

# 家庭因素对中国儿童健康的影响分析<sup>\*</sup>

王 芳 周 兴

**【内容摘要】**利用中国健康与营养调查(CHNS) 2009 年度数据,运用 OLS 及分位数回归计量方法,对 1291 名 18 周岁以下儿童的健康状况(HAZ) 进行理论分析与实证研究后发现,在剔除了生理遗传因素的影响后,家庭所在的地理位置、家庭长期福利水平、父亲受教育水平、父母的职业类别以及儿童的年龄都与儿童的健康有显著的相关关系。同时,孩子的性别及家庭中孩子的性别组成显著影响我国儿童的健康。具体而言,男孩的健康状况优于女孩,双子女的家庭规模最利于儿童的健康,且与家庭中只有同一性别的孩子相比,孩子性别比例更为均衡的家庭更利于儿童健康。

**【关键词】**儿童健康; 年龄别身高; 人口质量

**【作者简介】**王芳,南开大学经济学院助理研究员;周兴,南开大学经济学院讲师。天津:300071

## Family – related Factors Affecting Child Health in China

Wang Fang Zhou Xing

**Abstract:** Drawing upon data from China Health and Nutrition Survey (CHNS) 2009, this paper analyzes health status and its determinants of 1291 children under age 18 using OLS/quartile regression. Results show that child's sex and the proportion of male children in the family significantly associated with child health. After controlling for physiological and genetic factors, geographic location of the family, the family's long – term welfare level, father's education level, types of occupations of the parents and age of children are significantly affecting child health.

**Keywords:** Child Health, HAZ, Population Quality

**Authors:** Wang Fang is Post – doctoral Fellow, and Zhou Xing is Lecturer, Economics School of Nankai University. Email: wf\_hily@163.com

\* 本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJC790174)及中国博士后科学基金(20110490771)的资助。

## 1 引言

儿童是人生的起始阶段,儿童的健康直接影响到今后的劳动力素质乃至整体人口质量。诺贝尔奖金获得者 Robert W. Fogel 通过对工业革命时期的英格兰、威尔士、北欧经济增长因素进行分析,发现这些国家在此期间的经济增长有一半以上归因于其国民体格的发育(包括身高和体重的增长),他认为体格发育的增长使脑发育良好、健康状况改善以及寿命延长,从而提高了长远的劳动税率,为经济的增长创造了条件(Fogel, 1994)。此后的学者们从儿童时期的健康与营养状况对经济发展的影响等角度进行的大量实证研究与分析进一步证实了福格尔的论点(Thomas 2002; Palloni 2009)。因此,对儿童的健康进行分析研究,找出影响其提高或下降的综合因素,不仅可以提高整体人口的素质,更能提高社会经济实力。

改革开放以来,我国儿童的健康状况有了大幅度提高。据统计,我国婴儿死亡率 1991 年为 50.2‰、2000 年为 32.2‰、2008 年为 14.9‰(中国卫生统计年鉴 2009)。2008 年的婴儿死亡率比 1991 年下降了 35.3 个百分点。1992 年第 3 次全国营养调查显示,各年龄组的儿童身高、体重较 1982 年明显改善,以 6 岁组为例,身高增加 4~4.6CM,体重增加 1.2~2.4KG。此后,对 400 多万测试数据统计结果分析表明,1955~1979 年,北京、上海、广州等 11 个城市的 7~18 岁各年龄组的男女学生,在 24 年间男生增高 5.6CM,女生增高 5.1CM(杨勤 2005);2005 年对北京、哈尔滨、西安、上海、南京、武汉、福州、广州、昆明九市及其郊区农村 7 岁以下儿童体格发育的调查显示,九市儿童的体重、身高和坐高值与 1995 年相比有明显的增长,并且随年龄增加,增幅逐渐增大,九市儿童的平均生长水平已达到 2006 年世界卫生组织颁布的儿童生长标准(李辉等 2007)。

社会经济的快速发展,为广大群众提供了医疗卫生保障和公共教育方面的支持,显著提高了总人口的受教育程度、健康状况和收入水平,这些都显而易见对儿童的素质提高有很大帮助。但是任何宏观政策的引导和帮助,都要通过家庭的微观决策产生影响并取得成效,因此,在努力营造更加利于人口质量提高的宏观环境的同时,也需要关注家庭因素对儿童健康的影响。我国学者对此做了丰富的研究:如张学杰在对经济收入与健康存量的相关关系进行数量分析之后,提出影响健康存量的因素主要包括经济收入、贫困线收入、性别、教育水平、体能特征、种族特征、年龄、医疗保险类型等八个方面(张学杰 2001);韩世红、李树茁利用第四次人口普查 1% 抽样数据分析了个人和家庭因素与儿童生存风险性别差异的关系,并应用生存分析方法对 1990 年 1 月出生队列的早期婴儿生存风险进行了跟踪研究,结果表明中国女孩生存风险高于男孩,这种现象几乎在所有特征的母亲与家庭中普遍存在,而歧视对象具有高度的选择性(韩世红等 1999);宋月萍等使用中国营养与健康 1991 年和 2000 年的调查数据,在中国农村计划生育政策的环境下分析了男孩偏好对儿童健康性别差异的影响及其变化趋势,通过实证比较农村总体儿童、“一孩半制”生育政策地区儿童、以及遵守“一孩半制”生育政策家庭的二胎儿童健康状况的性别差异,发现从 1991 年到 2000 年间,整体农村儿童健康的性别差异在逐渐缩小,但是在特定情况下,男孩偏好对儿童健康状况的影响依然显著(宋月萍等 2008);韩焯在其博士论文中采取分层随机抽样的方法对 1335 名儿童进行健康调查,结果显示流动儿童体格发育的落后主要体现在形态指标,即身高、体重落后及营养状况差(韩焯 2009);王曲等所作的关于健康的价值及若干决定因素一文中总结出收入(包括绝对收入、收入分配与相对收入)、医疗可及性及公共卫生支出是对健康影响最大的两个因素(王曲等 2005)。

