

蒙古国教育健康收益的实证研究

[蒙古]Otgontugs Banzragch 著，袁玉芝译

[摘要] 本文基于2007—2008年蒙古国的家庭社会经济调查数据，采用probit和IV-probit回归模型，探究了蒙古国学校教育健康收益。研究发现，对于18—60岁的成年人而言，受教育年限每增加1年，不患慢性疾病的概率将显著增加0.108。对于男性而言，受教育年限每增加1年，不患慢性疾病的概率将增加0.115；对女性而言，受教育年限每增加1年，不患慢性疾病的概率将增加0.100。蒙古国的私立院校的成立导致个体接受高等教育的可能性发生变化，以接受高等教育的可能性作为受教育年限的工具变量，IV-probit估计结果发现教育对成人不患慢性疾病的概率有负向影响，但并不显著。对于17岁以下的儿童而言，母亲的受教育年限每增加1年，最近一个月没有健康问题的概率将增加0.032，且在0.05水平显著。与此相反的是父亲的受教育年限只对农村孩子的健康产生显著影响。总之，在蒙古国很少有证据表明父母的受教育年限对孩子的健康有影响。本研究为蒙古教育的非市场收益提供了新的证据。

[关键词] 教育非市场收益；健康；蒙古国

一、引言

教育不仅能够给个人带来回报，还能够给社会带来收益。教育的回报包括私人的和公共的，市场的和非市场的回报。近年来，蒙古国出现了一些较好的社会调查数据，为更好地研究收入、不平等、贫困、教育以及劳动力市场等问题提供了便利。有些学者对2003—2004年蒙古国教育的私人回报率进

[收稿日期] 2018—04—03

[作者简介] 著者：Otgontugs Banzragch，蒙古国立大学经济学系，电子邮箱地址：otgontugs@num.edu.mn；译者：袁玉芝，中国人民大学教育学院，电子邮箱地址：yuanbnu@163.com。

行了计量分析,^①但是鲜有研究关注蒙古国教育的非市场回报。因此,本研究重点关注教育的非市场收益——健康收益,拟回答以下问题:(1)蒙古国教育的健康收益是怎样的?(2)这种收益是否存在性别差异?(3)受教育程度较高的个体是否会比受教育程度低的个体更有可能养育健康的孩子?

本研究主要采用probit和IV-probit方法探究接受教育对个体健康及其子女健康的影响,填补了蒙古国教育对健康影响的研究空白。本文主要包括以下几个部分:第二部分是文献回顾,第三部分是研究框架和研究方法,第四部分是数据介绍和描述统计分析,第五部分是研究结果,第六部分是结论。

二、文献回顾

有研究指出,教育能够带来非市场的、外部的收益。教育能够通过培养技能,改善个体的健康,减少健康支出。受过教育的父母更有可能养育接受良好教育(Sandefur, McLanahan and Wojtkiewicz, 1989; Haveman and Wolfe, 1995)和健康的子女(Currie and Moretti, 2003)。教育能够降低犯罪率(Lochner and Moretti, 2004),使个体更有效地参与政治活动(Miligan, Moretti and Ogeopoulos, 2003),减少不健康的行为(Miranda and Bratti, 2006),在生育数量-质量模型中扮演着重要的角色(Hotz, Klerman and Willis, 1993)。父母的受教育程度为高中及以上的孩子成为非婚青少年父母的可能性显著更低(Sandefur and McLanahan, 1994; Haveman and Wolfe, 1994)。

经济学、公共卫生、流行病学、心理学等社会学科的相关研究证明教育与健康之间存在正相关关系,教育与各类健康指标之间的关系在许多国家被证明。教育和健康之间可以通过以下途径发生作用:(1)教育能够提高健康的生产效率(Grossman, 1972);(2)教育能够改进健康资源的配置效率(Grossman, 2006);(3)个体越健康越有可能接受更好的和更高水平的教育(Currie, 2009);(4)教育和健康都受其他因素的影响,如时间和风险偏好(Fuchs, 1982);(5)教育水平越高,收入越高,则生活环境越好(Case and

^① Patrinos、Ridao-Cano和Sakellariou(2006)采用2003年的蒙古国的生活水平测量调查数据,研究发现年龄在25—65岁的工薪阶层的男性每增加1年受教育年限,将平均带来8.5%的回报。Banzragch(2012)采用2003年的生活水平测量调查数据(LSMS)和2004年的非正式部门家庭调查数据(Informal Sector Household Survey),研究发现在21世纪初期,对蒙古国的工薪阶层而言,教育的私人回报率处于5.6%到6.5%之间,对自雇的个体而言,教育回报率超过7%,女性的教育回报要高于男性。

Deaton, 2005; Cutler, et al., 2006)。研究教育和健康之间的因果关系和作用机制能够为健康政策的制定提供依据。

教育不仅对个体健康有正向影响,还影响其子女的健康。Currie 和 Moretti(2003)认为,父母的受教育程度对其子女健康的影响至少通过 4 种途径:(1)教育程度越高的父母,收入越高,可以给子女提供更多的卫生保健;(2)女性教育程度越高越有可能嫁给收入更高的男性,进而提高整体的家庭收入水平;(3)教育可能使父母有更健康的行为,例如少吸烟,尤其是受过教育的女性更不可能在怀孕期间吸烟;(4)受教育程度高的个体很有可能更擅长收集如何避免意外怀孕的信息。

关于教育的非市场收益的因果推断研究主要面临三个问题。正如 Oreopoulos 和 Salvanes(2011)所言,第一个问题是接受教育可能与一些无法观测的变量相关,如天生的能力、家庭背景以及可能的遗传因素。第二个问题是教育程度越高的个体收入越高,而收入对生活质量存在显著的影响。第三个问题是有其他因素,如收入同时影响教育和健康。有研究者指出选择危害相对较低的职业,选择生活在污染较少的地区,掌握更多关于健康方面的知识或者掌握获得这些知识的技能,更好的营养,更少的不良行为(如吸烟)和更适当的医疗护理都可能带来好的健康。

研究者们正在试图探究更好地解决上述问题的方法,例如工具变量法和双胞胎研究。Lleras-Muney(2005)借鉴其他研究者的研究方法(如 Acemoglu and Angrist, 1999; Fonseca and Zheng, 2011)探究了教育和死亡率之间的关系,他利用美国义务教育法带来的国民受教育程度的变化证明了教育和死亡率之间存在较强的因果关系。Fonseca 和 Zheng(2011)基于 13 个 OECD 国家数据,证明了教育和健康之间的因果关系。研究发现,个体受教育程度越高,健康状况不佳的概率、糖尿病和高血压的患病率越低。有研究者基于尼加拉瓜的双胞胎数据,采用固定效应和随机效应模型,证明了教育和健康之间存在因果关系(Behrman and Wolfe, 1987)。Kenkel(1991)发现受教育程度越高的个体吸烟的概率越低,并且在吸烟的个体中,受教育程度高的个体每天吸烟量更少。Miranda 和 Bratti(2006)采用内生性转换计数模型探究了高等教育与吸烟行为之间的因果关系。Behrman 和 Rosenzweig(2002)基于明尼苏达州的同卵双胞胎样本,研究发现母亲的受教育程度对其子女的教育几乎没有影响,然而父亲的受教育程度对其子女的教育有显著的正向影响。为了消除一些不可观测的变量的影响,如基因,Holmlund, Lindahl 以及 Plug(2008)在

