

父母的男孩偏好程度对于儿童学习状况的影响及其作用渠道*

——基于甘肃农村基础教育调查的实证研究

林莞娟¹ 秦雨²

(1. 北京大学光华管理学院 北京 100871)

(2. 康奈尔大学应用经济与管理系 美国纽约州 14850)

摘 要：本文通过对男孩偏好程度的直接衡量，研究父母的男孩偏好程度对儿童的学习状况的影响。利用 2000 年在中国甘肃省农村基础教育调查的数据，本文研究发现，家长的男孩偏好越强，儿童的学习状况越差。在男孩偏好程度上一个标准差的增加会使孩子的语文和数学成绩分别减少 1.05 和 1.01 分（满分为 100），而且使留级的概率增加 9.99%（平均留级概率为 22%）。本文进一步研究了男孩偏好对于儿童学习状况影响的作用渠道。研究发现，男孩偏好主要通过四种渠道影响儿童的学习状况，即家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心。在控制了以上四种主要渠道之后，男孩偏好与儿童的教育状况不再有显著相关性。这四个渠道构成了男孩偏好对儿童的学习状况的影响机制。

关键词：男孩偏好 儿童 学习状况 作用渠道

* 本文为国家自然科学基金项目（No. 70903003）研究成果。

一、引言

男孩偏好(Son Preference)是一个在全球范围内,尤其是发展中国家普遍存在的问题,一直以来广泛受到学界和媒体的关注 (Basu 和 Das Gupta 2001; Das Gupta 2007; Hull 1990; Zhang 1990)。男孩偏好会造成一系列社会问题。最重要的问题之一是性别比例的失衡(sex ratio imbalance)(Gu 和 Roy, 1995;Hull, 1990; Park 和 Cho 1995),造成这一问题的原因主要包括性别选择堕胎、女婴数量瞒报以及杀婴(Hull 1990; Johansson 和 Nygren 1991; Zeng 等 1993)。性别比例失衡会导致一系列社会问题,例如婚姻挤压 (marriage squeeze) (Park 和 Cho, 1995),是一种“已经被社会学家预见到的,由于社会群体中男性数量超过女性数量所产生的社会现象”(Gu 和 Roy, 1995)。

国内外大多数文献所关注的问题是男孩偏好对于性别比例所造成的影响(Hull, 1990; Gu 和 Roy, 1995; Lin, Liu 和 Qian 2008; Zeng 等 1993)。本文所关注的是男孩偏好对于儿童学习状况所造成的影响。这一问题在有关男孩偏好的文献中较少有学者涉及,一个原因可能是缺少度量儿童学习状况的数据,以及在此过程中家长男孩偏好水平的数据。

我们采用了线性概率模型, probit 模型和 ordered probit 模型来研究男孩偏好对儿童教育状况的影响。本文作者利用甘肃农村基础教育调查(Gansu Survey of Children and Families, 以下简称 GSCF)的数据对男孩偏好对于儿童成长过程所造成的影响进行分析。甘肃农村基础教育调查项目在 2000 年采访了甘肃省年龄为 9-12 岁的 2000 名儿童以及他们的家庭和学校。在问卷中包括了对于被访儿童的母亲男孩偏好程度的刻画,以及对于儿童学习状况的刻画。我们直接使用问卷中父母对有关男孩偏好看法的回答来衡量男孩偏好程度;使用儿童前一学期的语文、数学成绩和留级数据来衡量儿童的学习状况。

我们得到了两个有趣的研究发现:首先,男孩偏好对于儿童的学习状况有着非常显著的影响。在男孩偏好程度上一个标准差的增加会使孩子的语文和数学成绩分别减少 1.05 和 1.01 分(满分为 100),而且使留级的概率增加 9.99%(平均留级概率为 22%)。第二,本文进一步研究了男孩偏好对于儿童学习状况影响的作用渠道。男孩偏好主要通过四种渠道影响儿童的学习状况,即家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心。

本文对于男孩偏好的相关研究主要有以下三点贡献。

首先,本文是第一篇研究父母的男孩偏好对于儿童学习成绩影响的文章。这一方向的研究非常重要,因为教育状况对儿童的未来发展有很大的影响。例如,较差的教育水平可能导致儿童在未来的劳动力市场上的情况较差(Angrist 和 Krueger 1992; Ashenfelter 和 Krueger 1994; Card 1995, 1999)。

第二, GSCF 数据提供了对男孩偏好和儿童教育情况提供了细致的衡量。由于计划生育政策在 80 年代开始在国内实施,所以像以前的研究(Chu, Xie 和 Yu 2007; Parish 和 Willis 1993)那样通过同胞兄弟姐妹的性别构成来研究男孩偏好的影响是非常困难的。例如, Parish 和 Willis (1993) 发现,在台湾,年长的姐姐会牺牲自己的教育机会和更好的婚嫁机会来支持比她小的弟弟和妹妹。而年长的哥哥并不需要做这样的牺牲。这一研究利用儿童兄弟姐妹的构成方式来说明如果家庭资源紧缺的情况下,父母会歧视年长的女孩,让她们作出牺牲来支持年幼的弟弟妹妹。本文通过问卷中的 8 个与孩子性别直接相关的问题——例如男孩女孩在能力和未来发展机会上的区别等,得到父母男孩偏好程度意向 (stated preference) 的衡量。由于计划生育政策的影响,儿童兄弟姐妹的性别

