

父母外出对留守儿童健康的影响

李强 臧文斌*

摘要 儿童的健康不仅能衡量经济发展,还密切地联系着其成年后的健康、教育和收入。利用中国健康与营养调查数据(CHNS),本文研究父母外出对我国留守儿童健康的影响。我们的结果显示仅母亲外出及父母均外出的留守儿童生病或患慢性病的概率较父母均在家的儿童分别增加2.76%和3.82%,增加幅度分别为52%和71%,而仅父亲外出对留守儿童健康的影响不显著。留守儿童这一不利处境提示我们,我国政府应积极采取措施减小父母外出给留守儿童健康带来的影响。

关键词 留守儿童, 健康, 慢性病

一、引言

近年来许多农村青壮年到城市里打工,可是由于种种原因¹他们很难将其子女带在身边,这些被托养或寄养在亲友家中的儿童我们称之为农村留守儿童。据段成荣和周福林(2005)推算,全国14岁以下儿童中留守儿童所占比例大概为8.05%,数量大概为2290.45万人。由于缺乏父母的关爱,留守儿童所受到的心理的和身体的负面影响是我国近年来所面临一个突出的社会问题。

儿童本应该和父母一起生活,因为父母对亲子的感情和照顾是其他任何人都无法代替的,这种共同生活所形成的温馨家庭氛围能使儿童健康成长。美国儿童研究专家朱迪思·维奥斯特(Judith, Viorst)认为:“童年时对孩子的忽视、缺乏关爱……和过早的与孩子分离,都会造成终身的伤痕……如果母亲在我们年纪太小、尚未有所准备、恐慌无助的时候离开我们,这样的……代价,也许过于沉重。”

* 西南财经大学经济与管理研究院。通信作者及地址:李强,成都市青羊区光华村街55号西南财经大学经济与管理研究院;电话:13666296076;E-mail: qiangliriem@gmail.com。本文受到西南财经大学“211三期工程项目”的资助。作者感谢甘犁、刘国恩、赵耀辉、陈玉宇、李涵、何勤英、雷小燕等对本文提出的富有建设性的意见。作者感谢在第九届“青年经济学者论坛”上傳十和、颜色对本文提出的中肯评论及修改意见。感谢CHNS数据管理员Jim, Terry在数据处理上的热情支持。作者感谢两名匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

¹ 留守儿童产生的主要原因是带上孩子后花费大、在城市就学难等(周福林和段成荣,2006;叶敬忠等,2005)。

然而我国农村的留守儿童就失去了父母双方或至少一方在生活上的关怀和温馨的家庭环境,这将给他们的身体健康带来种种不利的影响:第一,留守儿童的健康可能由于临时抚养人对他们的照顾、关心不足而受到影响;第二,留守儿童的个性可能更加内向以至于生病后不愿意向其临时抚养人诉说身体的不适,这样小病发展成慢性病的可能性就会增加;第三,留守儿童的营养摄入量可能不足或营养摄入不够均衡,导致他们的身体健康受到影响;第四,由于缺乏父母的保护,留守儿童更容易受到伤害。

一些新闻报道可能不能全面反映本文所列举的四种情况,但从一个侧面描述了留守儿童的生活现实。例如,一位留守儿童给在长沙打工的母亲频发“死亡短信”：“我和弟弟一年到头都见不到你跟爸爸,没人跟我们说话,不知道找谁撒娇,在学校受了委屈也不知道说给谁听……我们哭了你们不知道,笑了你们也不知道,你们总是说你们很忙很忙,只有跟你们说我们死了,才会引起你们的注意。”²

已有的一些调查结果也揭示了留守儿童所面临的健康问题。例如,江苏省东海县妇幼保健所和县疾病预防控制中心抽样调查结果显示,留守儿童低体重患病率为4.0%、生长迟缓发病率为5.1%,显著高于同地区非留守儿童(1.3%和2.2%);留守儿童6—12个月龄组的贫血患病率高于其他年龄组。这说明缺乏父母照顾对儿童的健康确实有负面影响。

然而,目前国内关于留守儿童身体健康的实证经济学研究很少。本文就留守儿童的健康(以下简称留守儿童的健康)所可能受到的影响进行探讨。具体地,运用中国健康与营养调查(CHNS)的数据,本文拟实证地分析父母不在家对农村留守儿童健康的影响。我们发现在其他情况都相同的情况下,仅母亲外出的留守儿童生病或患慢性病的概率比父母均在家的儿童增加2.76%。更为重要的是,父母均外出的留守儿童生病或患慢性疾病的概率比父母均在家的儿童增加3.82%,而仅父亲外出对儿童健康的影响不显著。我们的数据显示父母均在家的儿童生病或患慢性病的概率是5.34%,则仅母亲外出和父母均外出的儿童生病或患慢性病的概率相对于父母均在家的儿童分别增加51.69%和71.54%,因此本文从实证角度揭示了留守儿童的健康处于不利地位。

儿童的健康不仅是衡量经济发展的指标,而且儿童的健康与其长大成人后的健康、所能获得的教育水平、生产效率及收入联系十分紧密(Chen and Li, 2009)。Case *et al.* (2005)通过跟踪一群儿童从其童年到成年,发现健康状况差的儿童接受的教育更少、成年后的健康状况也较差或社会地位较低。这说明儿童健康成长对其自身发展和我国的经济发展就显得尤为重要。然而

²《潇湘晨报》,2009年7月2日。

事实上,我国二元经济结构已经造成了农村儿童受教育质量严重低于城市儿童的受教育质量,即农村儿童的人力资本与城市儿童的人力资本在受教育方面已经有一定差距,而如果农村留守儿童的健康还受到父母不在家造成的负面影响,则农村与城市间的差距可能会由于留守儿童的健康状况更差而进一步加大。这一后果无疑将会加剧城乡的收入及其他方面的差距,不利于我国城乡一体化及和谐社会的建设。

我们的贡献首先在于首次在我国从实证的角度揭示了父母不在家对农村留守儿童健康的影响。其次,我们的研究结论有利于引起社会公众关注农村留守儿童这一弱势群体。再次,本文的研究结果对我国制定缩小城乡差距的政策也有重要的借鉴意义。

在本文中,我们充分考虑了同一儿童不同年份的残差可能相关,并使用聚类估计(cluster estimation)来调整标准差。同时,我们利用面板数据的特性处理了父母外出时我们不能观察到的父母信息,以控制留守儿童父母的特征。并且,我们对本文的估计结果进行了一系列稳健性检验并发现在控制儿童以往的健康状况后,父母均外出仍然对儿童身体健康有显著的负面影响。以上这些措施,都可以使得本文的估计更加准确和可信。

文中可能存在如下不足,这些不足多源于数据的限制:第一,我们并不能观察到父母有多长时间不在家,这使我们不能区别父母不在家时间的长短对儿童身体健康所可能造成的不同程度的影响。因为按常理来看,父母不在家时间越长对儿童的健康的影响应该越大。第二,本文没有选取每月家庭为照料孩子所花费用作为控制变量,这是因为这一变量样本数量相对儿童样本数量大小。

接下来本文的组织安排如下:第二部分回顾研究儿童健康的文献,第三部分探讨本文模型的设定。第四部分介绍本文所使用的数据,并对数据进行统计描述。第五部分是本文的基本结果,并对基本结果进行稳健性检验。第六部分探讨本文回归结果的意义并总结本文。