此基础上,基于被收养的孩子的样本^①,研究发现养父母的受教育程度对孩子教育影响很小,只有0.03—0.04。

三、研究设计及方法

已有研究主要利用死亡率、患病率、自我健康评价以及其他生理指标来衡量健康。本研究采用自我健康评价以及最近一个月的自我健康问题评价来测量健康。2007年的蒙古国家庭社会经济调查(HSES)询问了“你是否患有慢性疾病?”^②在整个24953个成人样本中,18.3%的个体患有慢性疾病,其余的81.7%的个体没有患慢性疾病。在21433个25岁及以上成人样本中,21.63%患有慢性疾病,78.37%没有患慢性疾病。有422个成人没有回答该问题。据此生成因变量健康状况的虚拟变量,1代表没有患慢性疾病,0代表患有慢性疾病。

有研究者指出自我健康评价可能和个体掌握的健康知识相关,而这些健康知识又受到教育的影响(Cutler and Lleras—Muney, 2006)。因此,本研究采用其他测量健康的方法,即“在最近一个月你是否存在健康问题?”。8.87%的样本存在健康问题,91.13%的样本不存在健康问题。有427个成人没有回答这个问题。据此生成因变量健康问题的虚拟变量,1代表在调查实施前的一个月没有健康问题,0代表存在健康问题。

借鉴已有研究的估计策略,本研究采用probit模型估计了成人健康和教育之间的关系:

$$\text{Probit}(\text{Healthstatus}_i) = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

β_1 代表的是个体受教育年限对健康的影响, β_2 代表的是个体的其他特征变量对健康的影响,这些变量包括年龄、性别、婚姻状况、就业状况、收入以及家庭特征变量(住址、安全用水、电、集中供暖系统、安全的污水处理系统等)。如果教育是外生的,方程(1)probit估计结果将是无偏的。教育对健康的影响可能是通过使个体获得更多健康知识产生作用,也有可能通过影响居住地选择产生作用,如选择相对安全的环境或在污染较低的地区生活。正如其他研究者所言,可能存在其他因素同时影响教育和健康,如收入。收入

① 他们假设:被收养的孩子仅仅受到家庭环境的影响,而不受父母的基因影响。因此,养父母对孩子的教育影响仅仅是通过环境起作用,而不是遗传基因(p. 11)。

② 蒙古国家庭社会经济调查,2007—2008. ILO Microdata Repository. <https://www.ilo.org/surveydata/index.php/catalog/1420>。

越高医疗保健质量越高,营养水平越好,受教育程度也越高。因此,本研究把个体的月工资收入放入模型。

已有研究主要关注的是23岁、35岁和42岁的个体(Chandola et al., 2006; Cutler and Lleras-Muney, 2006)。本研究采用的工具变量影响个体中学后阶段的教育,因此研究样本主要是18岁以上的成人。为了解决内生性问题,本研究采用工具变量法或者两阶段的probit模型。该方法要求有一个与教育相关,但与健康结果以及其他自变量不相关的变量。因此,本研究采用1992年蒙古国教育系统的一项改革作为工具变量。

在社会主义时期,蒙古国政府全面监管高等教育系统。教育经费来自国家预算,学生上学是免费的。根据5年经济发展计划预测蒙古国的人才需求,政府决定2—3年学制的学院以及5年学制的大学各专业的招生人数。这一阶段,高等教育的入学人数是有限制的,通过入学考试筛选能力强的学生。在1992年转型为市场经济体制后,蒙古国议会通过了一项新的民主宪法,规定个人能提供和接受私立教育。1991年之前,蒙古国的8所大学和31所学院都属于国有,从1991年到2008年,蒙古国的学院和大学^①的总数增加了3.95倍。在1991年蒙古国公立学院和大学的在校生总数是33300名。^②从1991年到2008年,招生人数增加了500%,或者说增加了4.9倍。^③

这个政策的变化可以被看作是外生的事件,它在一定程度上消除了接受高等教育的障碍。假设高等教育机构的这种扩张导致了高等教育的数量和质量都发生了变化。在1992—1993年,那些没有机会在公立学院或大学接受高等教育的,年龄在24岁及以上的个体,更不可能在改革后进入高等教育机构学习。因为他们已经拥有自己的事业,接受高等教育将会有更高的机会成本。与此相反,那些年龄在17—23岁的个体,如果他们没有考上公立学校,将更有可能进入新建的私立院校。

如图1所示,高等教育对1975年及之后出生的青少年的招生人数明显增加。^④这种学校教育数量和质量的变化与个体的能力、遗传基因、健康状况或者其他无法观测的特征变量无关。因此,估计这种变化对健康状况的影响将不受前面讨论过的偏误的影响。然而,这个政策并没有对所有蒙古国人产生相同的影响,能力强的高中毕业生能够接受高等教育,并不受这个政策的

① 蒙古国的首都乌兰巴托有101所私立和48所公立学院和大学。

② 1991年,有29700名学生在国内的公立学院或大学学习,有3600名蒙古国学生和其他社会主义国家的高等教育机构学习。

③ 国家统计局,年度统计报告。1985—1995,2000,2005,2010。

④ 1992年蒙古国的私立高校首次开始招生,1975年出生的个体在1992年正好17岁。

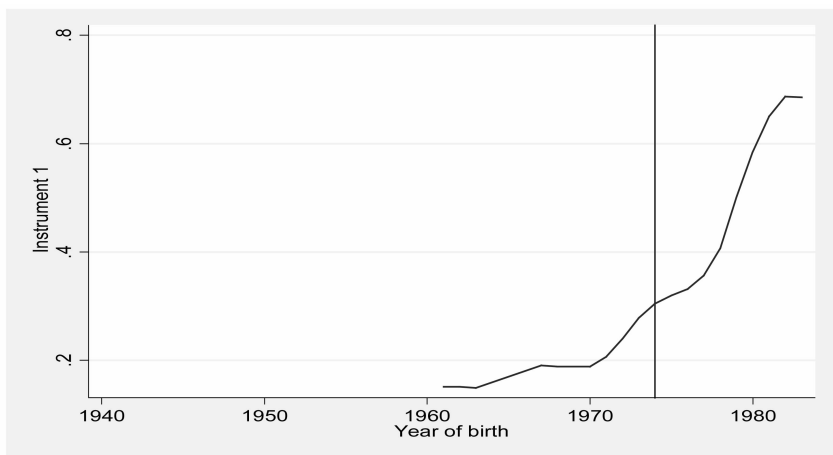


图1 不同出生年代高等教育招生人数的变化

数据来源：2008年的HSES数据

影响，而能力差的高中毕业生也不受这个政策的影响，依然不能进入高校学习。财务限制也是影响个人接受高等教育的一个重要因素。因此，只有一部分高中毕业生真正受到了这个政策的影响，这部分人是本研究关注的焦点。高等教育扩招极大地增加了个体进入高校学习的可能性（见图1），不同的群体从这个政策中的获益不同。假设贫困家庭或者农村地区的家庭更有可能从扩招政策中获益，贫困家庭面临更多信贷约束，或者由于家庭经济条件不好导致学习成绩不好。高校扩招增加了蒙古国高校毕业生的供给数量。

其他国家也有类似的研究。Duflo(2001)的研究是一个典型的例子，他采用双重差分的方法探究了学校建设如何影响教育和收入，发现印度尼西亚的学校建设增加了个体接受教育的机会，提高了国家的经济发展潜力。Currie和Moretti(2003)用高校教育的可获得性，高校对17岁的女性的开放性作为母亲受教育程度的工具变量。本研究参考Currie和Moretti的方法，基于2007—2008年的HSES数据，估算蒙古国高等教育的可获得性：个体在18—21岁时高校的数量，^①除以当年的20—24岁人口的数量。^②正如Currie和Moretti解释的那样，“这个工具变量考虑到了同时期出生人口数量对高等教

