

教育使人幸福吗？

——基于武汉市城镇居民的实证分析

金 江 何立华*

摘要：从中国当前较高的教育投资成本和较低的教育收益这一现实出发，本文运用 2007 年武汉市城镇居民的主观幸福感调查数据，对教育与主观幸福感的关系进行了探讨。研究表明，无论以学历还是受教育年限衡量教育水平，教育对主观幸福感均有显著的正影响，这说明本文的估计结果是稳健的。同时，以学历衡量受教育水平时，还发现教育对主观幸福感的正效应随着学历水平的提高而减小。此外，教育对主观幸福感的作用通过直接和间接两种途径而体现，即教育不仅直接对主观幸福感产生影响，而且还能通过改善个体的收入水平和健康状况间接提升其幸福水平。

关键词：主观幸福感 教育 收入 传导机制

一、引言

“万般皆下品 唯有读书高”是中国传统的价值观念，古时人们推崇这一观念，理由可能各不相同，但“书中自有黄金屋”应该是其中最具有代表性的原因之一。但就中国当前的教育投资（特别是高等教育投资）而言，由于高等教育补贴率持续下降，致使个人教育投资成本提高，而相应的高等教育收益率也逐步降低。已有文献表明，1999 年大学以上群体教育收益率为 13.75%（李实、丁赛 2003），2000 年大学专科和本科的教育收益率分别为 9.97% 和 13.1%（陈晓宇等 2003），2004 年大专以上群体的教育收益率为 4.18%（国务院发展研究中心课题组 2007）。因此，这说明对教育的投资并不一定能提升人们的收入水平。

然而，从现实来看，时下中国家庭依然十分重视教育，并在教育上投资不菲。在教育投资成本不断提升和教育收益率不断下降的背景下，应当如何理解中国居民的教育投资行为？对教育的投资是否能给人们带来幸福？作为人类发展的终极目的，幸福一直是人们孜孜以求的奋斗目标。就教育促进人类发展和提升个人能力的功能而言，其最终意义或许不在于人们收入水平的提升，而在于给人创造一种幸福的生活。那么，教育对幸福有影响吗？如果教育对幸福有影响，其影响效应如何？作用机制是什么？对这些问题的回答，不仅可以为我们解释当前中国居民的教育投资行为提供新的证据，还能为政府对教育的公共投资提供决策依据。

本文拟采用 2007 年武汉市城镇居民的调查数据，对上述问题进行研究，接下来的结构安排如下：第二部分为简单的文献回顾，第三部分对本文采取的实证模型、变量及数据进行介绍，第四部分对实证结果进行分析，第五部分对教育与主观幸福感之间的作用机制进行分析，最后为结语。

二、文献回顾

作为一项促进人类发展和提升个人能力的重要活动，教育与主观幸福感（Subjective Well-being）的关系逐渐吸引了一些研究者的兴趣，但这些研究大多将教育作为一个控制变量放入模型中，专门讨论教育与主观幸福感关系的文献并不多见。从研究结果来看，一些研究表明教育对主观幸福感有正影响，如 Oswald

* 金江，中山大学国际商学院，邮政编码：519082，电子信箱：jinjiang@mail.sysu.edu.cn；何立华，中南民族大学经济学院，邮政编码：430074，电子信箱：helihua007@163.com。

感谢匿名审稿人的修改建议，文责自负。

(1997)、Blancherflower 和 Oswald(2004)等,另一些研究则表明两者之间的关系并不显著(Flouri 2004),甚至对主观幸福感有负影响,如 Clark 和 Oswald(1996)、Clark(2003)等。还有一些学者采用中国的数据对这一问题进行了研究。从研究结果来看,罗楚亮(2006)指出受教育程度较高者的主观幸福感水平更高,但在控制收入后,受教育程度更高者的主观幸福感水平反而更低。Knight 和 Gunatilaka(2007)表明教育对主观幸福感有显著的负影响,而 Knight 等(2009)的研究则表明教育对主观幸福感的影响并不稳健,当模型中包含不同的变量时,两者的关系也发生了变化。由此可见,现有文献得到的结论仍存在较大分歧,我们认为其原因主要有三个:一是模型中包含的变量不同导致两者关系表现不一致,例如罗楚亮(2006)的模型仅包含教育和收入两个变量,而 Knight 等(2009)的研究则包含了众多其他反映个体社会、经济等方面特征的变量;二是现有研究使用的多为横截面数据,由于教育与个体的一些不可观测的特征相关,如智力、求学动机等,在横截面数据中并不能对这些不可观测的特征进行控制,导致参数估计存在偏误;三是教育与主观幸福感可能并不是一种简单的线性关系。