从以往的研究可知,影响儿童健康的因素非常复杂,既包括政策实施、社会经济环境、自然环境、医疗设施等公共投入因素,也包括家庭经济条件、卫生环境、父母遗传以及日常监护人素质等家庭因素。目前关于客观因素对儿童健康的分析较多,譬如家庭福利水平如何影响儿童的健康、儿童健康与儿童教育的不公平现象等;而在抚养者(父母)的主观因素对儿童素质的影响研究中,性别偏好无疑是

其中最引人关注的问题,严重的男孩偏好不仅会造成严重失衡的出生性别比、恶化女孩生存环境,同时也带来婚姻挤压等社会问题;政策因素的影响突出显现在公共医疗卫生条件对儿童健康、计划生育政策对家庭规模的影响等方面。

但值得关注的是,由于我国广泛实施的计划生育政策,使得大部分的夫妇仅能生育 1~2 个孩子,在家庭规模极小化后,相关研究如何回答“同一家庭中父母对不同性别的儿童进行的投资是否存在差异”、“家庭中孩子性别组成是否会影响儿童的健康”等问题。且孩子数量与质量替代理论证明家庭规模与孩子质量是负相关关系,但目前关于独生子女的相关研究中并没有显示单一子女家庭的儿童素质明显高于非单一子女家庭的儿童,这一现象又如何解释?笔者拟据已掌握的数据进行理论与实证的分析,尝试对上述问题做出回答。

## 2 数据介绍及我国儿童健康现状描述

按照世界卫生组织所下的定义,儿童健康的标准是指儿童各器官、各组织的生长发育和心理发育良好,性格开朗,情绪乐观,对环境有较强的适应能力。除死亡率和患病率等指标外,儿童营养状况是构成儿童身体健康水平的一个重要方面,以人体测量指标(身高、体重等)来衡量儿童的长期健康状况/营养状况的做法比较普遍(世界卫生组织,1995)。Thomas(1994)的文章指出,“孩子的身高与其长期营养状况、心理发展、死亡率以及成年时的工资水平都有很紧密的联系。事实上,营养学家和经济学家都认为身高是衡量孩子健康和福利的有效指标”。

在以身高来衡量儿童健康/营养方面,国际上通常使用年龄别身高 Z 评分(Height for Age Z-scores,简称 HAZ)作为衡量指标。在具体操作中,将所研究的儿童与同年龄、同性别的“参照儿童组”进行比较,通过 Z 评分方法的公式<sup>①</sup>计算得到该儿童与参照儿童身高的相对差距,即 HAZ 评分。该评分表示所研究儿童偏离同年龄、同性别标准人群身高的程度,用以反映儿童长期营养健康状况,若 Z 评分为负,表明观测的儿童长期健康状况差于参照儿童。HAZ 的正常值处于 3 与 -3 之间,当 HAZ 评分在 -2~-3 之间时,说明该得分儿童生长迟缓。本文借鉴这一做法,以美国儿童年龄别身高为参照值,使用 HAZ 评分作为儿童健康的衡量指标。

文中采用由美国北卡罗来纳大学人口研究中心(The Carolina Population Center at the University of North Carolina at Chapel Hill)和中国疾病控制与预防中心的国家营养和食品安全研究所(The National Institute of Nutrition and Food Safety at the Chinese Center for Disease Control and Prevention)合作建立的中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey,简称 CHNS)中 2009 年度的数据。该调查旨在检验健康、营养和计划生育政策的影响以及研究中国社会经济的转变如何作用于整个人口健康和营养状况。此项目调查住户 4400 余户,涉及家庭成员 19000 多人,涵盖了辽宁、黑龙江、贵州、广西、江苏、山东、湖南、湖北、河南等九个位于不同地理位置、代表不同经济发展水平省份(自治区)的城市与农村地区样本数据。该数据库在 1989 年建立,并在随后的 1991、1993、1997、2000、2004、2006 及 2009 年分别进行了跟踪调查及数据的收集,采取多级随机程序(multistage random cluster sampling)抽取考察对象,并在每次调查中尽可能保持调查样本户的稳定性。调查的内容包括住户及家庭成员的人口学背景(如家庭人口数量、年龄、教育程度、性别、民族等)、职业收入情况(如职业类别、单位性质、就业时间、工资情况、收入及开支等)、社区环境情况(社区医疗、计划生育政策、民族成分等)、医疗卫生状况(医疗可及情况、保险情况等),以及营养摄取、健康自评与实测指标、52 岁以下已婚妇女及儿童