① 2004年之前，蒙古国学生的入学年龄是8岁，接受10年中等教育后，在18岁开始接受高等教育。或者在完成2—3年职业技术教育后，在21岁接受高等教育。例如，一个学生可以在21岁完成护理学院的教育后，进入医科大学继续学习。

② 国家统计局统计了5—9岁，10—14岁，15—19岁，20—24岁，25—29岁，30—34岁，35—39岁等每隔5岁年龄的人口数量。

育的可获得性的影响。”

IV-probit 模型是两阶段的 probit 模型, 第一阶段的模型如方程(2):

$$\text{Sc schooling}_i = \theta + \gamma X_i + \phi Z_i + v_i \quad (2)$$

方程 2 是学校教育和一组控制变量 X_i 和 Z_i 的估计模型。 Z_i 是不同出生队列的个体的高等教育的可获得性, 是工具变量。第二阶段的模型如方程(3):

$$\text{Probit}(\text{Healthstatus}_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{PredSc schooling}_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$\text{PredSc schooling}_i$ 是方程(2)对学校教育的估计结果, ϵ_i 和 v_i 是符合正态分布的随机误差项。在两阶段模型中都控制了出生队列, 因此, Z_i 对 Sc schooling_i 的影响是在考虑了出生队列的特殊影响的前提下估计的结果。这个工具变量是有效的, 它与个体的受教育年限正相关, 却不直接影响健康, 而是通过影响受教育年限来产生作用。采用工具变量的方法, 用最大似然法联合估计了方程(2)和方程(3), 假设 ϵ_i 和 v_i 与相关系数 ρ_i 多元正态分布, 检验 ρ_i 是否显著不为零^①。

借鉴已有研究的估计策略, 采用 probit 模型估计了父母受教育年限对子女健康的影响, 模型如下:

$$\text{Probit}(\text{Child Healthstatus}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Schooling}_i^{\text{Parental}} + \alpha_2 X_i + \alpha_3 \text{Location} * \text{Yearbirth} + \epsilon_i \quad (4)$$

α_1 是父母的受教育年限对子女的健康状况的影响, 子女的健康状况由其父母报告。 α_2 是个体的其他特征变量(如年龄、性别、同胞数量等)、父母的特征变量(如父母的年龄等)以及家庭特征变量(如住址、到最近的医疗机构和药房的距离、安全用水、电、集中供暖系统、安全的污水处理系统等)对其健康的影响。 $\text{Location} * \text{Yearbirth}$ 是住址和出生日期的交互项, ϵ_i 是随机误差项。 $\text{Location} * \text{Yearbirth}$ 控制了地理位置特征对个体健康的影响, 如医疗的质量和可获得性^②、教育服务质量、地方发展水平、污染情况等。

采用工具变量方法, 解决父母受教育年限的内生性问题。借鉴 Currie 和 Moretti 的方法, 以高等教育的可获得性作为工具变量, 估计父母受教育年限对子女健康的影响。第一阶段的模型:

$$\text{Sc schooling}_i^{\text{parental}} = \theta + \alpha X_i + \phi Z_i + v_i \quad (5)$$

方程(5)采用工具变量 Z_i 估计了父母的受教育年限。第二阶段的模型:

① 如果检验显著, 则可以拒绝教育变量是外生的零假设; 如果检验不显著, 则不能够拒绝零假设, 也就意味着 probit 估计的方程 1 是恰当的。

② 世界银行、亚洲开发银行以及国际卫生组织发布的报告都强调了提高蒙古国农村医疗服务质量的重要性。

$$\text{Probit}(\text{Child Healthstatus}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{PredSchooling}_i^{\text{Parental}} + \alpha_2 X_i + \alpha_3 \text{Location} * \text{Yearbirth} \epsilon_i + \epsilon_i \quad (6)$$

$\text{PredSchooling}_i^{\text{Parental}}$ 是方程(5)估计的父母受教育年限, ϵ_i 和 v_i 是符合正态分布的随机误差项。由于在两个阶段的模型中都控制了出生队列的影响, Z_i 对 $\text{Schooling}_i^{\text{Parental}}$ 的影响是在考虑了父母出生队列的特殊影响的前提下估计的结果。这个工具变量是有效的, 它与父母的受教育年限正相关, 却不直接影响子女的健康, 而是通过影响父母的受教育年限来产生作用。采用工具变量的方法, 用最大似然法联合估计了方程(5)和方程(6), 假设 ϵ_i 和 v_i 与相关系数 ρ_i 多元正态分布。根据城乡和年龄组分别估算了父母受教育年限对子女健康的影响, 年龄组分为 0—5 岁, 6—9 岁, 10—15 岁三组。

四、数据及描述统计

本研究采用的是 2007—2008 年蒙古国的家庭社会经济调查数据(简称 HSES)。HSES 是由蒙古国国家统计局组织实施, 来自蒙古国四个阶层和五个地区的 11172 个家庭, 47416 个个体参与了此次调查, 具有全国代表性。HSES 收集了个人层面的信息, 包括年龄、性别、婚姻状况、家庭构成、住址、教育程度、是否留级、是否辍学、健康状况、教育和健康支出、是否移民、就业状况、工资收入及其他收入, 还包括家庭各个成员的最高受教育水平信息。

该数据库包括成人和儿童两个数据库。成人数据库收集了 24953 个年龄在 18—60 岁的成人的相关信息; 儿童数据库收集了 11466 个年龄在 0—17 岁的儿童相关信息。本研究将儿童数据库与其父母的相关信息数据进行匹配(见表 1), 研究父母的受教育年限对 0—17 岁子女健康的影响。

表 1 0—17 岁儿童样本的描述统计

	性别					
	总计		男性		女性	
	频次	百分比	频次	百分比	频次	百分比
性别	11560	100	5880	50.86	5680	49.13
儿童健康状况						
健康	11213	97.78	5711	97.93	5502	97.62
其他	255	2.22	121	2.07	134	2.38
总计	11468	100	5832	100	5636	100

续表

	性别					
	总计		男性		女性	
	频次	百分比	频次	百分比	频次	百分比
是否住在一个有集中供暖的公寓里						
集中供暖	2113	18.28	1063	18.08	1050	18.49
其他	9447	81.72	4817	81.92	4630	81.51
总计	11560	100	5880	100	5680	100
是否有安全饮用水						
集中供水	1682	14.55	843	14.34	839	14.77
其他	9876	85.45	5035	85.66	4841	85.23
总计	11558	100	5878	100	5680	100
是否住在公寓大楼里						
独立公寓	1728	14.95	856	14.56	872	15.35
其他	9832	85.05	5024	85.44	4808	84.65
总计	11560	100	5880	100	5680	100
家庭住址						
乌兰巴托	2761	23.88	1417	24.10	1344	23.66
省会	2680	23.18	1352	22.99	1328	23.38
农村	6119	52.93	3111	52.91	3008	52.96
总计	11560	100	5880	100	5680	100
区域						
西部地区	2681	23.19	1347	22.91	1334	23.49
高原地区	2957	25.58	1515	25.77	1442	25.39
中部地区	2080	17.99	1080	18.37	1000	17.61
东部地区	1081	9.35	521	8.86	560	9.86
首都乌兰巴托	2761	23.88	1417	24.10	1344	23.66
总计	11560	100	5880	100	5680	100

数据来源：2008 年 HSES 数据

成人样本中有 46.4% 是男性，53.6% 是女性。73% 的成人属于已婚或者同居状态，27% 的成人处于离婚、未婚或者未同居状态。从表 3 可以看出，共有 24092 个个体提供了其受教育的情况，其中只有 3.47% 的个体没有接受过教育，8% 的个体接受过小学教育，20% 的个体接受过初中教育，38.9% 的