在对两者的关系进行研究之后,值得关注的第二个问题便是教育对主观幸福感的影响途径。Schultz(1982)指出,“学校教育价值就在于它能造福于人”,享受教育的过程本身能够给人带来心理满足感,使人成为“懂礼仪知廉耻”的道德君子。同时,教育还能提升人们的谋生能力和收入水平,对主观幸福感产生间接影响。正是从这一认识出发,一些文献试图对两者之间的作用机制进行解释。Bukonya 等(2003)发现受教育水平更高的人健康状况更好,进而对主观幸福感产生积极影响;Albert 和 Davia(2005)发现受教育水平更高的人获得好工作的概率更高,从而其主观幸福感水平更高。Clark 和 Oswald(1996)则指出,受教育水平更高的人具有更高的人生预期,难以实现的人生预期会成为主观幸福感的消极影响因素。此外,教育程度更高的人面临的工作压力更大,这种压力会对他们的主观幸福感产生不利影响(Gyorgy and Zsuzsa 2010)。从这些研究来看,形成共识的是,教育对主观幸福感的影响是直接效应和间接效应的共同作用结果,如果间接效应为负且大于直接效应产生的正影响,则教育对主观幸福感有负的影响;相反,如果间接效应表现为正,则教育对主观幸福感有正的影响。

改革开放以来,中国逐步向市场经济体制转型,市场竞争机制发挥更为重要的作用,传统体制下受教育者的优势被慢慢打破,教育作为实现某一目标的手段功能也被削弱,即使受过良好教育,仍需参与市场环境下的平等竞争。与此同时,受招生规模扩张的影响,特别是1999年以来,高等教育扩招使更多的人能够获得享受高等教育的机会,具有高学历的劳动力逐步增加,对劳动力市场的学历结构和供需关系产生了极大的影响。因此,从中国的现实来看,教育与主观幸福感之间的关系可能更为复杂,现有文献并不足以对两者关系进行解释。基于以上认识,本文拟采用2007年武汉市城镇居民的主观幸福感调查数据,重新探讨教育与主观幸福感之间的关系,并对两者的作用机制进行分析。

三、实证模型、变量与数据

(一) 实证模型

本文所采用的基本分析模型如下:

$$SWB = f(educ, income, relinc, control) \tag{1}$$

其中 SWB 表示主观幸福感水平, $educ$ 、 $income$ 和 $relinc$ 分别表示教育水平、绝对收入和收入差距, $control$ 表示其他各类控制变量。在模型(1)的基础上,笔者以学历衡量受教育水平,对如下模型进行估计:

$$SWB = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i educ_i + \alpha_6 income + \alpha_7 relinc + \beta X + \mu \tag{2}$$

其中 X 代表各类控制变量向量, μ 为随机误差项, α 和 β 为待估参数向量。

(二) 变量与数据

本文采用的数据来源于2007年针对武汉市城镇居民展开的“城市居民生活、工作满意度调查”。在删除有缺失值的样本之后,有效样本为621个。主观幸福感数据来源于如下问题的答案“就最近一段时间而言,您认为您的生活幸福吗?您会打几分?”该问题的答案对应0-10,代表11个等级的评价分数,分数越高表示对主观幸福感的评价越高,其分布如图1所示。观察图1可以发现,主观幸福感水平的峰值为6,这说明大部分人所感知的主观幸福感处于一个中间水平。

本文设定的模型包含三个核心解释变量,分别为教育程度、绝对收入和收入差距。受访者的教育程度根

据学历被分为六类: 小学、初中、高中(中专) 、大专、大学本科及硕士和博士。根据调查问卷获取的收入数据为分组数据, 收入水平被分为 8 组, 考虑到武汉市城镇居民收入水平的现实特征, 我们在对一些组进行合并后得到 5 个收入组, 即 500 元及以下、501 ~ 1 000 元、1 001 ~ 2 000 元、2 001 ~ 5 000 元和 5 001 元以上。