构成并不能提供较大的差异性,使用父母的男孩偏好程度意向能够更加直接地衡量家长的男孩偏好水平。

对于儿童学习状况的衡量,我们采用儿童在调查之前一个学期儿童的语文数学成绩及儿童是否曾经留级进行衡量。使用这样的变量衡量儿童的学习状况有两个好处:首先,一些儿童虽然入学但是可能在校成绩很差,使用儿童在校表现的数据相比入学率、受教育年限、辍学率等这些前人的文献中经常使用的数据能够更加详细地描述儿童的学习状况。其次,由于全国范围的小学和初中的入学率在2000年分别达到了99.1%和94.9% (2008中国统计年鉴),入学率、受教育年限、辍学率等指标的差别会很小,也就不能够很好地描述15岁以下儿童的教育状况。

第三,作为研究父母的男孩偏好对儿童教育状况影响机制的第一篇文章,我们的研究有很强的政策含义。男孩偏好根植在文化和宗教观念中。例如在中国,男孩可以为家族传宗接代,孩子的姓随父亲,而女孩则不行,这也是男孩偏好存在的一个原因。另外女孩出嫁后就离开了娘家,正所谓“嫁出去的女儿,泼出去的水”。在加拿大的亚裔移民中,Almond(2009)发现,儒家文化的信仰者以及佛教徒相比韩国裔的基督徒更容易采用性别选择性流产。由于男孩偏好根植在文化和宗教观念中,而文化和宗教观念在短时间内很难改变,在短期内看到男孩偏好减少将会比较困难。虽然如此,如果能够理解男孩偏好对儿童教育状况的影响机制,那么就有可能通过政策干预来减少其负面作用,比如向家长宣传培训正确的教育方式,宣传女孩接受教育的重要性,为那些处于家长偏爱男孩的家庭氛围下而不够自信的女孩提供心理咨询等。

二、文献回顾

在以往的文献中,男孩偏好对于儿童学习状况影响的研究非常少,我们的研究首次关注了这个问题。

长期以来研究都发现男性和女性在教育水平上存在差异(Connelly和Zheng 2003; Finn 1980; 宋月萍和谭琳 2004; Wang 2005)。具体到我国的情况,男孩比女孩更可能被送到学校接受更多年的教育。例如,基于1990年人口普查的数据,Wang(2005)发现6-9岁年龄组的儿童中,男孩入学数量为3200万,而女性仅为2800万。虽然前人的文献中已经证实了男女在教育水平上存在差异,我们的研究旨在进一步探寻造成这一性别差异的原因。我们认为,男性和女性在教育水平上的差异可能可以通过以下两个作用渠道来解释。

兄弟姐妹的性别组成方式可能是影响以上性别差异的渠道之一。在一个传统社会中,一个家庭的所有资源都是统一规划的,父母有可能会牺牲年长的,特别是女孩的受教育机会来弥补家庭支出的不足,尤其是家里有比该女孩小4岁以上的弟弟妹妹的情况下(Chu, Xie和Yu, 2007; Parish和Willis 1993)。然而,对于兄弟姐妹的男女构成方式对受教育水平的影响,研究者们并没有一个统一的结论^②。在这篇文章中,我们论证了男孩偏好有可能是另一个影响了儿童教育水平性别差异的渠道。如果父母偏爱男孩,那么他们有可能会把更多的资源给儿子,从而造成了男孩和女孩在教育水平上的差异。

^②一方面,一些研究显示这种影响不存在(Chen, Chen和Liu 2008; Kuo和Hauser 1997)。另一方面,一些研究显示影响是存在的(Butcher和Case 1994; Conley 2000; Parish和Willis 1993),但是影响的程度不尽相同。例如,Keivane和evine (2001),以及Post和Pong (1998)发现兄弟姐妹组成对于儿童教育的影响呈逐年下降趋势。

三、数据和研究方法

(一) 数据来源

本文所采用的数据来源于甘肃农村基础教育调查(GSCF)。它采用多水平抽样的方法在 2000 年访问了甘肃省 20 个县的 2000 名 9-12 岁的儿童^③，以及他们的家长、校长、老师以及所在村的村干部。这个调查项目旨在增强对中国贫困农村儿童的教育现状和福利水平的理解，该数据可以从 CCER 中国调查数据网公开获得^④。

本文的所有变量都来自 GSCF 数据的不同问卷，包括班主任问卷、母亲问卷、家庭问卷和儿童问卷。关于儿童的教育水平、家庭背景情况、父母的男孩偏好水平以及男孩偏好作用渠道的相关变量都可以从这四个问卷中获得。

(二) 变量选取

1. 衡量儿童学习状况的变量

衡量儿童的学习状况主要考虑儿童的现阶段学习表现。在班主任问卷中有对于学生上一学年的平均数学分数、语文分数和学生上学期间是否留级的描述。本文中采用这三个指标来衡量儿童现阶段学习表现（变量定义见表 1）。在班主任问卷中，有相关问题问及班主任孩子在上一学年的语文、数学分数以及是否在入学期间发生过留级。孩子的语文、数学水平以分数表示，分数范围为 0-100 分。是否留级用虚拟变量 0, 1 表示。

2. 衡量男孩偏好的变量

父母为何偏爱男孩？这一问题有三个可能的解释。首先，父母可能相信男孩的能力比女孩强，从而他们更愿意把更多的家庭资源和照顾给男孩，因为他们相信男孩在未来会比女孩有更大的成就。在问卷中，问题 1-3 询问母亲在男孩和女孩的能力方面她和父亲的观点。问题 1 是“只要努力，女孩和男孩一样可以取得好成绩”；问题 2 是“女孩子应该接受跟男孩子一样多的教育的机会”；问题 3 是“只要机会均等，女人和男人一样可以干大事”。