个体完成了中等教育或者完成了 8—9 年级教育, 11.37% 的个体接受过职业教育, 8.14% 的个体有高等教育文凭。^① 9.54% 的个体接受过大学教育(见表 2)。

从地理位置来看, 33.7% 的个体生活在首都乌兰巴托, 22.6% 的个体生活在省会。^② 17.1% 的个体生活在县中心,^③ 剩下的 24.9% 生活在乡村, 过着游牧的牧民生活。16% 的个体生活在西部地区, 22.4% 的个体生活在高原地区, 19% 的个体居住在中部地区, 8.7% 的个体居住在东部地区(见表 2)。

从就业状态来看, 在 18131 个成人中有 75.61% 处于被雇佣状态。其中, 75.61% 的男性和 72% 的女性处于被雇佣状态。从健康状况来看, 女性更容易存在健康问题, 19.65% 的男性和 23.34% 的女性患有慢性疾病。此外, 10.36% 的女性在最近一个月存在健康问题, 而男性则只有 7.14% 存在健康问题(见表 2)。

表 2 18—60 岁样本的描述统计

	教育					
	总计		男性		女性	
	频次	百分比	频次	百分比	频次	百分比
没有接受过教育	836	3.47	479	4.24	357	2.79
初等教育	1929	8.01	1054	9.32	875	6.84
中等教育	4810	19.97	2640	23.35	2170	16.97
完成中等教育	9377	38.92	4322	38.22	5055	39.54
职业教育	2739	11.37	1124	9.94	1615	12.63
高等教育专科文凭	1960	8.14	820	7.25	1140	8.92
学士	2299	9.54	809	7.15	1490	11.66
其他	142	0.59	60	0.53	82	0.64
总计	24092	100	11308	100	12784	100
健康状况						
健康	20498	82.15	9729	82.50	10769	81.83
其他	4455	17.85	2064	17.50	2391	18.17
总计	24953	100	11793	100	13160	100

① 毕业于外国或本国的特殊的职业学校、教师学校(1964 年之前, 学习 3 年)、党校(1966 年之前)、马克思列宁主义夜大、远东工人大学或者经过至少 3 年学习(1994 年后)获得文凭的成人。

② Aimag(省): 蒙古国共有 21 个省, 平均人口约在 50000—75000 人之间。

③ Soum(副省市级): 省分成县市, 平均人口约在 3000—4500 人之间。

续表

教育						
	总计		男性		女性	
	频次	百分比	频次	百分比	频次	百分比
家庭住址						
乌兰巴托	8414	33.72	3803	32.25	4611	35.04
省会	5908	23.68	2760	23.40	3148	23.92
农村	10631	42.60	5230	44.35	5401	41.04
总计	24953	100	11793	100	13160	100
是否住在一个有集中供暖的公寓里						
集中供暖	6005	24.07	7570	82.62	8385	79.62
其他	18948	75.93	1592	17.38	2146	20.38
总计	24953	100	9162	100	10531	100
是否住在有安全饮用水的住所里						
集中供水	4975	19.94	2237	18.97	2738	20.81
其他	19978	80.06	9556	81.03	10422	79.19
总计	24953	100	11793	100	13160	100
是否住在公寓大楼里						
独立公寓	5018	20.11	2258	19.15	2760	20.97
其他	19935	79.89	9535	80.85	10400	79.03
总计	24953	100	11793	100	13160	100
区域						
西部地区	4038	16.18	1982	16.81	2056	15.62
高原地区	5605	22.46	2690	22.81	2915	22.15
中部地区	4743	19.01	2251	19.09	2492	18.94
东部地区	2153	8.63	1067	9.05	1086	8.25
首都乌兰巴托	8414	33.72	3803	32.25	4611	35.04
总计	24953	100	11793	100	13160	100

数据来源：2008 年 HSES 数据

五、估计结果^①

(一)成人健康

因变量是成人的健康状况，自变量是受教育年限、性别以及年龄等。表3呈现了方程1的估计结果。

表3 分性别的18—60岁成人的教育对健康状况的影响(probit)

	全样本 (1)	边际效应 (2)	男性 (3)	男性 边际效应 (4)	女性 (5)	女性 边际效应 (6)
年龄	-0.034*** (0.0009)	-0.0078*** (0.0002)	-0.0319*** (0.0015)	-0.0071*** (0.0003)	-0.0364*** (0.0012)	-0.0084*** (0.0002)
性别	-0.063*** (0.0203)	-0.0145*** (0.0046)				
受教育年限	0.1078*** (0.0029)	0.0246*** (0.0006)	0.1145*** (0.0041)	0.0235*** (0.0009)	0.1002*** (0.0040)	0.0232*** (0.0009)
已婚	0.1321*** (0.0235)	0.0307*** (0.0055)	0.0980** (0.0390)	0.0223** (0.0090)	0.1363*** (0.0301)	0.0321*** (0.0072)
就业	0.4338*** (0.0220)	0.1059*** (0.0056)	0.5475*** (0.0330)	0.1357*** (0.0088)	0.3479*** (0.0296)	0.0841*** (0.0074)
西部地区	0.0425 (0.0334)	0.0095 (0.0074)	0.1240** (0.0487)	0.0265** (0.0099)	-0.0255 (0.0463)	-0.0059 (0.0109)
高原地区	0.1359*** (0.0309)	0.0298*** (0.0065)	0.2017*** (0.0451)	0.0425*** (0.0089)	0.0784 (0.0426)	0.0178 (0.0094)
东部地区	-0.0079 (0.0390)	0.0018 (0.0088)	0.0497 (0.0556)	-0.0108*** (0.0119)	-0.0295 (0.0549)	-0.0057 (0.0139)
乌兰巴托	0.1560*** (0.0324)	0.0347*** (0.0070)	0.1374*** (0.0477)	0.0299*** (0.0101)	0.1709*** (0.0444)	0.0386*** (0.0097)
省会	0.0256 (0.0267)	0.0058 (0.0060)	-0.0177 (0.0389)	0.0040 (0.0088)	0.0682 (0.0367)	0.0155 (0.0082)

① 使用 stata11.0 软件, Probit 和 IV-Probit 估计采用的是 stata 中的“probit”和“ivprobit”命令。

续表

	全样本 (1)	边际效应 (2)	男性 (3)	男性 边际效应 (4)	女性 (5)	女性 边际效应 (6)
集中供暖	-0.0541 (0.0423)	-0.125 (0.0099)	-0.1125 (0.0623)	-0.0260 (0.0148)	-0.0020 (0.0578)	-0.0004 (0.0134)
集中供水	0.0824 (0.0568)	0.0183 (0.0123)	0.0990 (0.0850)	0.0214 (0.0177)	0.0658 (0.0765)	0.0149*** (0.0170)
独立公寓	-0.2428*** (0.0508)	-0.0598*** (0.0134)	-0.1975** (0.0761)	-0.0471** (0.0192)	-0.2726*** (0.0685)	-0.0685*** (0.0185)
常数项	0.9578*** (0.0523)		0.6872*** (0.0630)		1.0295*** (0.0627)	1.907***
N	24953		11793		13160	

注：括号内是标准误，样本是 18—60 岁的成人。

受教育年限对健康状况影响的平均效应是 0.108，即受教育年限每增加 1 年，不患慢性疾病的概率将增加 0.108。^① 受教育年限对健康状况影响的边际效应是 0.025，且在 0.01 水平显著。