二、文献回顾

留守儿童,指父母双方或一方流动到其他地区工作,留在户籍所在地不能和父母双方共同生活在一起的儿童(阮积嵩,2006)。周福林和段成荣(2006)明确指出,严格定义留守儿童需要确定以下三个基本的要素:(1)不在家父母的数量;(2)父母不在家的时间长短;(3)儿童的年龄。已有的文献在父母外出数量上已达成一致,通常将留守儿童定义为父母双方或一方不在家的儿童;父母多长时间不在家儿童可以被视为留守这一问题上,已有文献并没有取得一致,或较少关注;在儿童的年龄界定上也没有达成一致,如段成荣和杨舸(2008)界定17岁及以下的孩子为儿童;段成荣和周福林

(2005)将留守儿童选择为14岁及以下。根据《联合国儿童权利公约》第一条规定:“儿童系指18岁以下任何人,除非对其适用之法律规定成年年龄低于18岁”,本文将研究的儿童定义为18岁及以下。³在此基础上,本文将留守儿童分为0—6岁、6—12岁、12—18岁三个不同年龄段,以观察不同年龄段受到父母不在家对其健康的影响。综上,本文定义留守儿童为居住于农村的没有与父母住在一起的18岁及以下的儿童。⁴由于父母不与儿童住在一起有可能是因为父母离异或死亡,在本文中將不包括这部分样本。

留守儿童是我国二元经济结构的特有产物。发达国家和地区农村剩余劳动力转移,没有出现农村留守儿童现象,因此并未发现关于留守儿童健康问题的研究,已有的文献主要是关于儿童健康的研究。其中,一类文献主要研究家庭结构如单亲母亲、父母离异、继父母等对儿童健康的影响,另一类文献则集中研究哪些因素影响儿童的健康。

在研究家庭结构对儿童健康影响的文献中,主要是研究儿童心理健康及幸福感可能会受到单亲母亲、父母离异、继父母等的影响,同时附带地研究儿童的身体健康所可能受到的影响。如Dawson(1991)发现与单亲母亲或继父居住一起的儿童比与亲生父母一起居住的儿童更可能出现课程重修、情绪问题、被学校开除,或更容易生病、受伤等。他用数据分别描述单亲母亲、未婚母亲等家庭中儿童的健康、学习状况,但该文并没有控制其他影响儿童健康的因素,因此他并没有识别出家庭结构与儿童健康间的因果关系。

研究儿童健康的影响因素这一类文献中,已有的研究表明儿童的健康会受到胎内发育环境和出生后的社会经济环境的影响。Kramer(1987)总结921篇文献后指出,影响儿童胎内发育的主要因素有43种之多,其中最主要的是母亲吸烟与饮酒等因素。在发达国家,母亲吸烟是最重要的影响因素;而在发展中国家,妊娠期间的营养摄入量等是重要的影响因素。Fogel(1994)也有相似的结论,他指出过少的饮食是导致19世纪中叶欧洲疾病高发的重要原因。Currie and Cole(1993)研究“未成年儿童家庭援助计划”(Aid to Families with Dependent Children)对于婴儿出生重量的影响,她们发现母亲的身高与婴儿的重量正相关,而母亲吸烟会显著降低婴儿的重量。由于婴儿的出生重量是儿童健康的重要指标,Currie和Cole的研究表明母亲的身高和是否吸烟对婴儿的健康有重要影响。Almond *et al.* (2005)指出

³ CHNS仅访问儿童“你父(母)亲住在家里吗?”,因此受数据的限制,本文不能对父母外出多长时间不在家孩子可以视为留守儿童给出明确的定义。如果农村儿童的父亲或母亲不在家且并不是由于父母离异、死亡等原因,本文就将其定义为留守儿童。

⁴ 在CHNS中有两种方法可以判断儿童是否居住于农村。一是儿童的户口为农村户口,且其样本点是农村点($t2=2$);另一种方法是将农村点中县城居委会这些样本剔除,剩下全是农村点的样本作为儿童居住于农村的判定指标,即 $t2=2$ 和 $t4=2-4,6-8$ 。由于1991年没有调查户口的类型,本文用第二种方法判断儿童是否居住于农村。并且将农村样本中县城居委会的那部分样本归为城市样本。

Currie 和 Cole 并没有控制母亲的不可观察因素，因而其估计可能有偏差。他们用倾向评分法 (Propensity score) 研究表明先前的文献过高地估计了母亲吸烟对婴儿的影响，但他们的结果仍然显示母亲吸烟对儿童健康有很大影响。

大量的文献研究表明母亲的受教育程度是儿童健康的重要影响因素。Chen and Li (2009) 用中国被领养儿童的数据研究母亲的受教育程度对儿童健康的影响。因为被领养儿童与其领养母亲不存在基因上的联系，所以领养母亲的受教育程度对于儿童健康的影响就主要是通过母亲对领养儿童的抚养而起作用的。⁵Chen 等控制了家庭收入、是否有自来水、是否有冲水厕所等因素后发现母亲的受教育程度是影响儿童健康的重要因素，但他们没有控制医疗资源的可及性等可能影响儿童健康的因素，这可能导致他们的估计有偏误。Glewwe (1999) 的研究表明母亲的受教育程度对儿童健康的影响是通过母亲的健康知识起作用的，他指出母亲通过上学获得了识字与计算的能力，这有助于母亲获得健康知识。Currie (2009) 发现父母社会经济背景 (如母亲的受教育年限，收入，职业等) 对儿童健康具有重要影响。以上文献说明，母亲的教育对儿童的健康有正向的影响。

家庭收入也是影响儿童健康的重要因素。Grossman (1972) 把健康看做耐用资本品，一方面通过消费医疗保险或其他商品可以对健康投资，另一方面健康也在不断地折旧。家庭收入可以影响个人对于健康的投资需求及医疗保险需求，因而健康受到收入的影响。Case *et al.* (2002) 认为成年人的健康状况与收入的关系是相互影响的，健康状况好可以导致高收入，高收入也可能导致健康状况好。但是，对于儿童来说，他们本身没有收入或其收入微不足道，所以对于儿童就可以排除其收入对健康的影响。Case 等的结果显示得出家庭收入与儿童的健康正相关。然而 Murasko (2008) 指出 Case 等并没有控制儿童以往的健康状况，因此 Case 等并不能分辨出收入的影响究竟是一个累积效果还是当期效果。Murasko 加入上一期的健康状况作为控制变量，发现对年龄越大的儿童来说，家庭收入越高其健康状况越好，这说明收入与健康的正相关关系可能是一个累积的效果。然而，以上两篇文章均使用父母报告的儿童健康状况指数作为儿童健康的衡量指标，而收入高的父母可能会由于其乐观的心态而高估其孩子的健康，从而导致他们的估计有偏差。

儿童的周边环境也会影响到儿童的健康。联合国儿童基金会指出：恶劣的卫生状况、不干净的水源使得儿童最容易患腹泻，发展中国家的儿童每天有 5 000 个儿童死于腹泻。另外恶劣的卫生状况、不干净的水源使得儿童容易患沙眼、血吸虫病、寄生虫感染、几内亚龙线虫感染等。⁶Alderman *et al.*