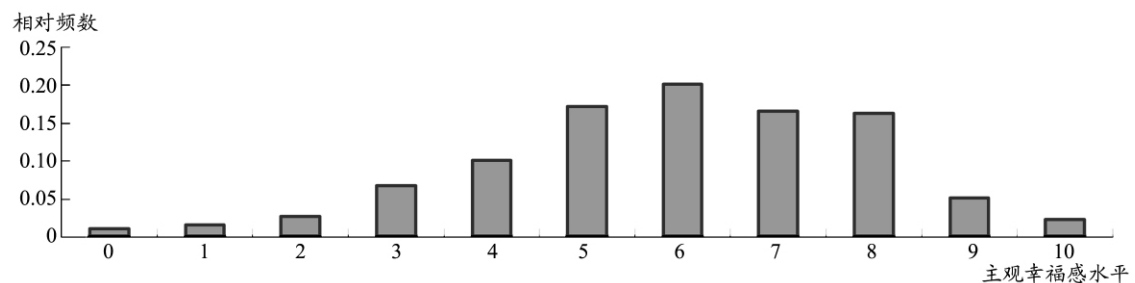


图 1 2007 年武汉市城镇居民主观幸福感水平分布

一些文献指出, 尽管绝对收入对主观幸福感有正影响, 但是控制了相对收入后, 两者的关系并不显著, 甚至可能表现为负(Easterlin, 1995; Ferrer – i – Carbinell, 2005) 。因此, 本文借鉴 Graham 和 Pettinato(2001) 的思路, 从受访者的主观判断出发衡量相对收入。在调查问卷中我们要求受访者对其实际收入与预期收入的差距进行评价, 将其称为“收入差距”, 并作为相对收入的代理变量。^① 主观幸福感水平的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主观幸福感水平的描述性统计

		样本比率(%)	均值	标准差	最大值	最小值
性别	男	40.9	5.908	2.018	10	0
	女	59.1	5.898	2.019	10	0
年龄	30 岁以下	41.5	5.875	2.023	8	0
	30 ~ 40 岁	30.1	5.930	2.018	10	0
	40 ~ 50 岁	15.8	5.827	2.017	10	0
	50 岁以上	12.6	6.239	2.008	10	1
婚姻状况	未婚	66.8	5.906	2.021	10	1
	已婚	33.2	5.900	2.018	10	0
教育程度	小学	2.25	5.880	2.056	10	1
	初中	6.92	5.890	2.014	10	1
	高中(含中专)	25.6	5.898	2.019	10	0
	大专	30.1	5.902	2.020	10	0
	本科	28.8	5.907	2.012	10	0
	本科以上	6.28	5.896	2.042	9	1
工作单位	政府机关	4.99	5.900	2.019	10	1
	事业单位	20.1	5.907	2.015	10	0
	企业	74.9	5.898	2.019	10	0
收入水平	500 元及以下	3.54	5.904	2.012	10	0
	501 ~ 1 000 元	26.6	5.904	2.020	9	0
	1 001 ~ 2 000 元	41.9	5.900	2.020	10	0
	2 001 ~ 5 000 元	23.8	5.889	2.016	10	1
	5 001 元以上	4.35	5.890	2.042	9	2

除此之外, 笔者还在模型中加入了三类不同的控制变量: (1) 反映个人人口统计学特征的变量: 性别、年龄和健康状况; (2) 反映个人社会特征的变量: 婚姻状况、工作单位性质以及与他人的关系; (3) 其他变量, 包括休闲娱乐、对收入公平性的评价、对未来的信心、居住环境等。所有变量的定义如表 2 所示。

表 2 变量定义

变量名称		变量定义
核心解释变量	<i>juniors</i>	0 - 1 变量, 初中 = 1, 其他 = 0
	<i>highs</i>	0 - 1 变量, 高中 = 1, 其他 = 0
	<i>college1</i>	0 - 1 变量, 大专 = 1, 其他 = 0
	<i>college2</i>	0 - 1 变量, 本科 = 1, 其他 = 0
	<i>college3</i>	0 - 1 变量, 本科以上 = 1, 其他 = 0
	<i>income</i>	月收入水平, 500 元及以下赋值为 1, 501 ~ 1 000 元赋值为 2, 1 001 ~ 2 000 元赋值为 3, 2 001 ~ 5 000 元赋值为 4, 5 001 元以上赋值为 5
	<i>relinc</i>	收入差距, 1 表示收入差距非常小, 6 表示收入差距非常大

①调查问卷设置的问题为: 我觉得我的付出没有得到应得的回报。对该问题的回答对应六个答案: 非常不同意, 不同意, …… , 同意, 非常同意。受访者回答“非常同意”时意味着其收入差距更大。

续表 2		变量定义
变量名称		变量定义
个体特征变量	<i>female</i> <i>age</i> <i>age</i> ² <i>health</i>	0-1 变量,女性=1,男性=0 受访者的年龄 受访者年龄的平方 健康状况,对应 0-10 间的评价分数,分数越高越健康
社会特征变量	<i>maritus</i> <i>work1</i> <i>work2</i> <i>relation</i>	0-1 变量,已婚=1,未婚=0 0-1 变量,事业单位=1,其他=0 0-1 变量,企业=1,其他=0 与他人关系,对应 0-10 间的评价分数,分数越高与他人的关系越融洽
其他变量	<i>leisure</i> <i>incfair</i> <i>confid</i> <i>environ</i>	0-1 变量,娱乐支出大于 371.3 元=1,其他=0 ^① 对收入公平的评价,1 表示“非常公平”,6 表示“非常不公平” 对未来的信心,对应 0-10 间的评价分数,分数越高信心越强 居住环境,对应 0-10 间的评价分数,分数越高居住环境越好