第二，父母可能相信男孩比女孩更有可能赡养他们，因为女孩会嫁到婆家离开娘家(Bose 和 South 2003; Steelman 和 Powell 1991)。如果是这样，父母则会有更强的激励偏好男孩。在问卷中，问题 7 和问题 8 询问母亲她和父亲男孩女孩在赡养年老父母上的区别，问题 7 是“送女孩上学没有用，因为女儿总要出嫁”；问题 8 是“父母应该由儿子养老”。

第三，父母喜欢男孩是出于性别歧视的原因(Becker, 1971)。歧视，即父母对于男孩和女孩的态度并非出于客观事实，而是由主观的偏好和文化价值观所决定。出于性别歧视，他们可能持有这样的观点：例如女人应该做更多家务，或者男人应该是家里的决策者。在问卷中，问题 4-6 询问了父母由性别歧视所致的对于男孩的偏好倾向。问题 4 是“如果夫妻都全天干活，家务活应由两人分担”；问题 5 是“家里的重要事情应由男人做决定”；问题 6 是“家长应鼓励女孩像男孩一样有自己的观点”。

这八个问题询问孩子的母亲，让她们选择对于某种说法是同意、无所谓还是反对。根据问题陈述所显示出的男孩偏好水平将其整理为 0, 1, 2 的多值虚拟变量。由于问题陈述方式不同，将问题的答案统一整理为分值越高，对应的男孩偏好程度越高。对于倾向性别平等的陈述(问题 1, 2, 3, 4, 6)， “0”代表“同意”， “1”代表“无所谓”， “2”代表“不同意”。对于倾向男孩偏好的问题(问题 5, 7, 8)， “0”代

^③ 甘肃省位于中国西北部，土地面积 454, 000 平方公里，人口将近 3100 万（2009 年）。甘肃是中国最贫困的省之一，2008 年名义 GDP 为 3176 亿元（人民币），人均 GDP 为 12110 元（人民币）。

^④ <http://www.chinasurveycenter.org/>

表“不同意”，“1”代表“无所谓”，“2”代表“同意”。我们用8个问题的平均得分作为男孩偏好程度的指标，分数（0-2）越高代表男孩偏好越严重。

3. 男孩偏好作用渠道的变量

在本文中，我们提出四个导致了男孩偏好对于儿童教育水平影响的作用渠道。

(1) 衡量家长教育方式的变量

首先，家长教育方式可能是其中的一个作用渠道。有强烈男孩偏好的家长可能不会采用积极鼓励的教育方式教育孩子，从而对于儿童的教育水平带来负面的影响。在母亲问卷中的问题 K1 有助于我们了解家长的教育方式：上一个月，你、你的爱人、或其他大人是否经常和(孩子名字)一起做下列活动？活动包括：(1)陪孩子读故事书、(2)辅导孩子做家庭作业、(3)与孩子一起做家务活，如洗衣服，洗碗，做饭等、(4)与孩子一起做他(她)喜欢的活动，如扑克牌，捉迷藏，打球等、(5)带孩子去书店，或商店、(6)表扬或感谢孩子、(7)对孩子表示亲热，如抱一抱，拍一拍、(8)责骂孩子、(9)打孩子、(10)在其他人的面前讲孩子的优点，夸孩子、(11)与孩子一起谈论他/她感兴趣的话题。每个活动有“从不”、“有时”、“经常”三个选项。我们分别赋值 0, 1, 2。对于活动 1-7, 10 和 11, 代表了鼓励的教育方式，“0”表示“从不”，“1”表示“有时”，“2”表示“经常”。活动 8 和 9 代表了惩罚性的教育方式，“0”代表“经常”，“1”代表“有时”，“2”代表“从不”。因此对于父母的教育方式来说，“0”代表惩罚式的教育方式，“1”代表中等的教育方式，“2”代表鼓励的教育方式。我们使用家长对这 11 个问题回答的分数的平均值作为衡量教育方式的变量。分数越高教育方式越好。该变量取值在 0-2 之间。

(2) 衡量母亲对儿童教育期望的变量

第二，男孩偏好可能通过母亲对儿童教育的期望影响儿童的学习情况。有较强的男孩偏好的父母很有可能对儿童的教育水平有较低的期望，从而对儿童的教育产生了消极的影响。在母亲问卷中，问题 J12 是“你希望(孩子名字)念书最高到哪一级？”，本文选用此变量作为衡量母亲对儿童教育期望的变量。母亲的教育期望用多值虚拟变量 0-5 表示，值越高，教育期望越大。“1”代表小学毕业，“2”代表初中毕业，“3”代表高中毕业，“4”代表大学毕业及以上，“5”代表其他更高的教育水平。

(3) 衡量儿童对自己教育期望的变量

第三，男孩偏好还有可能通过影响儿童对学校教育的渴望影响他的教育状况。男孩偏好严重的父母可能会灌输给孩子传统的教育不重要的观念，使他对学校教育的渴望程度较低，影响他的学习情况。在儿童问卷中，问题 E1 是“你念书想念到哪一级？”，本文选用此变量作为儿童对自己教育期望的代理变量。儿童的教育期望用多值虚拟变量 1-5 表示，值越高，教育期望越大。“0”代表小学毕业，“1”代表初中毕业，“2”代表高中毕业，“3”代表职高毕业，“4”代表大专毕业，“5”代表大学毕业及以上。