⁵ 母亲对儿童的影响一方面通过基因，另一方面通过后天的培养，Chen 等的目的是想分离出这两种效应。他们发现母亲的教育对儿童的健康有重要影响。

⁶ http://www.unicef.org/wash/index_healtheducation.html

(2001)指出家庭厕所类型也会影响到儿童的健康。他认为好的卫生设备可以降低儿童接触到含有细菌的废物的可能性,从而改善儿童的健康状况。

医疗资源的可及性也会影响到人们的身体健康。齐良书(2006)主要研究收入不平等对健康的影响,他将人们到医院的距离作为控制变量,发现人们到医院的距离与其自评健康状况负相关。这说明获得医疗资源的成本与人们的健康呈负相关关系。

刘靖(2008)研究母亲的非农就业对儿童健康的影响。她认为母亲参加工作一方面可以增加收入从而改善儿童的健康状况,但另一方面照顾儿童的时间也会减少,因此儿童的健康就有可能受到影响。她发现母亲收入增加对儿童健康的正向影响难以抵消劳动时间增加、照看时间减少所带来的负面效果。但她没有控制医疗资源可及性可能对儿童健康造成的影响。

国内学者对留守儿童健康的研究主要集中在儿童的心理健康方面。例如,林宏(2003)发现,有55.5%的留守儿童表现为任性、冷漠、内向、孤独。龚开国(2008)对山东三个地区的农村留守儿童调查结果显示,农村留守儿童的焦虑状态要高于非留守儿童的焦虑状态。

相对来说,父母不在家对留守儿童身体健康的影响这一方面研究很少。陈在余(2009)首次从经济学角度研究留守儿童身体健康所受到的负面影响。他发现对于0—5岁的农村学龄前儿童,父母不在家对留守儿童健康并无显著影响;对于6—18岁的农村学龄儿童,母亲不在家对其健康的影响较为显著。但是,第一,该文没有控制留守儿童父母的特征;第二,该文没有控制时间趋势和固定效应;第三,该文将一名儿童在不同年份的观察值作为不同个体的观察值来回归,而实际上同一儿童在不同年份的残差有可能是相关的,这些有可能导致其估计有偏差;第四,该文在儿童健康衡量指标上,对0—5岁儿童使用年龄别身高评分、对6—18岁儿童使用身体质量指数(BMI)作为儿童身体健康的衡量指标。可是,使用这两个指标衡量儿童的健康都有不妥之处。对于成人来说,BMI标准对所有人适用,但由于儿童成长迅速,且男孩和女孩的发育速度不相同,儿童的BMI标准是按年龄和性别划分的;第五,该文将父亲不在家,母亲不在家,父母均不在家与父母均在家的儿童这个对照组作比较,但是,父亲不在家与母亲不在家这两组有重合,这会导致其比较结果不甚清晰。最后,他的回归结果也不稳健,当加入母亲不在家与家庭收入的交叉项后,母亲不在家等关键变量不再显著。

国内其他学者对留守儿童的研究主要是采取调查问卷的方式,进行简单的比较分析。例如,文育锋等(2008)调查安徽省1098名儿童的健康,结果显示留守儿童营养不良的发生率高于非留守儿童。秦树文等(2009)调查河北省320名儿童,结果显示38.4%的留守儿童得病后自己配药、买药;32.5%的留守儿童得病后忽视治疗或不去治疗。

已有的文献还没有从健康经济学的角度实证地研究父母不在家对留守儿

童身体健康的影响，或并没有试图去发现父母不在家对儿童身体健康影响的因果关系。我们用中国健康与营养调查（CHNS）的数据，估计父母不在家对留守儿童身体健康的影响及影响程度。

三、模型与估计框架

本文采用 Probit 模型研究留守儿童的健康可能受到的父母不在家的影响。我们将 Probit 模型设定如下：

$$\text{ill}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{onlynofather}_i + \beta_2 \text{onlynomother}_i + \beta_3 \text{bothno}_i + \lambda X_i + v_i, (1)$$

其中 $\text{ill}_i = 1$ 表示第 i 个儿童“过去四周中生过病或受过伤、患有慢性病或急性病”，0 则表示没有； $\text{onlynofather} = 1$ 表示仅父亲外出（但母亲在家）；同样的定义适用于仅母亲外出； $\text{bothno} = 1$ 表示父母均外出。 β_1 、 β_2 、 β_3 分别衡量仅父亲外出、仅母亲外出、父母均外出相对于父母均在家对儿童健康的影响。例如，如果 $\beta_2 > 0$ ，说明仅母亲不在家的儿童相对父母均在家的儿童生病或患慢性病的可能性增加，即仅母亲外出的留守儿童相对父母均在家的儿童健康状况较差。

X 是一系列控制变量，根据已有的文献，主要包括以下五个方面：一是儿童的特征，如儿童的性别、年龄、身高、体重、是否是独生子女；二是父母的特征，如父母的受教育程度、身高、体重、是否有医疗保险、是否吸烟、是否饮酒；三是家庭及周边环境，如家庭人均收入、家庭中的人数、厕所类型、饮水来源；四是医疗可及性，如到经常去看病的医疗机构的时间；五是固定效应控制变量，如时间和省的哑变量。 v 是随机扰动项，假设其服从标准正态分布。我们使用聚类估计（clustered estimator）方法允许同一儿童各年间的残差相关，儿童与儿童间的残差不相关。本文对留守儿童身体健康受到影响的识别来源于儿童横截面的留守状态的变化。

我们用“过去四周中，你是否生过病或受过伤，是否患有慢性病或急性病”作为衡量儿童健康的一个指标。Shao（2006）概括现有的三种衡量儿童健康的指标，一是临床指标（clinical measure）如儿童死亡率、儿童发病率、是否受伤；二是儿童对健康的自我衡量（self-rating scales for health evaluation）；三是人体测量指标（anthropometric measures），如 BMI、身高年龄比（height-for-age）。本文用“四周内是否生过病或受过伤、是否患有慢性病或急性病”（以下简称生病或患慢性病）作为衡量儿童健康的指标，原因不仅是生病或受伤，患慢性病或急性病具有较强的政策含义，而且生病等指标也比自评健康指标更加准确，从而能减少估计偏差，同时也是由于儿童的 BMI 并不和成人 BMI 一样有固定的标准，因此用儿童的 BMI 作为儿童身体健康的衡量标准并不十分合适，而高度与年龄比（ z score）所能得出的经济含义较低。

若留守儿童患病的可能性较高,则在政策上我们更应该关注留守儿童的健康。

下面具体介绍本文所使用的控制变量。儿童自身的控制变量有儿童的身高、体重、性别、年龄、是否是独生子女等。在我国实行的计划生育政策后,独生子女家庭对儿童的健康重视程度可能要比非独生子女家庭的高,因此在本文中,我们加入是否是独生子女作为控制变量。

关于父母特征的控制变量有父母的身高、体重、受教育年限、是否吸烟、是否饮酒、是否有医疗保险等。Shao(2006)认为父母的基因可能会影响到儿童的健康状况,她同时认为父母的身高及体重可以作为衡量父母基因的指标。父母的医疗保险可以衡量父母对健康的态度,而父母健康态度可能会影响到儿童的健康,因此本文将父母的医疗保险作为控制变量。教育可以提高健康生产函数的效率,本文用父母的受教育程度作为儿童健康的控制变量。但我们没有使用儿童的受教育年限,一则因为儿童受教育程度与其健康状况相关度较小,二则因为儿童的受教育年限与其年龄相关度较高。