① 公式为:  $Z_{\text{ind}} = \frac{[y/M(t)]^{L(t)} - 1}{S(t)L(t)} = \frac{y - M(t)}{\text{StDev}(t)}$ , 其中 y 为观测儿童身高值, M 为同年龄同性别参照儿童身高值, SD 为标准差。具体制订方法见 WHO 相关文件介绍

的调查等等多方面的内容。该数据库的内容对本文的研究提供了有力的数据支持。

根据研究需要,从 CHNS 的 2009 年度数据中提取 18 周岁以下调查对象数据,并从中剔除儿童身高、父母身高及教育背景、家庭收入等重要数据缺失的无效样本,经整理有效样本数共计 1291 个。其中,男孩 722 个(占样本总数的 55.93%);农村孩子 952 个(占样本总数的 73.74%);东部省份儿童 354 个(占样本总数的 27.42%)、中部省份 498 个(占样本总数 38.58%)、西部省份 439 个(占样本总数 34%);独生子女 622 个(占样本总数的 48.18%)、双子女家庭的儿童 494 个(占样本总数的 38.26%)、多子女家庭的儿童 175 个(占样本总数的 13.56%),且独生子女、双子女及多子女家庭中男孩比例分别为 58.2%、54.86%、50.86%;家庭中男孩比例为 1/2 的有 313 户(占样本总数的 24.24%),男孩比例超过 1/2 的有 524 户(占样本总数的 40.59%),比例不足 1/2 的有 454 户(占样本总数 35.17%)。

从表 1 可知,样本中儿童的 HAZ 评分大多为负,说明我国儿童的健康状况整体而言略差于美国儿童,但东部省份男孩平均高于参照儿童,且男孩的 HAZ 评分均高于同地区的女孩,西部地区的男孩和女孩均比东、中部的孩子 HAZ 评分低,相比较来看,农村女孩和西部儿童的健康状况明显较差。

表 1 样本中儿童身高 Z 评分(HAZ)分年龄均值

Table 1 HAZ Mean - Value of Children by Age

| 年龄 | 城市男孩  | 城市女孩  | 农村男孩  | 农村女孩  | 东部男孩  | 东部女孩  | 中部男孩  | 中部女孩  | 西部男孩  | 西部女孩  |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0  | -1.62 | -1.66 | -0.11 | -0.03 | 1.90  | -0.39 | -0.94 | -0.20 | -0.90 |       |
| 1  | 0.14  | -2.32 | -1.19 | -0.68 | 0.67  | 0.40  | -2.01 | -2.44 | -1.72 | -0.85 |
| 2  | -0.42 | 0.18  | 0.09  | -0.68 | 1.09  | 0.92  | -0.37 | -1.44 | -0.76 | -0.46 |
| 3  | 0.08  | 0.37  | -0.66 | -0.45 | 0.68  | -0.17 | -0.67 | -0.34 | -1.14 | -0.69 |
| 4  | -0.95 | -0.12 | 0.11  | -0.38 | 0.34  | 0.09  | 0.11  | -0.44 | -0.76 | -0.64 |
| 5  | 0.35  | -0.40 | -0.21 | -0.55 | 0.88  | 0.09  | -0.32 | -0.25 | -0.61 | -1.14 |
| 6  | -0.06 | -0.90 | -0.59 | -0.53 | 0.31  | -0.16 | -0.13 | -0.37 | -1.11 | -1.26 |
| 7  | -0.42 | -0.70 | -0.28 | -0.44 | 0.21  | -0.02 | -0.35 | 0.03  | -0.73 | -1.17 |
| 8  | 0.46  | 0.53  | -0.71 | -0.65 | 0.14  | 0.03  | -0.45 | 0.20  | -1.09 | -0.70 |
| 9  | 0.05  | 0.17  | -0.04 | -0.38 | 0.33  | 0.52  | -0.18 | -0.36 | -0.17 | -0.65 |
| 10 | 0.28  | 0.16  | -0.49 | -1.12 | 0.03  | -0.43 | -0.26 | -0.25 | -1.07 | -1.71 |
| 11 | 0.10  | -0.44 | -0.51 | -0.93 | 0.30  | 0.28  | -0.02 | -0.50 | -0.83 | -1.90 |
| 12 | 0.40  | -0.51 | -0.40 | -0.74 | 0.62  | -0.42 | -0.05 | -0.30 | -1.08 | -1.06 |
| 13 | -0.29 | -0.19 | -0.41 | -1.17 | 0.02  | -0.34 | -0.49 | 0.06  | -0.83 | -1.93 |
| 14 | -0.16 | -0.29 | -0.26 | -0.59 | 0.36  | -0.05 | -0.39 | -0.30 | -0.43 | -0.91 |
| 15 | -0.44 | -0.09 | -0.46 | -0.55 | -0.19 | -0.48 | -0.15 | -0.13 | -1.06 | -0.88 |
| 16 | -1.07 | -0.98 | -0.76 | -0.83 | -0.00 | -1.05 | -0.51 | -0.45 | -1.26 | -1.58 |
| 17 | -0.72 | -0.09 | -0.81 | 0.13  | -0.99 | 0.58  | -0.72 | -0.01 | -0.71 | -0.50 |
| 18 |       |       | -1.73 |       |       |       | -1.73 |       |       |       |
| 均值 | -0.20 | -0.33 | -0.42 | -0.63 | 0.33  | -0.08 | -0.40 | -0.36 | -0.89 | -1.12 |