四、实证结果及分析

就主观幸福感的经验研究而言 ,因变量大多通过序数描述 ,此时需建立排序选择模型(Ordered Choice Model) 。 尽管 Ferrer - i - Carbonell 和 Frijters(2004) 指出 ,无论运用 OLS 方法还是 Ordered 方法对模型进行估计 ,得到的结果并不存在明显差异 ,但本文仍采用 Ordered 方法。之所以选择这一方法 ,主要基于如下考虑: (1) 由于排序选择模型存在异方差问题 ,OLS 方法并不能消除模型中存在的异方差 ,尽管可以得到这种情形下参数估计量的稳健标准误 ,但参数估计量不再是有效的; (2) 在排序选择模型中 ,参数估计量衡量的是解释变量的变化导致被解释变量取某一个值时概率的变动。如果采用 OLS 方法进行估计 ,可能使被解释变量的取值超出区间 ,此时考察解释变量对被解释变量的影响没有意义。Ordered 方法由于假定随机误差项服从一个具体的分布 ,从而解决了这一问题。以(2) 式为基础 ,我们采用逐步回归的方法做了 6 组回归 ,具体估计结果如表 3 所示。

表 3 不同情形下模型的估计结果(以学历衡量受教育水平)

解释变量		被解释变量: SWB					
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
核心解释变量	<i>juniors</i>	0. 3239 (1. 28)	0. 3103* (1. 79)	0. 3081* (1. 92)	0. 0572* (1. 92)	0. 0487* (1. 95)	0. 0481** (2. 06)
	<i>highs</i>	0. 4015 (1. 14)	0. 3121* (1. 67)	0. 3288* (1. 95)	0. 1063** (1. 97)	0. 1014** (2. 35)	0. 1026** (2. 35)
	<i>college1</i>	0. 3000 (1. 06)	0. 3575 (1. 23)	0. 2983* (1. 94)	0. 2231** (2. 10)	0. 1444** (2. 17)	0. 1337** (2. 39)
	<i>college2</i>	0. 1437 (1. 51)	0. 3566 (1. 22)	0. 2851* (1. 91)	0. 2283** (2. 08)	0. 1870** (2. 10)	0. 1856** (2. 11)
	<i>college3</i>	0. 2176* (1. 69)	0. 3410* (1. 68)	0. 2651*** (2. 60)	0. 2168** (2. 15)	0. 1501** (2. 57)	0. 1483*** (2. 67)
	<i>income</i>		0. 3013*** (5. 96)	0. 2966*** (5. 86)		0. 2653*** (4. 63)	0. 2653*** (4. 63)
	<i>relinc</i>			-0. 0691* (- 1. 88)			-0. 0315** (- 2. 04)
个体特征	<i>female</i>				0. 0774 (0. 89)	0. 1934** (2. 13)	0. 1936** (2. 13)
	<i>age</i>				-0. 0034 (- 0. 11)	-0. 0197 (- 0. 68)	-0. 0183 (- 0. 68)
	<i>age</i> ²				0. 0002 (0. 02)	0. 0002 (0. 62)	0. 0002 (0. 62)
	<i>health</i>				0. 1602*** (6. 91)	0. 1629*** (7. 02)	0. 1630*** (7. 01)

①根据样本计算得到的每月休闲娱乐活动支出的均值为 371.3 元。

续表 3 不同情形下模型的估计结果(以学历衡量受教育水平)

自变量		因变量: SWB					
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
社会特征	<i>maritus</i>				-0.5544*** (-4.06)	-0.5779*** (-4.23)	-0.5781*** (-4.23)
	<i>work1</i>				-0.1600 (-0.77)	-0.1396 (-0.67)	-0.1400 (-0.67)
	<i>work2</i>				-0.2958 (-1.52)	-0.2728 (-1.40)	-0.2730 (-1.40)
	<i>relation</i>				0.0637** (2.23)	0.0512* (1.78)	0.0513* (1.78)
其他变量	<i>leisure</i>				0.2017** (2.23)	0.0778** (1.93)	0.0779** (2.17)
	<i>incfair</i>				0.2132*** (5.73)	0.1919*** (5.11)	0.1916*** (4.94)
	<i>confid</i>				0.1294*** (6.61)	0.1230*** (6.26)	0.1229*** (6.23)
	<i>environ</i>				0.0477** (2.19)	0.0563*** (2.58)	0.0563** (2.57)
LR 统计量		-1293.6	-1275.8	-1274.1	-1154.9	-1144.1	-1144.1
Pseudo R ²		0.0020	0.0157	0.0172	0.1078	0.1161	0.1161
观测值		621	621	621	620	620	620