儿童家庭特征方面的控制变量有家庭的平均收入(2006年值)及家庭成员人数。值得指出的是,使用家庭平均收入作为儿童健康控制变量使得我们能像Case *et al.* (2002)一样避免成年人的收入与健康间的双向因果关系。

本文儿童周边环境的控制变量有家庭的饮水来源、厕所类型。对于家庭饮水来源,本文将水源分为四类:一类为地下水(大于5米);将敞开井水(小于5米)、小溪、泉水、河水、湖泊,冰雪水定义合并为第二类,命名为开放性水源;将自来水厂的水定为第三类,并以此为比较基准,而其他水源归为第四类。我们将厕所分为三种类型:一类是该家庭没有厕所;第二类是该家庭有非冲水厕所,如室内马桶(无冲水)、室外非冲水公厕、开放式水泥坑、开放式土坑;第三类为冲水厕所,如室内冲水、室外冲水公厕。本文以家庭没有厕所作为比较基准,比较有非冲水厕所及冲水厕所相对于没有厕所对儿童健康造成的影响。

本文医疗可及性的控制变量主要是从儿童的家到“通常去的诊所或医院单程所花时间的长短(分钟)”。在医疗可及性的衡量指标中,在医疗机构看病的平均等待时间也是一个重要的指标。本文没有使用这个控制变量,这是因为有学者指出,在医院等待看病的时间可能是内生的——生病的人才会在医院里等待看病。在本文没有报告的结果中,我们也使用了看病平均等待时间作为控制变量,然而加入这一变量对于本文所关心的主要结果没有任何影响。

在时间上,本文将1991年作为基期,以观察儿童的健康状况是否会在以后各年有变化。另外,加入年份的哑变量,可以控制不可观测的宏观经济因素对于儿童健康的影响。本文还加入省的哑变量,以控制该省的固定效应,如该省的床位数、医生数及护士人数等。

四、数据统计描述

本文的数据来源于中国健康与营养调查 (China Health and Nutrition Survey, CHNS)。CHNS 由中国疾病预防控制中心和美国北卡大学卡罗来纳人口研究中心合作收集了大量中国家庭和个人在工作、收入、健康、营养等方面的资料。该调查从 1989 年开始以来分别于 1991 年, 1993 年, 1997 年, 2000 年, 2004 年, 2006 年开展了后续访问, 调查的样本在全国地理、人口、社会、经济方面具有较为广泛的代表性并且关于健康的指标也十分全面。本文使用的是 1991 年至 2006 年共六个调查年份的数据。1989 年 CHNS 没有调查儿童的父母在家与否信息, 故没有使用。

段成荣和周福林 (2005) 利用 2000 年第五次全国人口普查抽样数据估算留守儿童 (14 岁及以下) 在全体儿童中所占的比例大概是 8.05%, 据此推算全国留守儿童的总规模大概为 2 289.2 万人。本文所使用的数据中, 农村样本中 8.86% 的儿童 (18 岁及以下) 的父母至少有一方不在家 (即段成荣定义的留守儿童)。这与段成荣和周福林 (2005) 的估算大致相符, 说明本文所使用的样本具有一定的代表性。

从表 1 中我们可以看出, 在农村样本中父母均在家的儿童生病或患慢性病的概率是 5.34%, 而仅母亲外出时, 这个概率上升到 7.90%, 仅父亲外出时儿童生病的概率是 7.59%, 但当父母均外出时儿童生病的概率上升到 9.20%, 远高于父母均在家的儿童。然而在城市样本中, 我们并没有发现这样系统性的差别。城市样本中, 父母均在家的儿童生病的概率是 7.20%, 仅母亲外出时这个概率是 9.29%, 仅父亲外出时是 8.31%, 但父母均外出时却为 6.17%。农村组与城市组数据对比表明, 在农村与城市中父母不在家对儿童健康的影响可能是截然不同的。另外我们也可以观察到除了生病概率外, 农村儿童与城市儿童在性别、年龄等在统计上没有显著差异。

表 1 儿童健康统计描述

变量名	农村			城市		
	均值	方差	样本数	均值	方差	样本数
生病或有慢性病	5.34%	0.28	9 492	7.20%	0.32	6 388
女孩	46.64%	0.499	9 492	46.80%	0.499	6 388
父母均在家	9.67	4.71	9 492	9.94	4.73	6 388
儿童年龄	29.49	14.68	9 492	32.31	16.11	6 388
儿童体重	126.99	27.08	9 492	131.23	27.77	6 388
生病或有慢性病	7.90%	0.27	215	9.29%	0.29	140
女孩	53.02%	0.500	215	40.71%	0.493	140
仅母亲外出	10.69	4.52	215	9.83	4.67	140
儿童年龄	30.8	13.62	215	31.92	16.12	140
儿童体重	130.74	24.69	215	129.92	30.35	140

(续表)

变量名	农村			城市		
	均值	方差	样本数	均值	方差	样本数
生病或有慢性病	7.59%	0.27	382	8.31%	0.55	325
女孩	49.73%	0.501	382	51.38%	0.501	325
仅父亲外出	10.1	4.98	382	10.79	4.68	325
儿童年龄	31.13	16.34	382	37.15	18.34	325
儿童体重	127.78	30.09	382	137.12	27.34	325
儿童身高	9.20%	0.29	326	6.17%	0.24	308
生病或有慢性病	46.01%	0.499	326	51.30%	0.501	308
女孩	8.66	4.35	326	10.01	4.35	308
父母均外出	27.27	14.27	326	32.47	14.99	308
儿童年龄	123.54	24.51	326	132.34	24.46	308
儿童体重						
儿童身高						

数据来源：“中国健康与营养调查”，1991,1993,1997,2000,2004,2006年。

中国健康与营养调查在调查儿童情况时询问儿童与父母是否住在一起。如果被调查的儿童没有与其父亲或母亲住在一起，CHNS就没有询问其父母的特征，如受教育年限、年龄、是否有医疗保险、身高与体重等。这样的信息缺失给本文造成了控制父母特征的困难。本文借鉴 Case *et al.* (2002)⁷ 处理缺失值的方法，对缺失信息的处理如下：先对信息缺失的变量，生成一个表明其信息缺失的哑变量，然后本文将该受访者在其他各调查年份信息取均值，接着将此缺失值替换为该受访者的平均值。接着对于受访者信息仍然缺失的，本文将其替换为所有受访者的均值。⁸

例如某儿童的母亲某一年由于没有与儿童住在一起，其受教育年限不能观察到，则本文首先生成一个表明母亲受教育年限缺失的哑变量，然后寻找该母亲可能在中国家庭营养健康其他年份观察到的受教育年限，接着对该母亲所有能被观察到的受教育年限取其均值，并将此均值赋给不能观察到的年份；在此以后，如果某一母亲的受教育年限仍有缺失，则本文将所有母亲受教育年限的均值赋给该母亲。在做回归时，我们将表明母亲受教育年限缺失的哑变量与母亲受教育年限一起放入回归方程。如果表明母亲受教育年限缺失的哑变量显著，则说明母亲受教育年限缺失并不是随机的。本文用同样的处理方式处理家庭收入、医疗可及性及父母其他特征缺失的变量。这样处理后，使得我们既能控制父母的特征及家庭收入等，又使样本数量增大。在附录1中，我们比较了处理前后的样本。在处理前城市中母亲平均受教育年限是8.7年，在处理前农村中母亲平均受教育年限是7.2年，处理后变为6.4年，也是略有降低。在下面的回归结