样本中 50.7% 的孩子其父母学历为初中,25.45% 为小学及以下学历,17.74% 为高中,仅有 6.12% 为高中以上学历。且母亲的教育普遍差于父亲(见图 1)。但儿童的 HAZ 评分与父母的学历没有明显的相关性。

样本中父母中至少有一人是行政官员或高级专业技术人员的孩子只有 114 人(占样本总数的 8.83%),其中近八成(89 人)为独生子女;父母的单位性质为国有企事业单位或行政部门的只有 229 个(占样本总数的 17.74%),其中七成以上(176 人)为独生子女。可见,独生子女的成长环境确实优

于非独生子女,而从平均值来看(见图2)独生子女的 HAZ 评分也高于非独生子女。

图1 样本数据中父母学历概况

Figure 1 Parents' Education Level

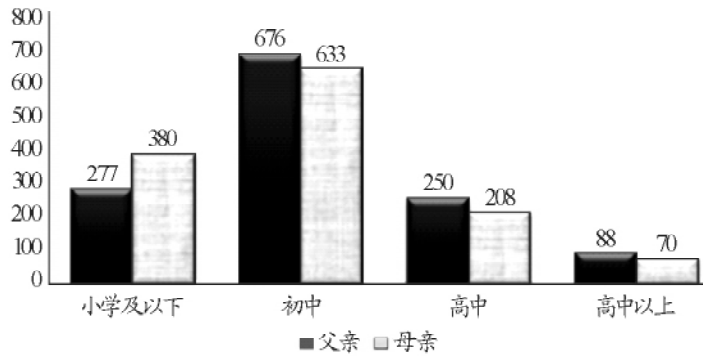


图2 不同家庭规模的儿童 HAZ 评分均值

Figure 2 HAZ Mean - Value of Children by Family Size

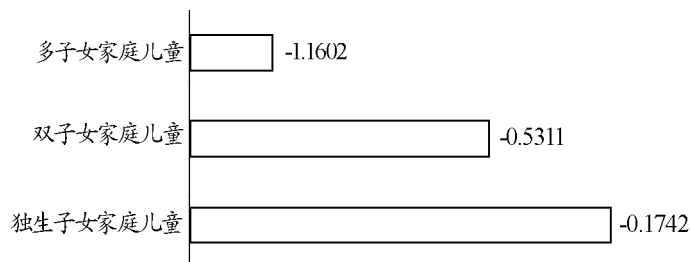


表2 不同地域家庭收入与儿童 HAZ 评分比较

Table 2 Family Income and HAZ Mean - Value of Children in different areas

|      | 家庭年收入    | 家庭人均年收入  | 儿童 HAZ 评分 |         |
|------|----------|----------|-----------|---------|
| 东部省份 | 独生子女家庭   | 55937.70 | 13368.95  | 0.1723  |
|      | 双子女家庭    | 39862.29 | 7928.98   | 0.1548  |
|      | 多子女家庭    | 49952.65 | 9850.92   | -0.3921 |
|      | 城市家庭     | 62048.96 | 14523.68  | 0.3608  |
|      | 农村家庭     | 46516.73 | 10464.06  | 0.0619  |
|      | 均值       | 50904.37 | 11610.84  | 0.1463  |
| 中部省份 | 独生子女家庭   | 37814.77 | 10038.86  | -0.2332 |
|      | 双子女家庭    | 36053.39 | 7949.41   | -0.4164 |
|      | 多子女家庭    | 36625.85 | 6655.32   | -1.0183 |
|      | 城市家庭     | 40480.05 | 10642.59  | -0.3049 |
|      | 农村家庭     | 35709.03 | 8222.37   | -0.4110 |
| 均值   | 36992.80 | 8873.60  | -0.3824   |         |
| 西部省份 | 独生子女家庭   | 25142.70 | 8220.38   | -0.6608 |
|      | 双子女家庭    | 32822.42 | 6963.48   | -1.0398 |
|      | 多子女家庭    | 24384.13 | 3878.50   | -1.3076 |
|      | 城市家庭     | 33262.62 | 7623.68   | -0.7993 |
|      | 农村家庭     | 30755.63 | 6218.53   | -1.0513 |
| 均值   | 31355.25 | 6554.61  | -0.9910   |         |
| 平均值  | 38890.40 | 8835.60  | -0.4444   |         |

从家庭福利情况来看: 样本中有电视的家庭达到 1269 个, 但有电脑的家庭仅为 331 (其中 228 个为独生子女家庭), 有空调家庭 348 个 (其中 224 个为独生子女家庭)。表 2 描述了样本中不同地域的家庭收入状况, 东部省份明显高于中、西部地区, 城市也明显高于农村, 而独生子女家庭又显著高于双子女、多子女家庭。儿童的健康 HAZ 评分也有类似的倾向。