(4) 衡量儿童生活自信心的变量

最后，儿童的自信心可能是另一条渠道。例如，男孩偏好严重的父母更可能会强加自己的意志，从而影响了孩子的自信，从而影响了孩子的学习。在儿童问卷中的问题 G1d 是“我对未来充满信心”，儿童对此句话的同意程度分为 1-4 档，将其整理为 0-3 的多值虚拟变量作为孩子对未来生活自信程度的刻画，“0”代表完全不同意，“1”代表不同意，“2”代表同意，“3”代表完全同意。值越大意味着自信程度越高。

4. 控制变量

在模型中还需要用到一些控制变量。模型中使用的控制变量包括儿童的性别，父母受教育年限，父母婚姻状况，家庭经济情况。我们还加入了村固定效应，可以最小化村级水平上的不可观测变量对模型估计造成的影响。具体变量定义请见表 1。在模型中对

于观测值的处理请见表2。

表1 变量定义表

Dependent variables	
Prior Chinese Grade	(班主任问卷) 上学期该学生语文成绩的平均分
Prior Mathematics Grade	(班主任问卷) 上学期该学生数学成绩的平均分
Grade Retention	(班主任问卷) 1, 如果该生曾经留级; 0, 如果该生未曾留级
Independent variables	
<i>Son Preference variables</i>	
Son Preference	(母亲问卷) 取值在0-2之间, 值越大, 男孩偏好水平越强烈; 由关于父母男孩偏好的8个问题得分平均值决定。8个问题如下: 1. 只要努力, 女孩和男孩一样可以取得好成绩 2 不同意; 1 无所谓; 0 同意; 2. 女孩子应该接受跟男孩子一样多的教育的机会 2 不同意; 1 无所谓; 0 同意; 3. 只要机会均等, 女人和男人一样可以干大事 2 不同意; 1 无所谓; 0 同意; 4. 如果夫妻都全天干活, 家务活应由两人分担 2 不同意; 1 无所谓; 0 同意; 5. 家里的重要事情应由男人做决定 0 不同意; 1 无所谓; 2 同意; 6. 家长应鼓励女孩象男孩一样有自己的观点 2 不同意; 1 无所谓; 0 同意; 7. 送女孩上学没有用, 因为女儿总要出嫁 0 不同意; 1 无所谓; 2 同意; 8. 父母应该由儿子养老 0 不同意; 1 无所谓; 2 同意; 男孩偏好水平 (Son Preference) *孩子性别(1 Girl; 0 Boy)
<i>Son Preference*Girl Control Variables</i>	
Girl	(家庭问卷) 1 女孩 0 男孩
Number of Siblings	(家庭问卷) 该儿童的兄弟姐妹数量
Father's Education (Years of Schooling)	(家庭问卷) 父亲受教育年限
Mother's Education (Years of Schooling)	(家庭问卷) 母亲受教育年限
Economic Status (2=Good, 1=Fair, 0=Bad)	(母亲问卷) 你对你们家的经济状况是否满意? 2 满意; 1 一般; 0 不满意
Intact Family	(家庭问卷) 1 父母处在婚姻之中的家庭; 0 父母离异家庭
<i>Factors Affecting Son Preference</i>	
Child-Rearing Methods	(母亲问卷) 家长教育方式, 取值在0-2之间, 由关于父母教育孩子方式的11个问题得分平均值决定。11个问题如下: 上一个月,你、你的爱人、或其他大人是否经常和(孩子名字)一起做下列活动? 1. 陪孩子读故事书 0 从不; 1 有时; 2 经常 2. 辅导孩子做家庭作业 0 从不; 1 有时; 2 经常 3. 与孩子一起做家务活,如洗衣服,洗碗,做饭等 0 从不; 1 有时; 2 经常 4. 与孩子一起做他(她)喜欢的活动,如扑克牌,捉迷藏,打球等 0 从不; 1 有时; 2 经常 5. 带孩子去书店,或商店 0 从不; 1 有时; 2 经常 6. 表扬或感谢孩子 0 从不; 1 有时; 2 经常 7. 对孩子表示亲热,如抱一抱,拍一拍 0 从不; 1 有时; 2 经常 8. 责骂孩子 2 从不; 1 有时; 0 经常 9. 打孩子 2 从不; 1 有时; 0 经常 10. 在其他大人面前讲孩子的优点,夸孩子 0 从不; 1 有时; 2 经常 11. 与孩子一起谈论他/她感兴趣的话题 0 从不; 1 有时; 2 经常
Mother's Expectations for Child's Schooling	(母亲问卷) 你希望(孩子名字)念书最高到哪一级? 1 小学毕业; 2 初中毕业; 3 高中毕业; 4 大学毕业; 5 更高
Child's Educational Aspirations	(儿童问卷) 你念书想念到哪一级? 1 小学; 2 初中; 3 高中; 4 中专; 5 大专; 6 大学或更高
Child's Self-Confidence	(儿童问卷) 我对未来充满信心 0 完全不同意 1 不同意 2 同意 3 完全同意

表2 观测值数量

数据	排除观测值数量	保留观测值数量	对应表格
甘肃农村基础教育调查 2000		2,000	
语文分数(Chinese)缺失	20	1,980	
是否留级(Grade Retention)缺失	3	1,977	
男孩偏好(Son Preference)缺失	32	1,945	
母亲教育程度(Mother's Education)缺失	2	1,943	
经济水平(Economic Status)缺失	4	1,939	
家庭婚姻状况(Intact Family)缺失	23	1,916	
教育方式(Child-Rearing Methods)缺失	7	1,909	
母亲教育期望(Mother's Expectations for Child's Schooling)缺失	3	1,906	
孩子教育期望(Child's Educational Aspirations)缺失	8	1,898	
儿童性别(Girl)缺失	3	<u>1,895</u>	表4列1-2; 表5; 表6列1-4; 表7列1-4; 表8列1-4
Probit模型加入村固定效应导致估计过程观测值减少 ^a	57	<u>1,838</u>	表4列3; 表6列5-6; 表7列5-6; 表8列5-6