⁷ Case *et al.* (2002)和 Chen *et al.* (2010)都使用了这种方法。

⁸ 有学者可能认为可以使用一些变量对是否吸烟等回归，从而得到关于父母是否吸烟等预测值。然而本文不能使用父母这样的预测值，这是因为本文使用 Probit 模型。若使用则会产生“禁止回归”(forbidden regression)的问题，即 $\Phi(E(X)) \neq E(\Phi(X))$ 。

果中我们可以发现，没有加入与加入父母特征作为控制变量的两种回归结果的差异较小且加入后父母均外出对儿童的健康影响的显著程度增加，这说明我们对数据的处理不会产生太大的问题。

五、实证结果及稳健性检验

（一）实证结果：父母外出对于儿童身体健康的影响

正如数据统计描述显示的那样，农村与城市中儿童的健康状况截然不同，因此本文将农村和城市这两个子样本对（1）式分别回归。⁹在表 2 中第一、二列是对农村样本的回归；第三、四列是对城市样本的回归。具体地，第一列本文控制儿童的特征及时间和省的哑变量、儿童周边环境、医疗可及性，我们发现仅母亲外出这个变量在 10% 的置信度下显著为正；更为重要的是，父母均外出在 5% 的置信度水平下对儿童的健康有显著影响；而仅父亲外出这一变量并不显著。这说明仅母亲外出的留守儿童生病或患慢性病的可能性比父母均在家的儿童的可能性高；而父母均外出，儿童的健康受影响程度更大。第二列在第一列基础上加入父母的特征、家庭收入及家庭大小等控制变量。比较第二列与第一列的系数，我们可以看见遗漏父母的特征将会导致父母不在家对儿童健康的影响略微向下偏移。第二列中仅母亲外出对儿童健康的影响的程度较第一列略有上升，而且其 t 统计量也有所增加，尽管仍仅在 10% 的程度上显著。计算的边际效应表明仅母亲外出的儿童生病或患有慢病的可能性将增加 2.76%，相对父母均在家的儿童生病或患慢性病 5.34% 的概率增加了 51.69%。¹⁰更重要的是，在控制父母特征后，父母均外出在 1% 的显著水平上对儿童的健康有负面的影响。这说明父母均外出显著地增加了留守儿童生病或患慢性疾病的可能性。计算的边际效应表明父母均外出的儿童生病或患慢性病的可能性将增加 3.82%，相对父母均在家的儿童生病或患慢性病 5.34% 的概率增加了 71.54%。本文发现仅父亲外出的儿童生病或患慢性疾病等的可能性并不显著高于父母均在家的儿童，说明仅父亲外出对儿童健康的影响并不十分明显。母亲对儿童的健康有显著影响这一结果十分符合常理，因为在童年，母亲的在身边就代表着安全。一个孩子童年时所受的伤，并不来自他的生活处境，甚至也不是来自疾病，最可怕的伤都来自母亲，¹¹而如果

⁹ 本文主要是研究农村留守儿童的健康问题，我们估计城市样本的主要原因是为了证明留守儿童的健康问题主要是存在于农村。

¹⁰ 在计算边际效应时我们分别使用了 `margeff` 与 `mfx` 两个命令。`margeff` 与 `mfx` 两个命令计算出来的边际效应几乎一致，只是 `margeff` 命令计算边际效应略大于 `mfx` 计算到的结果，但这两者间的差异并不显著。在此，我们报告的是使用 `margeff` 计算得到的边际效应。

¹¹ 中国育婴网：<http://www.babyschool.com.cn/zaojiao/detail3299.html>。

父母均外出时,这种影响无疑将会更大。

表2 父母外出对于儿童健康的影响(聚类估计)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	农村		城市	
	生病或有慢性病	生病或有慢性病	生病或有慢性病	生病或有慢性病
仅母亲外出	0.230*	0.248*	0.120	0.189
	(1.66)	(1.78)	(0.62)	(0.97)
仅父亲外出	-0.0087	0.0241	-0.165	-0.178
	(-0.07)	(0.20)	(-1.13)	(-1.13)
父母均外出	0.254**	0.327***	-0.0817	-0.0559
	(2.30)	(2.89)	(-0.59)	(-0.39)
女孩	-0.0422	-0.0380	0.0155	0.0248
	(-0.92)	(-0.81)	(0.26)	(0.41)
儿童年龄	-0.0193	-0.0177	-0.0240	-0.0237
	(-1.23)	(-1.08)	(-1.38)	(-1.30)
儿童体重	-0.0000964	-0.00167	0.00354	0.00260
	(-0.03)	(-0.40)	(0.95)	(0.67)
儿童身高	-0.00502**	-0.00338	-0.00604**	-0.00489
	(-2.16)	(-1.36)	(-2.16)	(-1.63)
独生子女	0.0429	-0.0267	-0.0256	-0.0753
	(0.79)	(-0.45)	(-0.38)	(-1.02)
到医院的时间	0.00141	0.00170	0.00152	0.00159
	(1.27)	(1.55)	(1.02)	(1.06)
冲水厕所	-0.505***	-0.517***	-0.0557	-0.0719
	(-3.37)	(-3.36)	(-0.30)	(-0.38)
非冲水厕所	-0.462***	-0.482***	-0.0778	-0.153
	(-3.44)	(-3.49)	(-0.42)	(-0.81)
开放性水源	0.146**	0.163**	0.0933	0.119
	(1.96)	(2.15)	(0.97)	(1.20)
地下水	0.0322	0.0292	-0.180**	-0.164*
	(0.45)	(0.40)	(-2.17)	(-1.91)
父母特征	否	是	否	是
家庭人均收入对数 (2006)		0.0653***		-0.00455
		(2.90)		(-0.17)
家庭人数		-0.0502***		-0.0150
		(-2.81)		(-0.59)
N	9 885	9 757	4 600	4 566

注:括号里是 t 统计量。所有模型均包括表示某变量值缺失的哑变量、时间和省的哑变量。第一、二列与第三、四列分别对农村与城市样本回归。第一列控制了儿童自身的特征及其周边环境,第二列在第一列基础上控制了该儿童父母的特征。同样的控制策略适用于城市样本。*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

在城市样本回归中,我们并没有发现相同的结果。城市样本中不管是仅母亲外出、仅父亲外出,还是父母均外出对于儿童健康的影响在统计上都并不显著不为零。这说明在城市中父母不在家对于儿童的健康并没有显著影响。

城市与农村两组截然不同的结果说明，同样是父母外出，但对儿童的健康造成的影响却不相同。基于我国城乡二元结构所导致的农村留守儿童的现实，城市样本的结果从反面验证了我们对留守儿童的定义。

下面我们详细分析本文所发现的影响儿童健康的其他重要因素。儿童自身特征方面，儿童身高的系数显著为负，这说明儿童的身高越高，其生病或患慢性病的可能性就越小。对于这个解释我们必须十分谨慎，因为儿童的身高本身也可以作为儿童身体健康的衡量指标。本文认为，儿童的身高与其是否患慢性疾病并不存在因果关系。无论是在城市还是在农村样本中，本文都没有发现独生子女与非独生子女的健康存在显著差别。

