*\*，\*\*，\* 分别表示 1%，5% 和 10% 水平上的显著性。

#### 四、结论

本文运用2000、2004和2006年“中国健康和营养调查”微观数据，验证受教育程度对健康状况的影响效应和传导机制，得到以下几点结论。

第一，受教育程度对健康状况总体上有正相关影响。这与格罗斯曼经典模型的结论一致：教育水平的提高会导致生产健康这种人力资本的效率提高，从而降低健康的影子价格，引起健康流量和存量的增加。值得注意的是，与赵忠认为教育对女性健康的影响更符合格罗斯曼模型的结论不一致，我们认为男性与女性相同，教育对其健康的影响同样符合格罗斯曼模型的结论<sup>[12]</sup>。

第二，受教育程度和健康状况之间呈倒“U”型关系。也就是说，当个人的受教育程度较低时，受教育年限增加能使个人的健康状况得到大幅提升，当超过某个临界值，受教育年限继续增加将损害个人的健康状况。本文得到，总体样本倒“U”型临界点处的受教育年限为12.1年，女性为11.2年，男性为12.5年，说明女性到达倒“U”型临界点的受教育年限比男性短。

第三，受教育程度通过中介影响和调节影响两方面共同作用影响健康状况。中介影响模型的影响效应在0.0041到0.0062之间，而调节影响模型的影响效应在0.0320到0.1135之间，即从统计上来说，调节影响作用优于中介影响作用。

需要指出的是本文尚存在两个方面缺陷。

一是由于数据的限制，中国健康和营养调查数据已是中国目前关于健康方面最好的数据库，数据总量虽可观但数据的时间跨度短，另外中国健康和营养调查数据中对收入、医疗投入以及预防投入调查和统计缺失严重，利用性和可信度不高，可能会使理论检验产生误差。

二是教育不平等、社会资本以及心理影响对健康状况也会产生较大影响，在本文中我们并未涉及，这也是我们下一步继续开展研究的重点。

#### 参考文献：

- [1] M. Grossman. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. The Journal of Political Economy, 1972, 80 (2).
- [2] C. Ross, C. Wu. The Links between Education and Health [J]. American Sociological Review, 1995, 60 (5).
- [3] Pappas, F. Gregory. Dewey and Feminism: The Affective and Relationships in Dewey's Ethics [J]. Hypatia, 1993, 8 (2).
- [4] J. B. Turner. Economic Context and the Health Effects of Unemployment [J]. Journal of Health and Social Behavior, 1995, 36 (3).
- [5] G. Marmot, M. J. Shipjij, G. Rose. Inequalities in Death-specific Explanations of a General Pattern [J]. Lancet, 1984, 232 (1).
- [6] J. Currie, M. Staeile. Socioeconomic Status and Child Health: Why is the Relationship Stronger for Older Children? [J]. American Economic Review, 2003, 93 (5).
- [7] 同 [2].
- [8] N. Thrane, C. Sondergaard, H. C. Schonheyder. Socioeconomic Factors and Risk of Hospitalization with Infectious Diseases in 0 to 2 year-old Danish Children [J]. European Journal of Epidemiology, 2005, 20 (5).
- [9] S. J. Mushkin. Health As an Investment [J]. Journal of Political Economy, 1962, 70 (5).
- [10] D. Becker, C. Osmomnd. Inequalities in Health in Britain: Specific Explanations in Three Lancashire Towns [J]. British Medical Journal, 1987, 294 (3).
- [11] R. Levine, D. Renelt. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions [J]. American Economic Review, 1992, 82 (4).
- [12] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素 [J]. 管理世界, 2006, (3).

[责任编辑 方志]