注解: ^aProbit模型加入村固定效应后所导致估计过程的观测值减少来自于县编码为12的57个观测值。出现这个问题是由于Probit模型会遇到的“分离问题”(Separation Problem),主要原因是数据稀疏(sparse)和强共线性(Zorn, 2005)。

(三) 研究方法

1. 模型的设定

本文主要研究的内容是父母的男孩偏好如何影响儿童的学习状况。在此所采用的基本模型如下：

$$OUTCOME_i = \alpha_0 + \alpha_1 SP_i + \alpha_2 SP_i * GIRL_i + \alpha_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $OUTCOME_i$ 是衡量第 i 个儿童学习状况的变量； SP_i 是衡量第 i 个儿童的父母男孩偏好的变量； $SP_i * GIRL_i$ 是男孩偏好与儿童性别的交叉变量。 X_i 是一些控制变量，包括儿童性别、儿童的兄弟姐妹数量、父母的教育程度、父母的婚姻状况、家庭经济情况，以及村级水平的固定效应控制变量。

按照我们的假设，如果男孩偏好对于儿童的学习状况有负面影响，我们应该可以看到当 $OUTCOME_i$ 是数学和语文分数时， α_1 是显著为负的，当 $OUTCOME_i$ 是“是否留级”时， α_1 是显著为正的。

另外，我们之所以要添加 $SP_i * GIRL_i$ 这个交叉项，是因为男孩偏好有可能对不同性别的儿童的影响不同。例如在男孩偏好强烈的家庭里，父母可能愿意把更多的家庭资源分配给男孩，从而对于女孩的负面影响比男孩大。如果符合这一假设，当 $OUTCOME_i$ 是数学和语文分数时， α_2 是显著为负的。当 $OUTCOME_i$ 是“是否留级”时， α_2 是显著为正的。

我们进一步研究男孩偏好对儿童学习的作用机制。在判断男孩偏好是否与我们提出的四种作用渠道相关时，所采用的模型为：

$$FACTOR_i = \beta_0 + \beta_1 SP_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $FACTOR_i$ 是衡量第 i 个儿童男孩偏好可能的作用渠道的变量，包括家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心。 SP_i 是衡量第 i 个儿童的父母男孩偏好的变量； X_i 是一些控制变量，包括儿童性别、儿童的兄弟姐妹数量、父母的教育程度、父母的婚姻状况、家庭经济情况，以及村级水平的固定效应控制变量。

如果 $FACTOR_i$ 中的某一个因素的确与男孩偏好相关，则 β_1 的系数应该是显著为负的。这是因为家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心这四个描述作用渠道的变量都是值越高，影响越积极的。而男孩偏好程度是值越高，男孩偏好越强烈。所以二者之间如果存在相关性，按照假设应该是负相关。

为了进一步确认男孩偏好的作用渠道，我们在模型（1）中加入男孩偏好作用渠道的控制变量，进而判断男孩偏好是否通过这些渠道影响儿童的学习状况，所采用的模型为：

$$OUTCOME_i = \theta_0 + \theta_1 SP_i + \theta_2 SP_i * GIRL_i + \theta_3 FACTOR_i + \theta_4 X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

各项变量的定义方式与模型（1）、（2）相同。如果 $FACTOR_i$ 中的某一个因素的确是男孩偏好作用于儿童学习状况的渠道，我们应该看到 θ_1 的系数变得不显著，而 θ_3 的

系数显著为正。

2. 模型的估计方法

本文所采用模型的估计方法主要包括 OLS 模型，Probit 和 Ordered Probit 模型。对于被解释变量为连续变量（例如孩子的数学分数、语文分数）的模型采用 OLS 模型进行估计；对于被解释变量为二元虚拟变量（例如孩子是否留级）的模型采用 Probit 模型进行估计。对于被解释变量为多值虚拟变量（例如母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、儿童的生活自信心）的模型采用 Ordered Probit 模型进行估计。

四、研究结果

(一) 描述性统计

表 3 中展示的是相关变量的描述性统计结果。除了全样本的描述性统计（第 1 列）以外，我们将样本根据男孩偏好程度分成三组。每组中分别有 658，555 和 682 个观测值^⑤。如果 $0 \leq \text{Son Preference} \leq 0.375$ 则属于没有男孩偏好组（Little Son Preference）、 $0.375 < \text{Son Preference} < 0.625$ 为有一定男孩偏好组（Some Son Preference）、以及 $0.625 \leq \text{Son Preference} \leq 2$ 的强烈男孩偏好组（Strong Son Preference）。我们以“没有男孩偏好”组为基准组，将另外两组与其进行均值的比较。

由表 3 的 1-3 行可以看出，在儿童的学习状况上，有一定男孩偏好和有强烈男孩偏好的组都与基准组存在显著差异。例如，没有男孩偏好的组的儿童上一学期语文平均分的均值为 73.09，而有一定偏好和强烈偏好组的均值为 71.28 和 70.74，显著低于基准组。另外，有一定男孩偏好和有强烈男孩偏好的组在男孩偏好作用于儿童学习状况的作用渠道变量上也显示出与基准组的显著差异。例如基准组中家长的教育方式的平均水平要显著优越于另外两组。除此以外，在没有男孩偏好组中，父母的教育年限也显著高于另外两组。但是其他的控制变量的均值在这三组中没有 0.05 水平以上的显著差异。