男性比女性不患慢性疾病的概率高 0.063；已婚比离婚、丧偶以及未婚的个体不患慢性疾病的概率高 0.132；就业的比未就业的个体不患慢性疾病的概率高 0.434，且在 0.01 水平显著。控制个体的家庭特征变量，居住在首都乌兰巴托的个体比居住在非省会城市、县以及农村的个体不患慢性疾病的概率高 0.156，并且在 0.01 水平显著。居住在高原地区的个体比居住在中部地区的个体不患慢性疾病的概率高 0.135。在所有的估计系数中，男性、就业、已婚、卫生保健支出、生活在首都或省会、居住在东部地区、集中供水的估计系数最大，这意味着在控制其他变量的情况下，这些因素是影响个体健康的关键因素。

表 3 中的第 3 列到第 6 列呈现的是分性别的 probit 和边际效应估计。不同性别的个体教育对健康的影响并不相同，不论是男性还是女性，教育对健康的影响系数和边际效应都比较高，并且都在 0.01 水平显著。受教育年限每增加 1 年，男性不患慢性病的概率将增加 0.115，女性不患慢性病的概率将

^① 不患慢性疾病的预期概率是： $F(0.957 + \text{male} * (-0.063) + \text{age} * (-0.034) + \text{schooling} * (0.107))$ ，F 是标准正态的累积分布。

增加 0.100, 教育对男性健康的影响比女性更大。但这种差异是由生物、基因还是行为导致的, 并不清楚。教育对男性和女性的健康的边际效应基本一样, 且在 0.01 水平显著。就业对男性健康的正向影响大于女性。生活在乌兰巴托对男性和女性的健康都有很强的正向影响。

除了用健康状况作为因变量, 本研究还使用“在调查实施前一个月是否存在健康问题”作为因变量。受教育年限每增加 1 年, 没有健康问题的概率将增加 0.007, 但是这种影响并不显著(见表 4)。

表 4 分性别的教育对最近一个月的健康问题的影响(probit)

	全样本 (1)	边际效应 (2)	男性 (3)	男性 边际效应 (4)	女性 (5)	女性 边际效应 (6)
健康问题						
年龄	-0.0236*** (0.0011)	0.0026*** (0.0001)	0.0198*** (0.0020)	0.0019*** (0.0001)	0.0256*** (0.0015)	0.0032*** (0.0001)
性别	0.1540*** (0.0262)	0.0171*** (0.0029)				
受教育年限	0.0067 (0.0041)	-0.0007 (0.0004)	0.0066 (0.0061)	0.0006 (0.0006)	-0.0077 (0.0056)	0.009 (0.0046)
已婚	-0.0131 (0.0300)	-0.0014 (0.0033)	0.0683 (0.0533)	0.00065 (0.0049)	-0.0008 (0.0369)	-0.0001 (0.0046)
就业	-0.174*** (0.0279)	-0.0202*** (0.0033)	-0.1769*** (0.0445)	-0.0181*** (0.0048)	-0.1796*** (0.0361)	-0.0233*** (0.0048)
西部地区	-0.1027** (0.0429)	-0.0108** (0.0042)	-0.1398* (0.0651)	-0.0125** (0.0053)	-0.0750 (0.0571)	-0.0090 (0.0066)
高原地区	-0.2511*** (0.0411)	-0.0251*** (0.0036)	-0.2528*** (0.0624)	-0.0218*** (0.0047)	-0.2499*** (0.0547)	-0.0283*** (0.0055)
东部地区	0.0272 (0.0491)	0.0030 (0.0056)	-0.0334 (0.0750)	-0.0031 (0.0069)	0.0739 (0.0652)	0.0097 (0.009)
乌兰巴托	-0.0886** (0.0401)	-0.0096** (0.0042)	-0.0904 (0.0616)	-0.0085** (0.0056)	-0.0863 (0.0529)	-0.0110 (0.0064)
省会	0.0397 (0.0341)	0.0045 (0.0039)	0.0655 (0.0518)	0.0065 (0.0053)	0.0187 (0.0453)	0.0023 (0.0057)
集中供暖	-0.0349	-0.0038	-0.0120	-0.0011	-0.0526	-0.0064*

续表

	全样本 (1)	边际效应 (2)	男性 (3)	男性 边际效应 (4)	女性 (5)	女性 边际效应 (6)
	(0.0539)	(0.0058)	(0.0833)	(0.0079)	(0.0707)	(0.0085)
集中供水	-0.0224	-0.0024	0.0621	0.0062	-0.0765	-0.0092
	(0.0706)	(0.0077)	(0.1099)	(0.0113)	(0.0924)	(0.0108)
独立公寓	0.0488	0.0055	-0.0930	-0.0085	0.1403	0.0187
	(0.0632)	(0.0073)	(0.1009)	(0.0088)	(0.0814)	(0.0115)
常数项	-2.52***		-2.25***		-2.301***	
	(0.0741)		(0.0933)		(0.0869)	
N	24953		11793		13160	

注：括号内是标准误，样本是 18—60 岁的成人。

1992 年高等教育政策的改变，私立学院的成立导致高等教育的可获得性发生了变化，这种变化是外生的。因此，以高等教育的可获得性作为工具变量，研究发现教育对不患慢性疾病有负向的影响作用，为 -0.0013 (见表 5)，但并不显著。第一阶段的模型估计显示，一所私立高等教育对每 1000 名年龄在 20—24 岁之间的成人开放将导致整体受教育年限减少 1.9 年。Durbin-Wu-Hausman 内生性检验结果为 -0.686，比自由度为 14 的卡方分布的临界值 4.07 小。说明教育可能并不是内生的，工具变量法并不是一个首选的估计策略。

表 5 分性别的 18—60 岁成人的教育对健康状况的影响 (IV-probit)

	Probit (1)	边际效应 (2)	IV probit
年龄	-0.034*** (0.000)	-0.007*** (0.0002)	-0.035*** (-0.0011)
性别	-0.063*** (0.0203)	-0.014*** (0.0046)	0.0268 (-0.0509)
受教育年限	0.1078*** (0.0029)	0.0246*** (0.0006)	-0.0013 (-0.0561)
已婚	0.1321*** (0.0235)	0.0307*** (0.0055)	0.2049*** (-0.0444)
就业	0.4338*** (0.022)	0.1059*** (0.0056)	0.5794*** (-0.078)

续表

	Probit (1)	边际效应 (2)	IV probit
西部地区	0.0425 (0.0334)	0.0095 (0.0074)	0.0323 (-0.0347)
高原地区	0.1359*** (0.0309)	0.0298*** (0.0065)	0.0952** (0.038)
东部地区	-0.0079 (0.039)	0.0018 (0.0088)	-0.0361* (0.0460)
乌兰巴托	0.1560*** (0.0324)	0.0347*** (0.0070)	0.4109*** (0.1350)
省会	0.0256 (0.0267)	0.0058 (0.0060)	0.2168* (0.1019)
集中供暖	-0.0541 (0.0423)	-0.125 (0.0099)	-0.0231 (0.0461)
集中供水	0.0824 (0.0568)	0.0183 (0.0123)	0.1570** (0.0697)
独立公寓	-0.242*** (0.0508)	-0.059*** (0.0134)	-0.182*** (0.0607)
常数项	0.9578*** (0.0523)		1.574*** (0.3209)
N	24953		24953

注：括号内是标准误，样本是18—60岁的成人。

在解释工具变量估计结果的过程中存在一个问题：并不是所有人的行为都受工具变量的影响。正如 Angrist 和 Krueger(1991)所言“工具变量只是通过改变解释变量的部分变异，也就是说通过改变部分人的行为产生作用”。IV-probit 估计结果表明，在使用 probit 模型估计教育对不患慢性疾病的影响时，几乎不存在遗漏能力变量的偏误问题。这可能也是因为本研究模型的遗漏变量与受教育年限并不相关。