### 3 理论分析

借鉴 Becker 和 Grossman 的模型, 本文假设父母的效用函数为:

$$U(c, n_s, n_d) = \varphi(c) + n^\alpha [\beta f(s) v(q_s) + f(1-s) v(q_d)] \quad (1)$$

在方程 (1) 中  $c$  是对商品的消费;  $n_s$  和  $n_d$  分别是儿子和女儿的数量,  $n = n_s + n_d$  是孩子的总数量;  $0 < \alpha < 1$  表示孩子数量对效用减少的程度;  $\beta$  是父母对男孩的偏好指数;  $f(s)$  是父母对孩子性别的偏好,  $s = n_s/n$  是男孩占孩子总数的比例, 且设定  $f(0) = 0$ ,  $f(1) = 1$ ;  $q_s$  是儿子的健康状况,  $q_d$  是女儿的健康状况, 方括号里的值是父母得自于孩子的效用 (得自于儿子与女儿的效用的加权平均)。 $\beta f(s)$  和  $f(1-s)$  可以看作是在父母效用函数中儿子和女儿的健康状况所占的比重。

儿童的健康可以看作是父母对孩子健康投资的函数:

$$q = Q(\omega) \quad (2)$$

$\omega$  是父母对儿童健康的投资支出。并且, 儿童健康的边际效用是递减的, 投资对儿童健康的边际效用也是递减的, 因而  $v(q)$  与  $Q(\omega)$  都是单调递减的函数。

家庭预算约束可以写作:

$$p_n n + \omega_s n_s + \omega_d n_d + c = I \quad (3)$$

式 (3) 中将商品  $c$  的价格视为 1,  $p_n$  是每个孩子的固定成本,  $\omega_s$  是对男孩健康的投资支出,  $\omega_d$  是对女孩健康的投资支出。结合上式最大化效用函数, 可得最佳消费 (投资) 一阶条件如下:

$$\varphi'(c) - \lambda = 0 \quad (4)$$

$$n^\alpha \beta f(s) v'(q_s) \partial q_s / \partial \omega_s - \lambda n_s = 0 \quad (5)$$

$$n^\alpha f(1-s) v'(q_d) \partial q_d / \partial \omega_d - \lambda n_d = 0 \quad (6)$$

假设某家庭只有一个男孩, 从式 (5) 可得  $\beta v'(q_s) \partial q_s / \partial \omega_s = \lambda$ ; 若只有一个女孩, 从式 (6) 可得  $v'(q_d) \partial q_d / \partial \omega_d = \lambda$ 。如果父母对性别有偏好, 即  $\beta \neq 1$ , 则可知孩子性别不同会使父母对其投资不同。

若该家庭有两个男孩, 则  $2^{\alpha-1} \beta v'(q_s) \partial q_s / \partial \omega_s = \lambda$ , 父母不得不减少对其他商品的消费以抚养增加的孩子, 因此  $\lambda$  随着孩子数量的增加而提高。  $\alpha < 1$ , 即  $2^{\alpha-1} < 1$ , 而  $v(q)$  与  $Q(\omega)$  都是边际递减的函数, 边际值越高意味着  $q$  越低, 因而可知  $q_s$  随着  $n_s$  的增加而下降, 即儿童的健康状况恶化。

若该家庭有一男一女两个孩子, 即  $s = 0.5$ , 则  $2^\alpha \beta f(0.5) v'(q_s) \partial q_s / \partial \omega_s = \lambda$ , 如果  $f(0.5)$  足够大, 则  $\lambda$  可能与  $q_s$  同时提高, 即该家庭的两个孩子的健康状况优于一个孩子的家庭。

理论模型分析可知, 若父母有性别偏好, 儿童的健康会因性别不同而存在差异; 儿童的健康状况一般与家庭规模呈负相关关系, 但当父母更偏好儿女双全时, 男孩比例为 0.5 时两个孩子家庭的儿童健康状况可能优于独生子女。

### 4 实证分析

回归中最常使用的是最小二乘法 (简称 OLS), 尤其是在假设误差为正态分布时, 最小二乘法具有无偏性和有效性等优良性质, 但当出现异方差、线性相关等问题时, 其稳健性通常得不到保证, 会在应用时难以得到无偏、有效的参数估计量。此外, 在分析中由于只有一条回归线, 无法了解样本中处于不同位置的数据所包含的信息。

为弥补 OLS 的这些不足, Koenker 和 Bassett 于 1978 年提出了分位数回归的方法。这种方法可以根据被解释变量的条件分位数对解释变量进行回归, 得到所有分位数下的回归模型。与最小二乘回

归方法相比,分位数回归方法能够更精确的描述解释变量对于被解释变量的变化范围和条件分布形状的影响。分位数回归方法藉由给定不同比例的  $\Phi$  分位数值( $0 < \Phi < 1$ ),可得不同的分位数函数,如此可使整个样本分布获得更完整、更全盘性的描绘,也可透过不同分位数水平下的参数估计值,分析解释变量在不同分位数水平下对于被解释变量的影响性(赖晓东等,2008)。其优点可以概括为以下几个方面(陈建宝等,2008):