表3. 描述性统计

变量名	All		Little Son Preference ^a		Some Son Preference		Strong Son Preference	
	(Mean)	(SD)	(Mean)	(SD)	(Mean)	(SD)	(Mean)	(SD)
<i>Dependent Variables</i>								
Prior Chinese Grade (0-100)	71.71	15.40	73.09	15.33	71.28**	15.75	70.74**	15.10
Prior Mathematics Grade (0-100)	73.40	16.13	74.91	15.66	72.96**	16.54	72.29***	16.15
Grade Retention (0=No, 1=Yes)	0.22	0.41	0.15	0.36	0.25***	0.43	0.26***	0.44
<i>Control Variables</i>								
Girl (0=Boy, 1=Girl)	0.46	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50	0.45	0.50
Mother's Education (Years of Schooling)	4.25	3.51	5.37	3.51	3.84***	3.46	3.50***	3.27
Father's Education (Years of Schooling)	7.13	3.78	7.89	3.78	6.91***	3.53	6.56***	3.87
Number of Siblings	1.33	0.78	1.32	0.83	1.35	0.76	1.33	0.73
Economic Situation (3=Very Good, 2=Above Average, 1=Below Average, 0=Very Bad)	1.31	0.77	1.31	0.73	1.29	0.77	1.33	0.82
Intact Family (0=No, 1=Yes)	0.99	0.12	0.99	0.10	0.98	0.13	0.98*	0.14
<i>Channels of Son Preference on Educational Attainments</i>								
Child -Rearing Methods (0=Worst, 2=Best)	0.90	0.28	0.96	0.26	0.89***	0.27	0.86***	0.30
Mother's Expectations for Child's Schooling (1=Primary School, 2=Junior High School, 3=High School, 4=University or Above, 5=Other Higher Degrees)	3.58	0.72	3.74	0.55	3.59***	0.69	3.42***	0.85
Child's Educational Aspirations (0=Primary School, 1=Junior High School, 2=Senior High School, 3=Vocational High School, 4=Vocational College, 5=University or Above)	3.58	1.64	3.79	1.56	3.49***	1.67	3.45***	1.66
Child's Self-Confidence (0=No Confidence, 3=Very Confident)	2.32	0.77	2.40	0.72	2.32**	0.76	2.25***	0.81
Observations	1,895		658		555		682	

注解 1: ***表示0.01水平显著; **表示0.05水平显著; *表示0.1水平显著。方括号内是标准差。

注解 2: 根据Son Preference变量将性别偏见水平分为三组。由于Son Preference变量是0-2之间以0.125为最小递增的非连续变量，我们不能将样本完全三等分。于是我们采用以下方法将样本分为三部分：观测值属于“Little Son Preference”组，如果 $0 \leq \text{Son Preference} \leq 0.375$ ，属于“Some Son Preference”组，如果 $0.375 < \text{Son Preference} < 0.625$ ，属于“Strong Son Preference”组，如果 $0.625 \leq \text{Son Preference} \leq 2$ 。

注解 3: 基准组为“Little Son Preference”，“Some Son Preference”和“Strong Son Preference”组与基准组进行检验。

注解 4: 各自变量与因变量的变量定义请参见表1。

^⑤ 由于 Son Preference 变量是离散变量，我们无法根据 Son Preference 将样本完全三等分。

(二) 男孩偏好对于儿童学习状况的影响

表4展示了男孩偏好对于儿童学习状况影响的回归分析结果。可以发现, 家长的男孩偏好越强, 儿童的语文和数学的分数越低, 儿童越容易留级。父母每增加一个标准差的男孩偏好水平^⑥, 儿童的语文分数降低 1.05 分, 数学分数降低 1.01 分, 留级的概率增加 9.99%。可见男孩偏好对于儿童学习状况的影响是相当不容忽视的。

表4 男孩偏好对学习状况的影响

变量名	语文分数	数学分数	是否留级
Son Preference	-3.925 (1.786)**	-3.794 (1.901)**	0.374 (0.190)**
Son Preference*Girl	2.388 (2.513)	2.565 (2.676)	-0.386 (0.269)
Girl	1.413 (1.462)	-0.366 (1.557)	0.172 (0.163)
Number of Siblings	0.009 (0.474)	-0.299 (0.504)	0.020 (0.048)
Father's Education (Years of Schooling)	0.280 (0.097)***	0.278 (0.103)***	-0.024 (0.011)**
Mother's Education (Years of Schooling)	0.218 (0.114)*	0.148 (0.121)	-0.029 (0.013)**
Economic Situation (3=Very Good; 2 Above Average; 1 Below Average; 0 Very Bad)	1.248 (0.459)***	1.189 (0.489)**	-0.049 (0.049)
Intact Family	-1.169 (2.792)	0.239 (2.973)	0.399 (0.31)
Observations	1,895	1,895	1,838
R-squared	0.15	0.12	0.17