在母亲的个人特征¹²方面，本文的发现和其他基本文献一致，仅有教育例外。无论是农村还是城市的样本，母亲的受教育年限对儿童的健康的影响并不明显。但是，城市样本中母亲吸烟对儿童健康的影响十分显著。父亲的教育、是否吸烟和饮酒对儿童健康的影响并不显著。母亲的身高、体重和是否饮酒对儿童的健康影响也不显著。在表示父母信息缺失的变量中，仅表明父亲的身高和母亲体重信息缺失的哑变量显著，说明父亲身高及母亲体重信息的缺失不是随机的，而其他变量值缺失对我们的结果没有显著影响。

家庭特征中，家庭成员人数越多，其他情况相同，儿童生病或患慢性病的可能性将显著减小，这可能是由于儿童在大家庭中受到的照顾可能相对较多，也可能是年龄大一些的孩子照顾年龄小一点的孩子或者有老人帮助照顾孩子。另外家庭人数多本身一则说明其家庭成员健康状况比较好（如果老人多，说明老人的健康好，这会遗传给下一代）；二则说明家庭成员间比较和睦（父母与祖辈没有分家，则家庭成员就可能多）。农村样本中家庭收入与儿童的身体健康负相关，且显著。而在城市样本中并没有发现同样的关系，这说明农村家庭为了获得更多的收入，有可能以健康为代价。

在家庭周边环境的因素中，水质是一个比较重要的影响因素。农村样本中，饮用开放性水源显著地增加了儿童生病或患慢性病的概率，而饮用地下水降低了儿童生病或患慢性病的概率，但并不显著。敞开井水等开放性水源的水质可能会因其暴露于地表而更容易受到污染，所以饮用开放性水源相对于自来水会使儿童生病或患慢性病的概率增加。城市样本中（第三、四列），本文发现地下水相对于自来水能在一定程度上降低儿童生病或患慢性疾病的概率，并且这一结果较为稳健。本文的发现与 Cutler and Miller (2005) 有一定的相似之处。Cutler and Miller (2005) 发现干净的饮用水使得美国城市居民的死亡率下降了 1/2，婴儿死亡率下降了 3/4，儿童死亡率下降了 2/3。这说明饮用水的质量对儿童健康确实有重要的影响。

¹² 为节省篇幅，文中没有报告。如有需要，请与作者联系。

家庭周边环境的另一个因素是厕所类型。农村样本中,家庭中有冲水厕所及非冲水厕所的相对于没有厕所的可以降低儿童生病或患慢性病的可能性。这一结果印证了联合国儿童基金会指出的问题,即恶劣的卫生状况、不干净的水源等使得发展中国家的儿童遭受了许多疾病困扰。我们的结果也与 Alderman *et al.* (2001) 的推断相一致,即较好的卫生设备减少了儿童接触病菌的可能性。城市样本中的厕所类型对儿童身体健康的影响并不显著。

在卫生保健及医疗服务的可及性因素中,所有模型均显示,到医院时间的系数为正,但统计上并不显著。一个值得注意的问题是,年份哑变量显示农村儿童的健康状况在90年代有上升趋势,而在2000年这个趋势就消失了。以1991年为基准,从1993年到2000年期间的年份哑变量系数为负,说明这期间儿童生病或患慢性病的概率减小,即儿童的健康状况变好;而从2000年以后的年份哑变量系数为正,但是不显著,表明这期间儿童生病或患慢性病的概率相对于1991年没有发生太大的变化。¹³这其中的原因不是本文所能解释的,需要进一步研究。在现有文献中,Ruhm (2000) 的研究发现人们身体健康与宏观经济状况负相关,接着Ruhm用微观数据发现,经济状况变好时人们吸烟增加、体重增加、人们运动锻炼减少、日常饮食也变得不再健康。我们的结果也可能与上述因素有关。

(二) 稳健性检验

在发现仅母亲外出和父母均外出的农村儿童更可能生病或患慢性病后,下面我们对这一结果进行稳健性检验。首先,我们将所有儿童分为不同的年龄段,以观察不同年龄段的儿童所可能受到的不同影响。然后,儿童吸烟和饮酒等可能会影响他们自己的身体健康,本文控制儿童是否吸烟饮酒(CHNS只针对12岁以上年龄组询问了该问题)以观察父母外出对儿童健康的影响是否仍然存在。再次考虑到健康是一个累积过程,本文选取同一儿童两年的观察数据,在回归时加入上一调查年份的身体健康状况作为本年度儿童健康状况的控制变量以检验父母不在家对儿童身体健康影响的稳健性。最后,父母外出有可能是因为儿童生病后父母需要外出挣钱给自己的孩子治病,即有可能存在反向因果关系。本文使用儿童以往是否生病对仅母亲外出、仅父亲外出、父母均外出回归,试图从统计上观察反向因果关系是否存在。

首先,父母选择外出工作的时间可能与儿童的年龄有关系,如孩子太小或还在哺乳期,则母亲就可能不会出外打工,因此本文推断不同年龄段的儿童父母不在家的影响可能不同。为了验证这一推论,本文参照中国标准将儿童按成长期分为三个年龄段:0—6岁、6—12岁、12—18岁并对各个年龄段

¹³ 同上。

的儿童分别回归。¹⁴如本文所推断，表 3 显示不同年龄段的儿童受父母外出的影响确实不同，其中 12—18 岁的儿童受到的影响最为显著。

表 3 稳健性检验：不同年龄的儿童其健康受到的影响不同（聚类估计，农村样本）

	(0—6)		(6—12)		(12—18)	
	生病或有慢性病		生病或有慢性病		生病或有慢性病	
仅母亲外出	0.0772	(0.25)	-0.0472	(-0.19)	0.528***	(2.68)
仅父亲外出	0.107	(0.47)	-0.202	(-0.88)	0.139	(0.72)
父母均外出	0.266	(1.37)	0.264	(1.55)	0.438*	(1.86)
N	2462		3776		3460	

注：括号里是 t 统计量。本模型将不同年龄段儿童分为三组分别回归，其他控制变量与表 2 第二列相同。其他变量没有报告。* 表示 $p < 0.10$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

CHNS 针对 12 岁以上的儿童询问了吸烟、饮酒情况。在表 4 中，本文对 12 岁以上的儿童单独回归，控制儿童是否吸烟、饮酒等可能影响儿童身体健康的因素后发现仅母亲外出和父母均外出对儿童健康的影响仍然显著为正。

表 4 稳健性检验：对 12 岁以上的儿童控制其是否吸烟饮酒（聚类估计，农村样本）

	生病或有慢性病	
仅母亲外出	0.652***	(2.77)
仅父亲外出	0.166	(0.71)
父母均外出	0.609** ¹⁵	(2.33)

注：括号里是 t 统计量。本模型在表 2 第二列的基础上加入儿童吸烟、饮酒、喝茶三个控制变量。其他变量没有报告。* 表示 $p < 0.10$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。

由于健康是一个累积的过程，过去的身体健康状况会影响到今天的身体健康 (Case *et al.*, 2002)。因此，如果不考虑过去的身体健康状况对儿童今天身体健康的影响，则本文的估计也可能是有偏的。所以，本文选取同一儿童两年的数据，将儿童过去身体健康状况作为控制变量。表 5 控制了儿童上一调查年度的健康状况，即是否生病或患有慢性病，和上一调查年度父母是否在家。本文发现，过去生病或患有慢性病的确导致现在生病或患有慢性病的可能性增加。而且，当年父母均外出仍然显著地增加了当年儿童生病或患慢性病的概率。这说明在控制了儿童过去的健康状况后，父母均外出对儿童身体健康影响仍然存在，而且显著。