(二)儿童健康

0—17岁的儿童有效样本为11466。这些儿童中的2.2%存在慢性疾病问题，剩下的97.78%不存在慢性疾病问题。根据模型4，控制了儿童的年龄、性别、同胞数量、父母受教育年限、父母年龄、住址、区域以及其他的家庭特征变量(如单独的公寓、集中供暖以及用水系统等)，母亲受教育年限对儿童健康的影响是-0.0094，但并不显著(见表6)。与 Currie 等人(2004)的研

究结果相似,没有证据证明父母的受教育年限对子女的健康存在明显的影响。除此之外,住址与出生日期的交互项($\text{Location}_i * \text{Yearofbirth}_i$)的系数为 0.0245,并且在 0.1 水平显著。因此,父母受教育年限对孩子健康的部分影响可能是通过住址来产生作用。

同胞数量、在城市居住、住址和出生日期的交互项对 0—17 岁儿童不患慢性疾病的概率存在显著的影响。使用固体燃料做饭将导致室内污染严重,是引起健康问题的一个主要原因,特别是对于那些年龄在 5 岁以下的儿童,容易引起急性呼吸道疾病。^①然而,集中供暖虚拟变量的系数为 0.002,且并不显著。饮用水安全是健康的根本,不健康的饮用水将带来一系列的疾病,如沙眼、霍乱、伤寒等。人类排泄物处理不当和个人卫生问题,与各种疾病有关,包括腹泻和小儿麻痹症。然而,城市安全用水对城市孩子的健康的影响系数为-0.317,全样本的分析结果显示,城市安全用水对孩子的健康不存在显著影响。父母受教育年限对农村和城市儿童健康的影响没有差别,且都不显著(见表 6)。

根据方程 5 和方程 6,采用工具变量法,分别估计了父母受教育年限对子女的健康状况的影响。父亲的受教育年限对子女健康状况的影响是负向的,但并不显著。母亲受教育年限每增加 1 年,将减少其子女不患慢性疾病的概率 0.207,并且在 0.05 水平显著(见表 6)。IV-probit 估计结果比 probit 估计结果要小,可能是因为私立学院的成立对女性的影响要大于男性,因此女性工具变量对子女的影响要大于男性工具变量的影响。这种负向影响作用在未来值得关注。

与研究教育对成人健康的影响一样,本研究也使用“调查实施前的一个月儿童是否存在健康问题”作为因变量。研究发现母亲的受教育年限每增加 1 年,子女没有健康问题的概率将提高 0.032,并且在 0.05 水平显著(见表 7)。此外,对于生活在城市的母亲而言,受教育年限每增加 1 年,其子女没有健康问题的概率将提高 0.044,在 0.05 水平显著。与此相反,父亲的受教育年限对农村孩子的健康有显著的影响,对城市孩子的健康并没有显著影响。

① 在蒙古国超过四分之三(76.5%)的家庭使用固体燃料做饭。

表6 分住址的教育对0—17岁儿童健康状况的影响 (probit 和 IV-probit)

	全样本 (1)	边际效应 (2)	城市 (3)	城市 边际效应 (4)	农村 (5)	农村 边际效应 (6)	母亲受教育年 限的工具变量	父亲受教育年 限的工具变量
年龄	0.0051 (0.0166)	0.0002 (0.0007)	0.0767 (0.0671)	0.0038 (0.0033)	0.1874*** (0.0590)	0.0075*** (0.0023)	-0.0160 (0.0190)	-0.0026 (0.0175)
性别	-0.0514 (0.0535)	-0.0023 (0.0024)	-0.1233 (0.0759)	-0.0061 (0.0037)	0.0303 (0.0767)	0.0012 (0.0030)	-0.0606 (0.0546)	-0.0523 (0.0540)
兄弟	0.1040*** (0.0239)	0.0047*** (0.0010)	0.1097*** (0.0345)	0.0054*** (0.0017)	0.1040*** (0.0339)	0.0041*** (0.0013)	0.0530 (0.0314)	-0.0733** (0.0300)
父亲受教育年限	0.0052 (0.0107)	0.0002 (0.0004)	0.0158 (0.0161)	0.0007 (0.0008)	0.0019 (0.0145)	0.0001 (0.0005)	-0.1246 (0.0713)	
母亲受教育年限	-0.0094 (0.0125)	-0.0004 (0.0005)	-0.0183 (0.0200)	-0.0009 (0.001)	-0.0072 (0.0164)	-0.0002 (0.0006)	-0.2068** (0.0787)	
父亲年龄	-0.0078 (0.0081)	-0.0003 (0.0003)	-0.0236* (0.0105)	-0.0011** (0.0005)	0.0117 (0.0126)	0.0004 (0.0005)	-0.0229 (0.0101)	-0.0099 (0.0083)
母亲年龄	-0.0044 (0.0090)	0.0002 (0.0004)	0.0032 (0.0120)	0.0001 (0.0006)	-0.0149 (0.0136)	-0.0005 (0.0005)	0.0118 (0.0112)	-0.0009 (0.0093)
独立公寓	0.1617 (0.0880)	0.0067* (0.0033)	0.0140 (0.1177)	0.0006 (0.0057)	0.0214 (0.1182)	0.0008 (0.0046)	-0.1005 (0.1399)	-0.1205 (0.1426)
集中供暖	0.0020 (0.0781)	0.00009 (0.0035)	-0.0347 (0.1052)	-0.0017 (0.0054)	-0.1787 (0.1049)	-0.0076 (0.0047)	0.0923 (0.1215)	0.0224 (0.1166)

续表

	全样本 (1)	边际效应 (2)	城市 (3)	城市 边际效应 (4)	农村 (5)	农村 边际效应 (6)	母亲受教育年 限的工具变量	父亲受教育年 限的工具变量
集中供水	-0.1234 (0.0957)	-0.0062 (0.0053)	-0.3167** (0.1326)	-0.0209 (0.0112)	-0.2016 (0.1280)	-0.0095 (0.0070)	0.4036** (0.1697)	0.3374* (0.1656)
西部地区	49.2514** (20.9314)	1.0000 (0.0000)					0.1664 (0.0895)	0.1959* (0.0907)
高原地区	48.9609** (20.9313)	1.0000 (0.0000)					-0.0789 (0.0858)	-0.0212 (0.0801)
东部地区	0.0166 (0.1155)	0.0007 (0.0051)	-0.0675 (0.1392)	-0.0034 (0.0072)	0.1807 (0.2127)	0.0061 (0.0060)	0.2134* (0.1036)	-0.2008 (0.1064)
乌兰巴托	0.2501** (0.1563)	0.0094 (0.0049)	0.3445 (0.2014)	0.0147* (0.0047)	-0.0631 (0.2667)	-0.0026 (0.0120)	18.23 (24.67)	36.19 (22.68)
省会	-0.215*** (0.1304)	-0.0114* (0.0080)	-0.1644 (0.1781)	-0.0088 (0.0104)	-0.2399 (0.1962)	-0.0121 (0.0122)	17.90 (24.67)	35.80 (22.69)
住址*出生日期	0.0245** (0.0104)	0.0011 (0.0004)	0.0980 (0.0669)	-0.0048 (0.0033)	0.1171*** (0.0294)	0.0046*** (0.0011)	0.0089 (0.0123)	0.0179 (0.0113)
常数项	-95.871** (42.0483)		-193.6361 (134.4504)		-467.6*** (118.2205)		31.14 (50.02)	-68.20 (45.85)
N	11466		5415		6051		11466	11466

表7 分住址的教育对0—17岁儿童最近一个月健康问题的影响(probit和IV-probit)