注解1: ***表示0.01水平显著; **表示0.05水平显著; *表示0.1水平显著。方括号内是标准差。

注解2: 数据来源自甘肃农村基础教育调查2000年数据。

注解3: 原始数据共有2000个观测值, 经过去掉各类缺失值后, 用于OLS回归(1-2列) 共有1895个观测值, 用于Probit回归有1838个观测值。

注解4: 第1-2列是OLS回归, 第3列是Probit回归。

注解5: 各自变量与因变量的变量定义请参见表1。

注解6: 第3列中R-squared值为Pseudo R-squared。

另外, 男孩偏好与儿童性别的交叉项 (Son Preference*Girl) 并不显著, 这意味着男孩偏好所造成的对于儿童学习状况的影响在男孩和女孩之间是没有显著差异的。也就是说, 在给定家长的男孩偏好水平下, 同一家庭的男孩和女孩由于男孩偏好所带来的学习状况的影响几乎是相同的。另外, 兄弟姐妹的数量并没有对儿童的教育水平产生显著影响。

除了男孩偏好对儿童学习状况具有显著影响, 从表4的系数中还可以发现父亲和母亲的受教育年限对于儿童的学习状况产生非常显著的影响。父母的教育程度越高可以显著增加儿童的语文和数学分数, 减少留级的可能性。另外, 家庭经济状况对儿童教育水平也有显著影响, 家庭经济水平越好的儿童的语文和数学分数越高。

^⑥一个标准差男孩偏好的增加为 26.7 百分点; 男孩偏好水平定义区间在[0,2]。

(三) 男孩偏好的影响渠道

由表 4 我们已经知道男孩偏好确实会对儿童的学习状况产生消极的影响。为进一步确认男孩偏好的作用渠道,表 5 检验我们提出的四种渠道——家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心,是否与男孩偏好相关。表 5 的第 1 列使用线性概率模型进行估计,2-4 列用 Ordered Probit 模型进行估计。

表5 男孩偏好的影响渠道

变量名	教育方式	母亲教育期望	儿童教育期望	儿童生活自信
Son Preference	-0.078 (0.023)***	-0.760 (0.115)***	-0.295 (0.105)***	-0.196 (0.108)*
Girl	0.016 (0.012)	-0.264 (0.058)***	-0.153 (0.054)***	0.033 (0.055)
Number of Siblings	-0.001 (0.008)	0 (0.041)	-0.077 (0.037)**	-0.052 (0.037)
Father's Education (Years of Schooling)	0.005 (0.002)***	0.022 (0.008)***	0.023 (0.008)***	0.013 (0.008)*
Mother's Education (Years of Schooling)	0.007 (0.002)***	0.019 (0.010)**	0.009 (0.009)	-0.008 (0.009)
Economic Situation (3=Very Good; 2 Above Average; 1 Below Average; 0 Very Bad)	0.043 (0.008)***	0.118 (0.039)***	0.107 (0.036)***	0.005 (0.037)
Intact Family	0.027 (0.047)	-0.240 (0.235)	0.047 (0.211)	-0.276 (0.227)
Observations	1,895	1,895	1,895	1,895
R-squared	0.27	0.09	0.04	0.04

注解1: ***表示0.01水平显著; **表示0.05水平显著; *表示0.1水平显著。方括号内是标准差。

注解2: 数据来自甘肃农村基础教育调查2000年数据。

注解3: 原始数据共有2000个观测值, 经过去掉各类缺失值后, 用于OLS回归和Ordered Probit回归的共有1895个观测值。

注解4: 第1列为OLS回归, 第2-4列为Ordered Probit回归。

注解5: 各自变量与因变量的变量定义请参见表1。

表5-1 Ordered Probit模型的平均边际效应

母亲教育期望	在男孩偏好上的平均边际效应	儿童教育期望	在男孩偏好上的平均边际效应	儿童生活自信	在男孩偏好上的平均边际效应
Pr(Primary School)	0.006	Pr(Primary School)	0.007	Pr(Totally Disagree)	0.004
Pr(Junior High School)	0.027	Pr(Junior High School)	0.009	Pr(Disagree)	0.005
Pr(Senior High School)	0.033	Pr(Senior High School)	0.009	Pr(Agree)	0.010
Pr(University or Above)	-0.063	Pr(Vocational High)	0.002	Pr(Totally Agree)	-0.020
Pr(Other Higher Degrees)	-0.005	Pr(Vocational College)	0.0004		
		Pr(University or Above)	-0.029		

注解: 这三个模型分别对应表5列2, 3, 4的Ordered Probit模型的边际效应。平均边际效应计算的是增加一个标准差的“Son Preference”对被解释变量的平均边际效应。

在控制了儿童性别、儿童兄弟姐妹数量、父母教育程度、家庭经济状况以及家庭婚姻状况之后,可以发现这四个因变量均与男孩偏好水平有着 0.1 水平以上的显著关系。男孩偏好越强烈,母亲和儿童的教育期望越低,家长的教育方式越差、儿童生活自信心越低。每增加一个标准差的男孩偏好水平使得父母对儿童的教育方式降低 0.02 (这一变量的均值为 0.9)。在 2-4 列中,我们采用的是 ordered probit 模型进行估计,并使用平均边际效应(average marginal effect)进行解释^⑦。每增加一个标准差的男孩偏好平均使得母亲对于孩子的教育期望是大学及大学以上的可能性降低 6.3%; 孩子对自己的教育期望是大学或以上的可能性降低 2.9%, 孩子对自己非常自信的可能性降低 2%。

除此以外,一些控制变量也有比较显著的解释力。例如母亲对于女孩的教育期望以及女孩对于自己的教育期望要显著低于男孩; 父母的教育程度越高,母亲和儿童的教育

^⑦ 由于 Son Preference 是离散变量,用平均边际效应(average marginal effect)解释比用均值上的边际效应(marginal effect at mean)来解释会更加合理(Bartus, 2005)。平均边际效应的结果参见表 5-1。