¹⁴ 根据中国的年龄分段，0—6 岁是童年，7—18 岁是少年，18 岁—40 岁是青年；联合国儿童基金委将儿童定义为年龄不大于 18 岁的人。世界青年大会将 14 岁以下的定义为儿童。联合国儿童基金委定义的年龄高于世界青年大会是因为联合国希望《儿童权利公约》能为尽可能多的儿童提供保护和权利保障。

¹⁵ 这里以及表 3 第二列，仅母亲外出的系数大于父母均外出的系数，说明有可能仅母亲外出对于儿童健康的影响大于父母均外出对于儿童健康的影响，这似乎有点违反常理。然而我们不能拒绝仅母亲外出对儿童健康的影响等于父母均外出对儿童健康影响的原假设 ($p = 0.3361$)，即仅母亲外出与父母均外出的对于儿童健康的影响没有显著差异。这从一个侧面说明留守儿童的健康受到影响主要原因是母亲外出。

表5 稳健性检验:控制儿童以往的健康状况(聚类估计,农村样本)

	生病或有慢性病		生病或有慢性病	
以往生病或有慢性病	0.280**	(2.12)	0.298**	(2.25)
以往母亲外出	0.455	(1.45)	0.478	(1.50)
以往父亲外出	-0.177	(-0.47)	-0.150	(-0.39)
以往父母均外出	-0.728*	(-1.66)	-0.700	(-1.57)
今年仅母亲外出	0.0430	(0.15)	0.0281	(0.09)
今年仅父亲外出	-0.371	(-1.23)	-0.356	(-1.17)
今年父母均外出	0.480**	(2.10)	0.508**	(2.20)
父母特征	否		是	

注:括号里是 t 统计量,本表中第一、第三列的控制变量分别与表2中的第一、第二列相同。*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

有学者可能会认为,我国农村居民外出打工可能是为了挣钱给儿童治病,那么儿童是否生病就会影响到父母是否外出的决定,因此本文的模型有可能存在反向的因果关系(reverse causality),这将导致我们的估计有偏误。我们对此也做了相应的检验。在表6中我们将儿童以往是否生病对今年仅母亲外出、仅父亲外出、父母均外出分别回归,并控制父母特征、家庭特征、时间与省定的固效应。我们并没有发现儿童以往生病显著地导致了当前父母是否外出,所以我们在统计上可以排除反向因果关系,即使这种情况在现实中的确存在。然而,与反向因果关系相反的一种情况也可能存在,即如果部分父母因为子女健康状况欠佳而不出去打工,则我们的结果就可能低估了儿童所受到的父母外出的影响,即本文估计得到的留守儿童身体健康所受到的父母外出的影响只是一个下界。

表6 反向因果关系检验(农村样本)

	(1)	(2)	(3)
	仅母亲外出	仅父亲外出	父母均外出
以往生病或有慢性病	0.0921	-0.0731	-0.109
	(0.50)	(-0.42)	(-0.53)
父母特征	是	是	是
家庭特征	是	是	是
省、时间固定效应	是	是	是

注:括号里是 t 统计量。*表示 $p < 0.10$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

六、讨论与总结

本文通过一系列的稳健性检验后发现,仅母亲外出和父母均外出的儿童相对于父母均在家的儿童生病或患慢性病的可能性增加,这一结果从实证角度揭示了留守儿童在健康方面相对于非留守儿童处于不利的地位。然而,我们的结果有可能从以下三个方面低估了留守儿童所受到的负面影响。

第一,我们使用的是过去四周内儿童生病、受伤或是否患慢性病或急性

病来衡量儿童的健康，这一数值在很大程度上会低于过去一年内儿童生病或患慢性病的概率，因此，留守儿童的健康有可能会受到更大的影响。再加上上文已经提到的父母可能因为儿童健康状况欠佳而不外出打工所导致的估计下界，我们有充足理由相信留守儿童所受到的影响可能远大于我们估计的结果。

第二，本文的估计结果实际上是一个短期影响。正如我们开篇所提出的那样，孩提时代的健康会影响其一生的健康，因此，从这个意义上来说我们的结果也低估了留守儿童所受到的影响。

第三，我们估计的留守儿童受到的影响仅仅是直接影响，而没有涉及衡量其间接影响，如留守儿童的健康状况变差所可能导致的其学习成绩下降、医疗费用的增加等。这也说明我们低估了留守儿童所受到的影响。

综上，对于留守儿童所受到的影响，我们的估计仅仅是一个保守估计，留守儿童所受到的影响很可能远大于我们估计的结果，也正因为如此，我国政府更应该积极采取相应措施减小留守儿童所受到的负面影响。

本文也揭示了影响儿童健康的其他因素，这些因素也具有一定的经济含义。如母亲吸烟，会对儿童的健康造成较为严重负面影响，因此本文的研究结果有助于国民认识到吸烟的危害。干净的饮用水源和较好的厕所环境对儿童的健康也有重要影响，这有助于揭示我国改水改厕工程的重要性，通过打深井饮用地下水而不是溪水等，通过建卫生条件更好的厕所等改善居住环境的方法可以显著改善儿童的健康。

改革开放后，我国出现的大量留守儿童引起了很多学者的关注。儿童的健康不仅是衡量经济发展的重要指标，而且与其成年后的健康、所能获得的教育水平、生产效率及收入联系十分紧密。儿童应该和父母在一起生活，因为父母对亲子的感情是其他任何人都无法代替的。这种共同生活所形成的温馨家庭氛围和父母无微不至的照顾能使儿童健康发育、成长。而留守儿童失去了父母双方或至少一方在生活上无微不至的关怀和温馨的家庭环境，这给留守儿童的身体发育、心理等带来了种种不利的影响。本文用中国健康与营养调查（CHNS）的数据和Probit模型实证地分析父母外出对留守儿童身体健康的影响。通过一系列稳健性检验后，本文首次发现儿童的身体确实会受到其父母外出的负面影响：其他情况相同时，仅母亲外出的留守儿童相对于父母均在家的儿童生病的概率将增加2.76%，父母均外出的留守儿童较父母均在家的儿童生病或患慢性病的概率将增加3.82%，增加幅度（相对于父母均在家的儿童生病或患慢性病的概率，5.34%）分别是51.69%和71.54%。这说明农村留守儿童在身体健康方面处于不利境地。事实上，我国二元经济结构已经造成了农村儿童受教育质量严重低于与城市儿童，即农村儿童与城市儿童在受教育方面已经有一定差距，而农村留守儿童的健康还受到父母外出造成的负面影响，因此农村与城市间的差距就可能由于留守儿

童的健康状况变差而进一步加大。这种差距,将不利于我国城乡一体化及和谐社会的建设。因此,在我国正在进行的医疗体制改革中,关于留守儿童的健康问题必须得到关注,并成为国家医疗保障制度安排的重要内容。