- (1) 它对模型中的随机扰动项不需做任何分布的假定,这样整个回归模型就具有很强的稳健性;
- (2) 分位数回归本身没有使用一个连续函数来描述因变量的均值和方差的相互关系,因此具有较好的弹性特质;
- (3) 由于是对所有分位数进行回归,因此对于数据中出现的异常点具有耐抗性;
- (4) 与 OLS 不同的是,分位数回归对于因变量具有单调变换性;
- (5) 其估计出的参数具有在大样本理论下的渐进优良性。

鉴于分位数回归的这些优点,本文采用 OLS 回归与分位数回归相对照的计量方法,建立计量模型:

$$Y = \alpha + \beta X_1 + \theta X_2 + \gamma X_3 + \varepsilon \quad (7)$$

其中,  $Y$  为被解释变量,即儿童的 HAZ 评分;  $X_1$  为儿童自身特征,包括其性别、年龄、教育等内容;  $X_2$  为父母特征,包括父母的生理指标(身高)、受教育年限、职业类别等;  $X_3$  为家庭特征,包括家庭规模、家庭所处地理位置、家庭人均收入水平、家庭福利水平(以家中是否有电视作为衡量指标)、家庭中的男孩比例等;  $\varepsilon$  为干扰项,  $\alpha$  为常数项。

需要作出说明的是,解释变量“儿童教育”是标准化后的孩子在校学习时间。我国《义务教育法》规定“凡年满六周岁的儿童,其父母或者其他法定监护人应当送其入学接受并完成义务教育;条件不具备的地区的儿童,可以推迟到七周岁”,由于样本中 70% 以上的儿童处于农村,农村地区的公共教育投入明显比城市地区更为薄弱,很多农村儿童 7 周岁才入学,因而设 7 岁应入学 1 年为基准,标准化处理后的儿童教育可以剔除年龄与在校学习时间的相关性。

父母的职业类别为虚拟变量。父母的职业类别是家庭社会经济地位的重要指标之一,因而本文以父母中至少有一人是高级专业技术工作者(医生、律师、教授、建筑师、工程师等)或管理者、行政官员、经理(厂长、政府官员、处长、司局长、行政干部及村干部等)或军官、警官为 1,以了解对不同职业对儿童健康状况的影响。

而之所以选用家庭中是否拥有电视机来体现长期的家庭福利水平,是笔者经过数据筛选的结果。在此之前笔者曾以家中是否有自来水、是否拥有自有房屋、是否通电、是否拥有电脑、空调等作为家庭福利水平的变量,但效果均不理想,而是否有电视机能较好的体现长期的家庭福利水平。

表 3 回归显示,剔除父母身高的遗传影响后,儿童自身的教育情况、年龄、性别、家庭所处的地理位置、家庭福利水平以及家中男孩的比例均对儿童 HAZ 评分有显著影响。

对于处于较低分位处的孩子,其父亲的学历影响更大,而母亲的学历则对所有的儿童都没有显著影响,这与样本中父母的学历普遍较低有关,尤其是母亲的受教育程度更低于父亲,因而父亲的学历对儿童的健康影响更大。

父母的职业类别仅在 50 分位和 75 分位处有积极作用,而对较低分位处的儿童身高影响不大。父母的职业体现了父母拥有的社会资源、收入能力和社会地位,是该家庭的社会阶层的指标。而处于高阶层的孩子可以获得更好的教育机会、更佳的信息资源、更好的成长环境和物质质量,从而为儿童的健康成长提供了有力的保障,说明更高阶层的家庭确实利于儿童的健康。

表 3 2009 年儿童 HAZ 回归结果

Table 3 Regression Result of HAZ of Children , 2009

|            | OLS 回归        | 25 分位回归       | 50 分位回归        | 75 分位回归        |
|------------|---------------|---------------|----------------|----------------|
| 父亲身高       | 0.0485609 *** | 0.0487703 *** | 0.0545328 ***  | 0.0548571 ***  |
| 母亲身高       | 0.0269209 *** | 0.0224396 *** | 0.0319016 ***  | 0.03202 ***    |
| 父亲学历       | 0.016367      | 0.035336 **   | 0.0044372      | 0.008093       |
| 母亲学历       | -0.0081584    | -0.014246     | 0.0027959      | -0.0088629     |
| 父母职业       | 0.1419017     | 0.1183534     | 0.137615 *     | 0.0313669 *    |
| 家庭人均收入     | 0.0003655     | 0.0004039     | 0.000005       | -0.00003       |
| 家中是否有电视    | 0.5036983 *   | 0.5570654 **  | 0.3187398 *    | 0.5892585 ***  |
| 儿童教育       | 0.1141258 *** | 0.0891046 **  | 0.0966634 ***  | 0.1097564 ***  |
| 儿童年龄       | -0.0040082    | 0.0007644     | -0.0170179 *** | -0.0333934 *** |
| 是否男孩       | 0.1391052 *** | 0.0547104 *   | 0.128138 **    | 0.0593677 *    |
| 东部省份家庭     | 0.4383299 *** | 0.3601916 **  | 0.460154 ***   | 0.5541159 ***  |
| 中部省份家庭     | 0.0564241     | 0.1515982 *   | 0.0875808      | 0.1784223 **   |
| 农村家庭       | -0.1103203 *  | -0.1355475 *  | -0.1304473 **  | -0.2091515 **  |
| 独生子女家庭     | 0.6457338 *** | 0.6111077 *** | 0.4232977 *    | 0.428116 **    |
| 双子女家庭      | 0.6535561 *** | 0.4357739 *** | 0.4694412 *    | 0.5023262 ***  |
| 男孩比例为 0.33 | 0.0264049     | -0.0016255    | -0.061612      | 0.112649       |
| 男孩比例为 0.4  | 1.456052 **   | 1.287894 ***  | 1.012933 *     | 1.528186 ***   |
| 男孩比例为 0.5  | -0.0169409    | -0.084135     | -0.0873596     | -0.0847693     |
| 男孩比例为 0.67 | 0.6527848 *** | 0.6825202 *** | 0.2899503      | 0.4301422      |
| 常数项        | -14.09602     | -14.05003     | -15.26211      | -14.81836      |