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内为相应的 z 统计量值。

现有研究表明,在一个特定国家或地区的某一时期,富人比穷人的主观幸福感更高(Blanchflower and Oswald 2004)。本文的估计结果表明,无论是否考虑收入差距,绝对收入对主观幸福感的影响为正,说明随着收入的增加变得幸福的概率也随之提升。由于本文采用的是横截面数据,两者之间的这种关系正好印证了现有文献的研究结果。而在控制收入差距之后,收入差距对主观幸福感的影响效应为负,说明个体不仅关注其绝对收入的增加,同时也关心实际收入与预期收入的差距,差距越大幸福的概率越低。

从其他控制变量对主观幸福感的影响来看,首先,年龄与主观幸福感之间的 U 型关系得到印证。模型(6)的估计结果表明,年龄的拐点大约为 45.8(即 $0.0183/(2 \times 0.0002)$) 岁,在此之前人们的主观幸福感水平随着年龄的增长而减小,此后则随着年龄的增长而增大。由于我们将男性设为参照组,估计结果说明女性要比男性更幸福。从健康状况来看,正的估计系数说明健康状况更好的个体其主观幸福感水平也更高。其次,就社会特征变量而言,与已婚群体相比,未婚群体更幸福,这可能因为与未婚群体相比,已婚群体面临更多来自社会、家庭的责任和压力。同时,那些具有良好社会关系的人,对幸福的评价也更高。表 3 的估计结果还表明工作单位这一变量的估计系数大多不显著,这可能说明随着社会经济的快速发展,人们的思想观念正在逐步发生转变,进行职业选择时更加关注经济方面的因素。最后,休闲娱乐支出大于均值、对未来更乐观以及居住环境更好的群体对幸福的评价也更高,而对收入公平评价越悲观的个体,其幸福的概率也越低。

当仅用幸福对教育进行回归时,教育的估计系数并不显著,而在模型中的变量逐步增加后,教育对主观幸福感的影响也变得显著。模型(3) - (6) 的估计结果表明两者之间的关系是稳健的,且教育对主观幸福感存在一种正效应。因此,从中国的现实来看,对教育的投资尽管不能显著地改善人们的经济地位,但能促进人们主观幸福感水平的提升。由于我们以学历衡量受教育水平,表 3 的估计结果还意味着,其他人群的主观幸福感水平要显著高于学历为小学的群体,但是,值得注意的是,随着学历水平的提升,教育对主观幸福感的正效应在减弱。模型(3) - (6) 对应的教育水平估计系数大体呈现如下演变规律:在学历水平低于大专(*college1*)或本科(*college2*)时,教育对主观幸福感的影响效应逐步增强,但随后影响效应逐步减弱。从表 1 来看,不同学历群体主观幸福感均值也表现为先增后减的趋势,本科群体的平均主观幸福感水平最高(5.907)。这一结果可能表明,随着受教育水平的提高,人们在工作、收入水平和人生期望等方面也有更高的要求,如果这些要求不能得到满足,会对他们的主观幸福感水平产生负影响,因而削弱了教育对主观幸福感的积极效应。同时,这可能也说明教育与主观幸福感之间并非一种简单的线性关系。

Schultz(1982)指出,教育的价值包括生产性价值和消费性价值,生产性价值体现在作为一项投资活动,教育能提升人们的谋生能力和收入水平,为我们带来货币性收益,消费性价值指教育的非货币性回报,这种回报在当下给人带来满足,进而提升人们的主观幸福感水平。由此可见,教育对居民幸福水平的影响是通过直接和间接两种不同的途径而发生作用的,一方面不仅直接对主观幸福感产生影响,另一方面还能通过改善

个体在其他物质和非物质方面的特征而间接提升其主观幸福感水平。由于 Bukenya 等(2003) 发现受教育水平更高的人健康状况更好,而教育对收入的影响也得到众多文献的证实(Heckman ,et al. 2003; 李雪松、赫克曼 2004) ,为了进一步探讨教育对主观幸福感的作用机制,接下来笔者将具体分析教育对主观幸福感的影响效应有多少是通过这两个因素间接传导的。