附录

表1 缺失数据处理前后对比

变量名	城市						农村					
	处 理 前	处 理 后	处 理 前	处 理 后	处 理 前	处 理 后	处 理 前	处 理 后	处 理 前	处 理 后	处 理 前	处 理 后
	均值		方差		样本数		均值		方差		样本数	
母亲教育年限	8.7	7.5	3.4	1.3	1120	8251	7.2	6.4	1.1	3.1	1479	12310
母亲年龄	33	32	6.7	2.9	1521	8251	32	31	2.4	6.2	1767	12310
母亲吸烟	0.013	0.0023	0.11	0.048	1511	8251	0.0041	0.029	0.064	0.17	1753	12310
母亲饮酒	0.12	0.021	0.32	0.14	1493	8251	0.0093	0.066	0.096	0.25	1742	12310
母亲身高	157	157	8	3.3	1415	8251	156	156	2.9	7.7	1664	12310
母亲体重	56	55	9.8	4.1	1415	8251	55	54	3.9	10	1663	12310
母亲医疗保险	0.31	0.058	0.46	0.23	1548	8251	0.016	0.11	0.13	0.31	1846	12310
父亲教育年限	9.4	8.7	3.1	1.2	1175	8251	8.5	7.9	0.94	2.5	1564	12310
父亲年龄	35	34	7.3	3.1	1444	8251	33	32	2.5	6.6	1586	12310
父亲吸烟	0.64	0.11	0.48	0.31	1437	8251	0.084	0.66	0.28	0.47	1569	12310
父亲饮酒	0.71	0.12	0.46	0.33	1428	8251	0.08	0.63	0.27	0.48	1556	12310
父亲体重	65	63	11	4.6	1311	8251	63	61	3.6	10	1404	12310
父亲身高	168	167	8.8	3.5	1311	8251	167	166	2.1	6	1403	12310
父亲医疗保险	0.37	0.068	0.48	0.25	1497	8251	0.018	0.13	0.13	0.33	1747	12310
儿童吸烟	0.027	0.027	0.16	0.16	2547	2547	0.035	0.038	0.18	0.24	3516	3515
儿童饮酒	0.057	0.054	0.27	0.23	3654	3653	0.043	0.045	0.2	0.24	5207	5206
儿童喝茶	0.26	0.26	0.48	0.44	2216	2215	0.2	0.21	0.4	0.46	2895	2893

参考文献

- [1] Alderman H., J. Hentschel, and R. Sabates, "With the Help of One's Neighbors: Externalities in the Production of Nutrition in Peru", *Social Science and Medicine*, 2003, 56(10), 2019—2031.
- [2] Almond, D. K. Chay, and D. Lee, "The Costs of Low Birth Weight", *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(3), 1031—1083.
- [3] Case, A., A. Fertig, and C. Paxson, "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance", *Journal of Health Economics*, 2005, 24(2), 365—389.
- [4] Case, A., D. Lubotsky, and C. Paxson, "Economic Status and Health in Childhood: the Origins of the Gradient", *American Economic Review*, 2002, 92(5), 1308—1334.
- [5] Chen, Y., and H. Li, "Mother's Education and Child Health: Is There a Nurturing Effect?" *Journal of Health Economics*, 2009, 28(2), 413—426.

- [6] Chen, Y., G. Jin, and Y. Yue, "Peer Migration in China", NBER Working Paper No. 15671, 2010.
- [7] 陈在余, "中国农村留守儿童营养与健康状况分析", 《中国人口科学》, 2009 年第 5 期, 第 95—102 页。
- [8] Currie, J., and N. Cole, "Welfare and Child Health: The Link Between AFDC Participation and Birth Weight", *American Economic Review*, 1993, 83(4), 971—985.
- [9] Currie, J., "Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development", *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(1), 87—122.
- [10] Cutler, D., and G. Miller, "The Role of Public Health Improvements in Health Advances: The Twentieth-Century United States", *Demography*, 2005, 42(1), 1—22.
- [11] Dawson, D., "Family Structure and Children's Health and Well-Being: Data from the 1988 National Health Interview Survey on Child Health", *Journal of Marriage and Family*, 1991, 53(3), 573—584.
- [12] 段成荣、杨舸, "我国农村留守儿童状况研究", 《人口研究》, 2008 年第 3 期, 第 15—25 页。
- [13] 段成荣、周福林, "我国留守儿童状况研究", 《人口研究》, 2005 年第 1 期, 第 29—36 页。
- [14] Fogel, R., "Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy", *American Economic Review*, 1994, 84(3), 369—395.
- [15] Glewwe, P., "Why Does Mother's Schooling Raise Child Health in Developing Countries? Evidence from Morocco", *Journal of Human Resources*, 1999, 34(1), 124—159
- [16] 龚开国, "农村留守儿童焦虑现状及其个体差异", 《中国健康心理学杂志》, 2008 年第 16 期, 第 466—468 页。
- [17] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2), 223—255.
- [18] Kramer, M., "Determinants of Low Birth Weight: Methodological Assessment and Meta-Analysis", *Bull World Health Organization*, 1987, 65(5), 663—737.
- [19] 林宏, "福建省'留守儿童'教育现状的调查", 《福建师范大学学报》(哲学社会科学版), 2003 年第 3 期, 第 132—135 页。
- [20] 刘靖, "非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据", 《经济研究》, 2008 年第 9 期, 第 32—45 页。
- [21] Murasko, J., "An Evaluation of the Age-profile in the Relationship between Household Income and the Health of Children in the United States", *Journal of Health Economics* 2008, 27(6), 1489—1502.
- [22] Ruhm, J., "Are Recessions Good for Your Health?" *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(2), 617—650.

- [23] 齐良书,“收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响”,《经济研究》,2006年第11期,第16—26页。
- [24] 秦树文、贾巨才、刘守义,“农村留守儿童生活现状与对策研究——以河北省尚义县、怀安县为例”,《河北北方学院学报》,2009年第1期,第56—59页。
- [24] 阮积嵩,“对农村留守儿童权利保障的法律思辨”,《经济与社会发展》,2006年第2期,第112—114页。
- [25] Shao, J., “The Social and Economic Determinants of Child Health during China’s Economic Growth”, Dissertation, Dalhousie University, 2006.
- [26] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.
- [27] 文育锋、王金权、刘荣强、姚应水、金岳龙、赵存喜,“皖南农村留守儿童健康状况的研究”,《现代预防医学》,2008年第4期,第690—692页。
- [28] 叶敬忠,王伊欢,张克云,陆继霞,“对留守儿童问题的研究综述”,《农业经济问题》,2005年第10期,第73—78页。
- [29] 周福林、段成荣,“留守儿童研究综述”,《人口学刊》,2006年第3期,第66—75页。
- [30] 朱迪思·维奥斯特,《必要的丧失》,吕家铭、韩淑珍译。上海:上海三联书店,2007年。

The Health of Left-Behind Children in Rural China

QIANG LI WENBIN ZANG

(*Southwestern University of Finance and Economics*)

Abstract Using the data from China Health and Nutrition Survey (CHNS), we analyze the physical health status of left-behind children relative to those living with parents. We find that the left-behind children are significantly more likely to become ill or develop chronic conditions than those with parents present. Interestingly, we find no difference in health between the left-behind and those with father present, indicating little advantage with father parenting children in terms of health gains. Our results indicate that government action to improve the health of left-behind children is necessary if the already significant rural-urban income disparities are to be mitigated.

JEL Classification I12, J13, I10