说明: \*\*\* 表示系数的 t 统计量在 1% 的水平上显著, \*\* 表示系数的 t 统计量在 5% 的水平上显著, \* 表示系数的 t 统计量在 10% 的水平上显著。

就地域差别来看,东部省份的儿童健康状况明显好于中、西部省份,农村孩子则明显差于城市。这与样本数据的描述一致,东部省份及城市的经济发展水平与卫生医疗资源配置均高于其他地区,家庭收入水平更高、福利状况也更好,因而儿童 HAZ 评分也更高。

需要指出的是,回归结果中家庭人均收入并不显著,一个可能的解释是样本中七成以上是农村家庭,而农村的收入来源主要是种植、养殖业,这类行业的投入产出周期长,某一年的收入并不能代表该家庭的长期经济状况,因而该变量在回归中不具有统计显著性。而“家中是否有电视”这一变量在 OLS 回归及各分位处均显著为正,说明长期家庭福利水平对儿童的健康有显著的正面影响。

儿童教育对所有的孩子均有显著的积极影响。更多的教育可以促使儿童形成良好的生活习惯,提升卫生知识和卫生习惯,更容易养成利于健康的习惯。而年龄仅对 50 分位和 75 分位处的孩子有影响,且回归系数为负,说明对于这些儿童而言,年龄越大其与美国儿童在身高上的差距更大,这可能与种族、饮食习惯等有关。

而“是否男孩”这一变量的回归系数在 OLS 回归及各分位处均显著为正,即女孩的健康状况明显差于男孩,说明儿童的性别确实对其健康有显著的影响。产生这一影响的原因主要是父母对不同性别孩子的同等投入的素质产出给予不同的评价,从而在面临家庭资源约束时会因儿童性别的不同而采取不同的投资策略,从而造成儿童健康在性别间存在差异,即父母有“男孩偏好”或“女孩歧视”。

与多子女家庭相比较,独生子女家庭与双子女家庭更利于孩子的健康,可见家庭规模越大,对儿童健康越不利,但极小化的家庭规模却并不明显有益于儿童的健康,独生子女的身高并没有显著优于双子女家庭的儿童,尤其对于处于中、高分位处的儿童而言,处于双子女家庭更利于他们的健康。



此外,从男孩比例这一变量来看,与家庭中只有同一性别的孩子相比,男孩比例不为 0 或 1 时更利于儿童的健康,尤其是对处于较低分位处的孩子而言,家中 2/3 的孩子为男孩时对儿童的 HAZ 评分有积极的作用,而男孩比例在 0.4 时对各分位处的儿童均有益。说明能够拥有异性同胞更利于儿童的健康。

## 5 政策建议

结合本文理论与实证分析的结果,为进一步提高儿童健康状况,笔者建议从以下几个方面入手,逐步消除各种消极因素产生的不利影响,促进各积极因素发挥作用:

### (1) 改革生育政策,逐步从“一孩”过渡到“二孩”生育政策

“一孩”生育政策是为了解决当时由于人口过快增长带来的劳动力过剩、资金积累不足、人民生活水平难以提高等问题。但改革开放以来,我国在控制人口过快增长的同时实现了经济的快速发展,上个世纪 70 年代面临的问题已不再是我国经济社会发展的主要矛盾,过度控制人口增长的需求也已不再迫切。且农村地区普遍实行的“一孩半”生育政策,允许头胎女孩的农村夫妇再生育一个孩子,这在客观上助长了农村地区的男孩偏好,恶化了女孩的生存环境,扩大了儿童素质的性别差距。且性别选择性流产更是导致了我国出生人口性别比的持续大范围偏高。

国外的经验显示,持续的低生育率将导致经济低迷和社会波动,且生育水平一旦长期低于更替水平将难以回升。我国在甘肃酒泉、山西翼城、河北承德、湖北恩施等地区进行的试点经验也显示(顾宝昌等 2009),实行“二孩”生育政策并不会造成人口出生堆积,在社会经济快速发展、国民收入大幅增长的情况下,人们的生育观念已然改变,生育行为更趋理性。而放开生育政策,既能够满足人们的生育意愿,也可以缓解我国出生人口性别比持续大范围偏高的非正常现象。