五、教育对主观幸福感的传导机制分析

为了探讨教育与主观幸福感之间的具体作用机制,在表 3 模型(6) 的基础上,笔者以受教育年限衡量教育程度做了四组回归。由于个体的教育程度根据学历被分为六类,因而在通过受教育年限对教育程度进行衡量时,不同学历对应的受教育年限分别被设定为 6 年、9 年、12 年、15 年、16 年和 18 年。^① 从上文的分析来看,工作单位对主观幸福感的影响并不显著,因此估计过程中笔者没有考虑工作单位变量,具体估计结果如表 4 所示。

表 4 教育对主观幸福感的影响途径分析

解释变量		被解释变量: SWB			
		模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
核心解释变量	<i>educ</i>	0. 0313* (1. 75)	0. 0146* (1. 69)	0. 0286* (1. 67)	0. 0138** (2. 11)
	<i>income</i>		0. 2573*** (4. 54)		0. 2227*** (4. 72)
	<i>relinc</i>	0. 0139 (1. 36)	-0. 0145* (1. 78)	-0. 0013* (- 1. 69)	-0. 0010* (- 1. 73)
个体特征	<i>female</i>	0. 0546 (0. 63)	0. 1660* (1. 85)	0. 0813* (1. 94)	0. 1981** (2. 20)
	<i>age</i>	-0. 0162 (- 0. 52)	-0. 0350 (- 1. 11)	-0. 0004 (- 0. 01)	-0. 0199 (- 0. 63)
	<i>age</i> ²	0. 0001 (0. 32)	0. 0004 (0. 94)	0. 00002 (- 0. 07)	0. 0002 (0. 58)
	<i>health</i>			0. 1606*** (6. 92)	0. 1637*** (7. 05)
社会特征	<i>maritus</i>	-0. 5870*** (- 4. 32)	-0. 6117*** (- 4. 49)	-0. 5581*** (- 4. 09)	-0. 5839*** (- 4. 28)
	<i>relation</i>	0. 1089*** (3. 96)	0. 0964*** (3. 49)	0. 0622** (2. 19)	0. 0482* (1. 69)
其他变量	<i>leisure</i>	0. 1849** (2. 09)	0. 0590 (0. 64)	0. 2253** (2. 54)	0. 0948 (1. 02)
	<i>incfair</i>	0. 2348*** (6. 19)	0. 2141*** (5. 60)	0. 2098*** (5. 49)	0. 1879*** (4. 88)
	<i>confid</i>	0. 1443*** (7. 49)	0. 1392*** (7. 21)	0. 1310*** (6. 75)	0. 1255*** (6. 45)
	<i>environ</i>	0. 0664*** (3. 10)	0. 0749*** (3. 48)	0. 0440** (2. 03)	0. 0524** (2. 41)
对数似然值		- 1181. 8	- 1171. 5	- 1157. 8	- 1146. 6
Pseudo R ²		0. 0869	0. 0949	0. 1055	0. 1141
观测值		620	620	620	620

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,括号内为相应的 z 统计量值。

从表 4 的估计结果来看,当以受教育年限衡量教育程度时,教育程度对幸福的正效应也得到证实,其他控制变量对幸福的影响效应在这种情形下也未发生变化,因此这说明当以学历衡量教育程度时本文所得到的估计结果是稳健的。同时,通过将模型(7) 与其他模型进行对比还可以发现,当模型中的变量逐步增加时,教育对主观幸福感的影响效应不断减弱,但教育对主观幸福感的影响仍显著,这一结果初步印证了 Schultz(1982) 的观点,说明教育不仅对个体幸福水平产生一种直接效应,而且还通过其他因素对其产生一种间接效应。

结合 Mo(2001) 提出的传导机制分析方法,如果收入和健康是教育对主观幸福感影响的重要传导机制,这意味着教育对主观幸福感的总影响效应(TE) 可分解为:

$$TE = \frac{\partial SWB}{\partial edu} + \frac{\partial SWB}{\partial X} \cdot \frac{\partial X}{\partial edu}$$

(3)

^①在调查过程中我们将硕士和博士归为同一类,并未对它们进行区分,因此,均按 18 年进行计算。

其中 X 表示个体收入水平或健康, $\frac{\partial SWB}{\partial edu}$ 衡量的是教育对主观幸福感的直接影响效应, 而 $\frac{\partial SWB}{\partial X} \cdot \frac{\partial X}{\partial edu}$ 则表示教育通过收入或健康对主观幸福感所传导的间接效应。