	全样本 (1)	边际效应 (2)	城市 (3)	城市 边际效应 (4)	农村 (5)	农村 边际效应 (6)
健康问题						
年龄	-0.0244 (0.0137)	-0.0015 (0.0008)	-0.241*** (0.0595)	-0.017*** (0.0041)	-0.1524** (0.0544)	-0.0078** (0.0027)
性别	-0.1276** (0.0473)	-0.0079** (0.0029)	-0.0897 (0.0657)	-0.0063 (0.0046)	-0.1704** (0.0694)	-0.0087** (0.0035)
兄弟	-0.0531** (0.0218)	-0.0033** (0.0013)	-0.0760** (0.0321)	-0.0054** (0.0022)	-0.0374 (0.0306)	-0.0019* (0.0015)
父亲受教育年限	0.0029 (0.0094)	0.0001 (0.0005)	-0.0258 (0.0134)	-0.0018 (0.0009)	0.0236** (0.0130)	0.0012 (0.0006)
母亲受教育年限	0.0319** (0.0114)	0.0019 (0.0007)	0.0435** (0.0176)	0.0031 (0.0012)	0.0237 (0.0154)	0.0012 (0.0007)
父亲年龄	-0.0023 (0.0071)	-0.0001 (0.0004)	0.0109 (0.0092)	0.0007 (0.0006)	-0.0232* (0.0113)	-0.0011* (0.0005)
母亲年龄	0.0077 (0.0079)	0.0004 (0.0005)	0.0049 (0.0106)	0.0003 (0.0007)	0.0146 (0.0121)	0.0007 (0.0006)
独立公寓	0.1489 (0.1171)	0.0103 (0.0089)	0.2227 (0.1548)	0.0175 (0.0134)	-0.0232 (0.1958)	-0.0011 (0.0096)
集中供暖	-0.0971 (0.1065)	-0.0057 (0.0059)	-0.0431 (0.1350)	-0.0030 (0.0093)	-0.1387 (0.1800)	-0.0062 (0.0071)
集中供水	-0.0694 (0.1355)	-0.0041 (0.0077)	-0.1881 (0.1806)	-0.0175 (0.0056)	-0.1521 (0.2207)	0.0089 (0.0148)
西部地区	-0.656*** (0.0845)	-0.030*** (0.0028)	-0.2980** (0.1179)	-0.017*** (0.0056)	-0.742*** (0.1100)	-0.03*** (0.0036)
高原地区	-0.346*** (0.0681)	0.0186 (0.0031)	-0.1223** (0.0970)	-0.0080 (0.0059)	-0.362*** (0.0850)	-0.016*** (0.0036)
东部地区	0.0079 (0.0783)	0.0004 (0.0049)	0.2779** (0.1151)	0.0248* (0.0125)	-0.0336 (0.0984)	-0.0016 (0.0047)
乌兰巴托	-14.2911 (17.1423)	-0.9331 (0.5322)				
省会	-13.9575 (17.1415)	-0.9067 (0.6645)				

续表

	全样本 (1)	边际效应 (2)	城市 (3)	城市 边际效应 (4)	农村 (5)	农村 边际效应 (6)
住址 *						
出生日期	-0.0070 (0.0085)	-0.0004 0.0005	-0.224*** (0.0592)	-0.015*** (0.0041)	-0.0730** (0.0270)	-0.0037** (0.0013)
常数项	26.4151 (34.4129)		448.64*** (118.95)		291.83** (108.73)	
N	11466		5415		6051	

根据方程 4, 控制相同的自变量, 加入每月儿童的医疗保健支出对数, 根据年龄将儿童分为三组, 探究了不同年龄的儿童健康状况受父母教育水平的影响情况。由于许多父母并没有回答每月儿童的医疗保健支出, 所以样本量从 11466 减少到 1048。6—9 岁和 10—15 岁儿童的健康状况受母亲教育年限的影响是负向的, 0—5 岁儿童的健康状况受母亲教育年限的影响是正向的。在不区分年龄段时, 父母受教育年限对子女的健康状况的影响都不显著 (见表 8“所有儿童”列的回归结果)。分年龄段来看, 父亲受教育年限每增加 1 年, 0—5 岁的子女不患慢性疾病的概率将减少 0.018, 并且在 0.01 水平显著 (见表 8)。

尽管表 8 显示母亲的受教育年限对子女的健康状况的影响不显著, 但是与父亲受教育年限的作用相比, 母亲受教育年限对其 5 岁以下子女的健康有较强的正向影响。Glewwe(1999)的研究得出了类似的结论: 母亲受教育年限对子女的身高有显著的正向影响, 而父亲的受教育年限虽然也有正向的影响但并不显著。

表 8 分年龄组父母受教育年限对其子女健康状况的影响

	所有儿童	0—5 岁儿童	6—9 岁儿童	10—15 岁儿童
母亲受教育年限	0.000 (0.029)	0.107 (0.058)	-0.038 (0.049)	-0.038 (0.049)
父亲受教育年限	0.006 (0.029)	-0.018*** (0.005)	0.038 (0.038)	0.038 (0.038)
N	1048	383	310	310

注: 因变量是儿童不患慢性疾病的概率。括号内是标准误, 自变量包括性别、年龄、每个月儿童医疗总支出、同胞数量、父母年龄、父母月工资收入对数、基于中部地区生成的西部、高原和东部地区的虚拟变量、基于生活在县中心和乡村生成的生活在首都乌

兰巴托和生活在省会的虚拟变量、生活在单独的公寓的虚拟变量、生活在有集中供暖和安全用水的寓所的虚拟变量、住址和儿童出生日期的交互项、每月儿童的医疗保健总支出的对数。

研究证明随着孩子年龄的增加,母亲受教育年限对子女不患慢性疾病的概率的影响逐渐减弱。这意味着父母特征,如教育,与子女的健康之间几乎不存在因果关系。Currie 等人(2004), Doyle、Harmon 以及 Walker(2005)的研究证明了这一点。对此有几种解释,其中一种解释是没有控制儿童出生时的体重和当时父母的年龄等遗传基因变量。考虑到了父母的受教育年限,但是忽略了教育的质量,没有控制 IQ、期末考试成绩、留级等学业成绩的代理变量。并且本研究使用的数据是横截面数据,不是纵向数据。另外一种解释是儿童的健康是由父母自评的结果,并不能真实反映健康的实际情况,忽略了儿童的认知和心理发育。正如 Grossman(2006)建议的那样,父母报告的儿童的健康状况并不是一个很好的指标。为了修正这种测量偏误,可以采取多种测量的方法,如体检等,后续的研究需要关注这个问题。

六、结论

本文基于 2007—2008 年的蒙古国的 HSES 数据,探究了教育的非市场收益——健康收益。主要回答:蒙古国教育的健康收益是怎样的?这种收益是否存在性别差异?受教育程度较高的个体是否会比受教育程度低的个体更有可能养育健康的孩子?研究发现对所有的成人而言,控制个体和家庭特征变量,受教育年限每增加 1 年,不患慢性疾病的概率将增加 0.108,这种影响对男性的作用大于女性。IV-probit 估计的结果是教育对不患慢性疾病有负的影响,但是并不显著。