### (2) 引导消除男孩偏好

引导婚姻模式由以传统的“婚嫁式”为主逐步转变为“入赘式”与“婚嫁式”并重;尝试改变“父权、父居、父系”的家庭模式,减弱男孩偏好传播与固化的传统背景;进一步引导传统养老模式的变革,普及和推广社会养老保障,进行社会养老、单位养老和家庭养老相结合的多种养老方式,减少家庭养老的负担,从而逐渐减小对“养儿防老”的心理需求。宣传和倡导多种形式的养老、婚姻、家庭模式,从文化根源上消除男孩偏好存在的基础。

### (3) 继续加大对贫困落后地区的财政投入

目前我国制定了《中国儿童发展纲要(2001-2010)》等一系列旨在促进儿童发展的国家级行动计划,对儿童的健康和教育非常重视,对贫困儿童和弱势儿童的救助力度大。建议在这些措施的有力实施基础上,加大对贫困落后地区公共基础设施的建设,特别是在公共教育设施与公共医疗卫生设施方面,以改变贫困地区在教育 and 医疗保健硬件设施方面的落后局面,保障这些地区的儿童与其他儿童一样享受平等的健康权和教育权。

## 参考文献/References:

- 1 Robert William Fogel, 1994, *Economic Growth, Population Theory, and Physiology: the Bearing of Long-term Processes on Making of Economic Policy*, *The American Economic Review*, 3: 369-395.
- 2 Duncan Thomas and Elizabeth Frankenberg. 2002. *Health, Nutrition and Prosperity: a Microeconomic Perspective*. *Bulletin of the World Health Organization*. 80(2): 106-113.
- 3 Alberto Palloni, Carolina Milesi, Robert G. White and Alyn Turner. 2009. *Early Childhood Health, Reproduction of Economic Inequalities Persistence of and mortality differentials*. *Social Science & Medicine*. 68(9): 1574-1582.
- 4 中华人民共和国卫生部. 2009 年中国卫生统计年鉴. 中国协和医科大学出版社 2009: 213  
Ministry of Health of China. 2009. *China Health Statistical Yearbook 2009*. Peking Union Medical College Press. 213

- 5 杨勤. 中国儿童的营养现状及其膳食营养指导. 中国妇幼保健 2005; 4: 406-408  
Yang Qin. 2005. Child's Nutrition Status and Dietary Guideline in China. Maternal and Child Health Care of China 4: 406-408
- 6 李辉, 朱宗涵, 张德英. 2005 年中国九市七岁以下儿童体格发育调查. 中华儿科杂志 2007; 8: 609-614  
Li Hui, Zhu Zonghan and Zhang Deying. 2007. A National Survey on Growth of Children under 7 Years of Age in Nine Cities of China 2005. Chinese Journal of Pediatrics 8: 609-614
- 7 张学杰. 经济收入与健康存量相关关系的数量模型分析. 医学与社会 2001; 1: 1-3  
Zhang XueJie. 2001. A Quantitative Model Analysis of the Correlation between Income and Stock of Health. Medicine and Society 1: 1-3
- 8 韩世红, 李树茁. 个人与家庭因素对中国儿童生存性别差异的影响研究. 人口与经济, 1999; 2: 28-34  
Han Shihong and Li Shuzhuo. 1999. Impact of Individual and Family Factors on Gender Differences in Child Survival. Population and Economics 2: 28-34
- 9 宋月萍, 谭琳. 男孩偏好与儿童健康的性别差异: 基于农村计划生育政策环境的考察. 人口研究 2008; 5: 67-74  
Song Yueping and Tan Ling. 2008. Son Preference and Sex Differentials in Child Health in the Context of Rural Family Planning Policies. Population Research 3: 67-74
- 10 韩焯. 流动儿童健康状况及其影响因素的结构方程模型研究. 华中科技大学博士学位论文 2009-05  
Han Xuan. 2009. Health of Migrant Children and Its Determinants: A Study using Structural Equation Modeling. Doctoral Dissertation, Huazhong University of Science and Technology.
- 11 王曲, 刘民权. 健康的价值及若干决定因素: 文献综述. 经济学季刊 2005 - 4: 1-52  
Wang Qu and Liu Minquan. 2005. The Value of Health and Its Determinants: A Review. China Economic Quarterly 4: 1-52
- 12 Thomas, D. 1994. Like Father, Like son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height. Journal of Human Resources 4: 950-988
- 13 赖晓东, 赖微微. 分位数回归方法在资本结构影响因素分析中的应用. 数理统计与管理 2008; 2: 227-234  
Lai Xiaodong and Lai Weiwei. 2008. The Application of Quantile Regression in Studying Determinants of Capital Structure. Mathematical Statistics and Management 2: 227-234
- 14 陈建宝, 丁军军. 分位数回归技术综述. 统计与信息论坛 2008; 3: 89-96  
Chen JianBao and Ding JunJun. 2008. A Review of Techniques on Quantile Regression. Statistics & Information Forum 3: 89-96
- 15 顾宝昌, 王丰主编. 八百万人的实践——来自二孩生育政策地区的调研报告. 社会科学文献出版社 2009: 433-462  
Gu Baochang and Wang Feng. 2009. An Experiment of Eight Million People. BeiJing, Social Sciences. 433-462

(责任编辑: 沈 铭 收稿时间: 2011 - 11)