在(3)式中,对总效应的分解需要确定教育对收入和健康所产生的影响($\partial X/\partial edu$ 项衡量),因此,我们分别以个体收入水平和健康状况作为被解释变量,对受教育年限进行回归,相应的估计系数分别为0.0671和0.0199^①,具体的传导机制分析结果如表5所示。

表 5		传导机制分析结果			
传导因素	直接效应 (a)	间接效应 (b)	总效应 1 (c)	总效应 2 (d = a + b)	占比(%) (b/c)
收入(income)	0.0146	0.0173	0.0313	0.0319	55.3
健康(health)	0.0286	0.0032	0.0313	0.0318	10.2

注:总效应1(c)的值来源于表4模型(7)中教育的参数估计量,占比是指间接效应在总效应中所占百分比。

当我们考虑收入这一传导因素时,除了其自身直接影响个体幸福水平之外,教育还能通过影响收入进而影响个体幸福水平。根据(3)式,可以发现教育通过影响收入而间接对主观幸福感产生的效应为0.0173(0.2573×0.0671),这意味着教育对主观幸福感所产生的总影响中有54.23%(即 $0.0173/(0.0146 + 0.0173)$)是通过收入传导的。相应地,当考虑健康这一传导因素时,可以发现教育对主观幸福感所产生的影响中有10.06%(即 $0.0032/(0.0032 + 0.0286)$)是通过健康传导的。

注意到,在通过传导机制分析方法计算教育对主观幸福感所产生的间接影响时,我们隐含地假定个体收入水平与健康状况是不相关的。如果两者之间存在相关性,那么以(3)式为基础计算的间接效应将存在偏差。此时,对教育与主观幸福感之间作用机制的分析,必须同时考虑收入和健康两个传导渠道,具体应当按下式进行分解:

$$TE = \frac{\partial SWB}{\partial edu} + \sum \left(\frac{\partial SWB}{\partial X} \cdot \frac{\partial X}{\partial edu} \right) \tag{4}$$

其中, X 仍表示收入水平或健康。根据模型(10)的估计结果,教育对主观幸福感产生的直接效应为0.0138,而通过收入和健康所产生的间接效应为0.0182(即 $0.2227 \times 0.0671 + 0.1637 \times 0.0199$),其中0.0149由收入所传导,0.0033由健康所传导,间接效应在总效应中占比56.9%(即 $0.0182/(0.0138 + 0.0182)$),由收入传导的间接效应在总效应中占比46.6%(即 $0.0149/(0.0138 + 0.0182)$),由健康传导的间接效应则占10.3%(即 $0.0033/(0.0138 + 0.0182)$)。

六、结论及政策含义

幸福是使人心情舒畅的境遇和生活,是人们对生活满意程度的一种主观感受和心理体验。本文使用2007年武汉市城镇居民的调查数据对教育与主观幸福感的关系进行了探讨,主要结论是:(1)收入对主观幸福感有显著的正影响,而相对收入和收入不公平程度对幸福水平的影响则表现为一种负效应。(2)无论以学历还是受教育年限衡量教育水平,教育对主观幸福感均有显著的正影响,但以学历衡量受教育水平时,正效应随着学历水平的提高而减小。(3)教育不仅直接对主观幸福感产生影响,还能通过改善个体的收入水平和健康状况而间接提升其幸福水平。具体而言,当分别考虑收入和健康两个传导因素时,教育对主观幸福感的影响有54.23%是通过收入传导的,10.06%是通过健康传导的。如果同时考虑收入和健康两个传导渠道,两者所传导的间接效应在总效应中占58.1%,其中由收入传导的间接效应占44.7%,由健康传导的间接效应占10.5%。

从实证结果来看,本文的政策含义十分明显。首先,由于收入仍是决定个体幸福水平的一个重要因素,说明通过改善居民收入而提升其幸福水平是有效的,各级政府应当进一步采取有效措施提升居民收入水平,并改革现有收入分配制度,缩小社会成员之间的收入差距。其次,教育对主观幸福感的正效应说明近年来我国政府在实行九年义务教育、扩大高等院校招生规模等方面的努力和改革,对于改善人们的幸福状况是有效的。但由于高等教育招生规模的扩张使得教育的投资成本与收益并不对等,因此政府需要进一步加大对高等教育的公共投资力度,降低高等教育的私人投资成本。最后,从教育与收入之间的关系来看,经济发达国

①在对年龄、婚姻状况、与他人关系、休闲娱乐、对未来的信心以及居住环境等变量进行控制后,我们分别用收入和健康对教育进行了回归,估计结果表明教育对收入和健康的影响分别在1%和5%的水平下显著。为了节省篇幅,文中没有给出具体的结果。