对于年龄在 18 岁以下的儿童而言,没有证据表明父母受教育年限影响子女健康。Probit 估计的结果显示,无论是在农村还是城市,母亲受教育年限对子女不患慢性疾病的概率都有负向的影响,但这种影响并不显著。然而,IV-probit 估计结果显示,母亲受教育年限每增加 1 年,子女不患慢性疾病的概率减少 0.207,并且在 0.05 水平显著。IV-probit 估计出的结果小于 probit 估计出的结果,可能是因为私立院校的成立对女性接受高等教育的影响大于男性。与此同时,母亲受教育年限对子女不患慢性疾病的这种负向影响在未来值得关注。父亲受教育年限对子女不患慢性疾病有正向的影响,但并不显著。母亲的受教育年限每增加 1 年,子女在最近一个月没有产生健康问题的概率将增加 0.032,这种影响对都生活在城市地区的母亲和孩子作用更大。与此相反,生活在农村地区的孩子最近一个月没有出现健康问题显著受父亲

的受教育年限的影响,父亲受教育年限每增加 1 年,没有健康问题的概率将增加 0.024。0—17 岁个体的同胞数量、生活在城市地区、居住地址和出生日期的交互项,与其不患慢性疾病的概率显著正相关。这意味着,父母特征,如教育,与子女健康之间几乎不存在因果关系。这与 Currie 等(2004)和 Doyle 等(2005)的研究结果一致。

总之,根据单一的横截面数据研究证明在蒙古国教育对成人健康有正向的影响。从理论上来看,父母的受教育年限对子女的健康应该有正向的影响作用,但是本研究在控制了一些解释变量后,并没有发现父母受教育年限对子女的健康有明显的影响作用。

[参考文献]

- Acemoglu, D. and J. Angrist, 1999, "How Large Are the Social returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws", *NBER Working Paper No. 7444*.
- Angrist, J. and A. Krueger, 1991, "Does Compulsory Schooling Attendance Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106(1991):947—1014.
- Banzragch, O., 2012, "Education and the Labor Market in Central Asia: The Cases of Mongolia and Tajikistan", Lambert Academic Publishing.
- Behrman, J., and B. L. Wolfe, 1987, "Women's Schooling and Children's Health: Are the Effects Robust with Adult Sibling Control for the Women's Childhood Background?", *The Journal of Health Economics*, 6(3):239—254.
- Behrman, J. R., and M. R. Rosenzweig, 2002, "Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?", *American Economic Review*, 92(1):323—334.
- Case, A., and A. S. Deaton, 2005, "Broken Down by Work and Sex: How Our Health Declines." In *Analyses in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago University Press.
- Chandola, Y., P. Clarke, J. Morris and D. Blane, 2006, "Pathways between Education and Health: A Causal Modelling Approach", *Journal of the Royal Statistical Society Series*, 169(2):337—359.
- Currie, J. and E. Moretti, 2003, "Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings", *The Quarterly Journal of Economics*, 118(2003):1495—1532.
- Currie, J. and M. Stabile, 2004, "Child Mental Health and Human Capital Accumulation: The Case of ADHD", *NBER Working Paper No. 10435*.
- Currie, J., 2009, "Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development", *Journal of Economic Literature*, 47(1):87—122.
- Cutler, D. M., and A. Lleras—Muney, 2006, "Education and Health: Evaluating Theories and Evidence", *NBER Working Paper No. 12352*.

- Cutler, D., A. Deaton and A. Lleras—Muney, 2006, “The Determinants of Mortality”, *Journal of Economic Perspectives*, 20(3):97—120.
- Doyle, O., C. Harmon and I. Walker, 2005, “The Impact of Parental Income and Education on the Health of Their Children”, *IZA DP No.* 1832.
- Duflo, E., 2001, “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 91(4):795—813.
- Fonseca, R. and Y. Zheng, 2011, “The Effects of Education on Health: Gross—Country Evidence”, *Rand Working Paper WR—864*.
- Fuchs, V. R., 1982, “Introduction.” In V. R. Fuchs (eds.), *Economic Aspects of Health*, Chicago: University of Chicago Press.
- Glewwe, P., 1999, “Why Does Mother’s Schooling Raise Child Health in Developing Countries? Evidence from Morocco”, *Journal of Human Resources*, 34(1):124—159.
- Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80(2):223—255.
- Grossman, M., 2006, “Education and Nonmarket Outcomes”. In E. Hanushek and F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1, Chapter 10.
- Haveman, R. and B. Wolfe, 1994, *Succeeding Generations: On the Effects of Investments in Children*, New York: Russell Sage Foundation.
- Haveman, R. and B. Wolfe, 1995, “The Determinants of Children’s Attainment: A Review of Methods and Findings”, *Journal of Economic Literature*, 33(4):1829—1878.
- Holmlund, H., M. Lindahl and E. Plug, 2008, “The Causal Effect of Parents’ Schooling on Children’s Schooling: A Comparison of Estimation Methods”, *IZA DP No.* 3630.
- Hotz, V. J., J. A. Klerman and R. Willis, 1993, “The Economics of Fertility in Developed Economies”. In *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1, Part A, pp 275—347.
- Kenkel, D. S., 1991, “Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling”, *Journal of Political Economy*, 99(2):287—305.
- Lleras—Muney, A., 2005, “The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States”, *The Review of Economic Studies*, 72(1):189—221.
- Lochner, L. and E. Moretti, 2004, “The Effects of Education on Crime: Evidence from Prison Inmates, Arrests, and Self—Reports”, *American Economic Review*, 94(1):155—189.
- Miligan, K., E. Moretti and P. Oreopoulos, 2003, “Does Education Improve Citizenship? Evidence from the U. S and the U. K”, *NBER Working Paper. No.* 9584.
- Miranda, A. and M. Bratti, 2006, “Non—Pecuniary Returns to Higher Education: The Effects on Smoking Intensity in the UK”, *IZA DP No.* 2090.
- Mongolia— Household Socio-Economic Survey, 2007—2008. ILO Microdata Repository. <https://www.ilo.org/surveydata/index.php/catalog/1420>.
- Oreopoulos, P. and K. G. Salvanes, 2011, “Priceless: The Nonpecuniary Benefits of

- Schooling”, *Journal of Economic Perspectives*, 25(1):159—84.
- Patrinos H. , C. Ridao-Cano and C. Chris Sakellariou, 2006, “Estimating the Returns to Education: Accounting for Heterogeneity in Ability”, *World Bank Policy Research Working Paper*. No. 4040.
- Sandefur, G. D. and S. McLanahan, 1994, *Growing Up with a Single Parent: What Hurts, What Helps*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Sandefur, G. D. , S. McLanahan and R. A. Wojtkiewicz, 1989, “Race and Ethnicity, Family Structure, and High School Graduation”, *Wisconsin—Madison, Center for Demography and Ecology Working Paper*. No. 89—27.

Estimating Health Benefits of Schooling in Mongolia

Author: Otgontugs Banzragch¹; Translator: YUAN Yu-zhi²

(1. Department of Economics, National University of Mongolia;

2. School of Education, Renmin University of China)

Abstract: In this paper, using data from the Household Socio-Economic Survey of Mongolia of 2007—2008 and employing probit and IV-probit regressions we have investigated the possible impacts of schooling on health outcomes in Mongolia. We found that for all adults 18—60 years old, an additional year increase in schooling increases the predicted probability of not having chronic illness by 0.107 points and the coefficient is statistically significant. For males, an additional year of schooling increases the predicted probability of not having chronic illness by 0.114, for females by 0.100. Although it is statistically insignificant, the IV probit estimate that used the openings of non-selective private colleges in Mongolia as instrument for years of schooling generates negative effects of schooling on the probability of not having chronic illness.

For children under 17 years old, an additional year increase in mother’s schooling raises the predicted probability of not having health complain for her child by 0.031 and it is statistically significant at 5 percent level. In contrast, fathers’ schooling has no impact. For overall, we found little evidence of parental education impacts on their children’s health outcomes in Mongolia. Our results add to the literature on non-market outcomes of education.

Key words: non-market outcomes of schooling; parental education; Mongolia

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)