家的经验表明,收入水平往往随着教育程度的提高而提高。由于当前我国劳动力市场发育不够完善,受教育程度越高并不意味着就能获得与其学历相匹配的工作和收入,因此,各级政府需进一步完善劳动力市场的结构,解除限制劳动力市场发育的制度障碍,通过提升教育的收益率水平而改善人们的幸福状况。

参考文献:

1. 陈晓宇、陈良焜、夏晨 2003 《人力资本的外部性与行业收入差异》,《北京大学教育评论》第2期。
2. 李实、丁赛 2003 《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期。
3. 李雪松、詹姆斯·赫克曼 2004 《选择偏差、比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究》,《经济研究》第4期。
4. 罗楚亮 2006 《教育、收入与主观幸福感》,《理工高教研究》第1期。
5. 国务院发展研究中心课题组 2007 《中国农村教育收益率的实证研究》,《农业技术经济》第4期。
6. 韦进 2008 《高校扩招对劳动力市场及教育收益率影响的研究》,《中国高教研究》第12期。
7. Ahluwalia, Montek S. 1976. "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts." *American Economic Review* 66(2): 128 - 135.
8. Albert, C. and M. A. Davia. 2005. "Education, Wages and Job Satisfaction." Paper Presented at the Epunet Conference, Colchester.
9. Clark, Andrew E. 2003. "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data." *Journal of Labor Economics*, 21(2): 289 - 322.
10. Blanchflower, David G. and Andrew J. Oswald. 2004. "Well-being over Time in Britain and the USA." *Journal of Economic Behavior & Organization* 88(4): 1359 - 1386.
11. Bukenya, James O., Tesfa G. Gebremedhin, and Peter V. Shaeffer. 2003. "Analysis of Quality of Life and Rural Development: Evidence from West Virginia Data." *Growth and Change* 34(2): 202 - 218.
12. Clark, A. E. and A. J. Oswald. 1996. "Satisfaction and Comparison Income." *Journal of Public Economics* 61(3): 359 - 381.
13. Easterlin, R. 1995. "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All." *Journal of Economic Behavior and Organization* 27(1): 35 - 47.
14. Ferrer-i-Carbinell, A. 2005. "Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect." *Journal of Public Economics* 89(4): 997 - 1019.
15. Ferrer-i-Carbonell, A. and P. Frijters. 2004. "How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness." *Economic Journal*, 114(4): 641 - 659.
16. Flouri, E. 2004. "Subjective Well-being in Midlife: The Role of Involvement of and Closeness to Parents in Childhood." *Journal of Happiness Studies* 5(2): 335 - 358.
17. Graham, C. and S. Pettinato. 2001. "Happiness, Markets and Democracy: Latin America in Comparative Perspective." *Journal of Happiness Studies* 2(3): 237 - 268.
18. Gyorgy, Molnar and Kapitany Zsuzsa 2010. "Unreported Income, Education and Subjective Well-being." Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences Discussing Paper 07.
19. Heckman, James J., Lance Lochner, and Petra E. Todd. 2003. "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions." IZA Discussion Papers, No. 775.
20. Knight, J. and R. Gunatilaka. 2007. "Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural Urban Migrants in China." Department of Economics, University of Oxford Discussion Paper No. 332.
21. Knight, J., L. Song, and R. Gunatilaka. 2009. "Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China." *China Economic Review* 20(4): 635 - 649.
22. Mo, P. 2001. "Corruption and Economic Growth." *Journal of Comparative Economics* 29(1): 66 - 79.
23. Oswald, A. J. 1997. "Happiness and Economic Performance." *Economic Journal*, 107(5): 1815 - 1831.
24. Schultz, T. Paul. 1982. "Lifetime Migration within Educational Strata in Venezuela: Estimates of a Logistic Model." *Economic Development and Cultural Change* 30(3): 559 - 593.

Is Education Matters with Subjective Well-being: An Empirical Study of Urban Wuhan

Jin Jiang¹ and He Lihua²

(1: School of International Business, Sun Yat-sen University;

2: School of Economics, South-Central University for Nationalities)

Abstract: Based on the practice of high educational investment cost and low return to education in China, this paper employs the data from urban Wuhan in 2007 and discusses the relationship between education and SWB. The results indicate that when measuring education by education level, it has significantly positive impact on SWB, but the positive impact decrease with education level gradually. When measuring education by schooling years, the conclusion also confirms a positive relationship between education and SWB. Moreover, we also find that education affects SWB directly and indirectly. The channels through which education affects SWB indirectly are income and health.

Key Words: Subjective Well-being; Education; Income; Transmission Mechanism

JEL Classification: I31

(责任编辑: 陈永清)