期望越高，家长教育方式越好，儿童的生活自信越强。

(四) 添加影响渠道之后男孩偏好对儿童教育水平的影响

由表 5 结果可知，在前文中所提到的四个男孩偏好可能的影响渠道皆与男孩偏好水平存在着显著的相关性。如果男孩偏好的确是通过这四个渠道来影响儿童的教育水平，我们应该看到在添加了这四个作用渠道的控制变量之后，男孩偏好与儿童的教育水平之间的关系不再显著或者系数有较大程度的减小。表 6 展示了在是否添加影响渠道的情况下男孩偏好对儿童教育水平的影响。第 1, 3, 5 列是添加影响渠道之前的回归结果，与表 4 的结果完全相同，为了便于比较因而放在表 6 中。第 2, 4, 6 列是添加影响渠道之后的回归结果。

表6 添加影响渠道以前和以后男孩偏好对学习状况的影响

变量名	语文分数		数学分数		是否留级	
	控制前	控制后	控制前	控制后	控制前	控制后
Son Preference	-3.925 (1.786)**	-2.759 (1.780)	-3.794 (1.901)**	-2.341 (1.889)	0.374 (0.190)**	0.308 (0.191)
Son Preference*Girl	2.388 (2.513)	2.361 (2.503)	2.565 (2.676)	2.466 (2.655)	-0.386 (0.269)	-0.406 (0.272)
Girl	1.413 (1.462)	1.769 (1.456)	-0.366 (1.557)	0.135 (1.545)	0.172 (0.163)	0.154 (0.165)
Number of Siblings	0.009 (0.474)	0.153 (0.470)	-0.299 (0.504)	-0.122 (0.499)	0.020 (0.048)	0.012 (0.049)
Father's Education (Years of Schooling)	0.280 (0.097)***	0.217 (0.097)**	0.278 (0.103)***	0.202 (0.103)**	-0.024 (0.011)**	-0.020 (0.011)*
Mother's Education (Years of Schooling)	0.218 (0.114)*	0.184 (0.114)	0.148 (0.121)	0.108 (0.121)	-0.029 (0.013)**	-0.028 (0.013)**
Economic Situation (3=Very Good; 2 Above Average; 1 Below Average; 0 Very Bad)	1.248 (0.459)***	0.926 (0.460)**	1.189 (0.489)**	0.804 (0.488)*	-0.049 (0.049)	-0.031 (0.049)
Intact Family	-1.169 (2.792)	-1.053 (2.769)	0.239 (2.973)	0.376 (2.937)	0.399 (0.310)	0.401 (0.315)
<i>Possible Channels of the Impact of Son Preference on Children's Educational Attainments</i>						
Child-Rearing Methods		2.284 (1.380)*		2.301 (1.464)		-0.148 (0.147)
Mother's Expectations for Child's Schooling		1.003 (0.505)**		1.291 (0.536)**		-0.095 (0.052)*
Child's Educational Aspirations		1.020 (0.218)***		1.302 (0.231)***		-0.054 (0.023)**
Child's Self-Confidence		0.789 (0.451)*		0.854 (0.478)*		-0.042 (0.048)
Observations	1,895	1,895	1,895	1,895	1,838	1,838
R-squared	0.15	0.17	0.12	0.15	0.17	0.17

注解1: ***表示0.01水平显著; **表示0.05水平显著; *表示0.1水平显著。方括号内是标准差。

注解2: 数据来源于甘肃农村基础教育调查2000年数据。各自变量与因变量的变量定义请参见表1。

注解3: 原始数据共有2000个观测值, 过去掉各类缺失值后, 用于OLS回归有1895个观测值, 用于Probit回归有1838个观测值

注解4: 第1, 3, 5列回归是添加影响渠道以前的模型, 同表4, 放在这里便于比较; 第2, 4, 6列是添加影响渠道以后的模型。

注解5: 第1-4列是OLS回归, 第5-6列是Probit回归。第5-6列中R-squared值为Pseudo R-squared。

通过表 6 的回归结果可以发现，在添加了影响渠道的四个变量之后，男孩偏好与儿童学习状况的三个代理变量——语文分数、数学分数和是否留级都变得不再显著。以因变量为语文分数的模型举例：添加了影响渠道之后，男孩偏好系数从原来的 0.05 水平显著的-3.925 变得完全不显著，而家长的教育方式、母亲的教育期望、儿童的教育期望以及儿童的自信心都至少在 0.1 水平上显著与儿童的教育水平相关。家长的教育方式越好、母亲和儿童的教育期望越高、儿童的自信心越高，儿童的教育水平就越好。

由以上结果我们基本可以确认，母亲教育期望、教育方式、儿童教育期望以及儿童生活自信的确是父母的男孩偏好作用于儿童的学习状况的重要渠道。

(5) 稳健性检验

为了检验我们的结果的稳健性，我们采用两种新的男孩偏好的定义。第一，我们定义一个新的虚拟变量 Son Preference' 等于 1 如果变量 Son Preference \geq 0.625，包含了男孩偏好在中位数水平(Son Preference=0.5)以上的所有观测值，否则等于 0。第二，定义新变量 Son Preference'' 等于 2 如果 $0.625 \leq$ Son Preference \leq 2，等于 1 如果 $0.375 <$ Son Preference $<$ 0.625，等于 0 如果 $0 \leq$ Son Preference \leq 0.375，这三个数值分别对应表 3 中的强烈男孩偏好组，有一定男孩偏好组 and 没有男孩偏好组。我们用这两种新的衡量方法对表 6 的模型再次进行估计。

表7 添加影响渠道以前和以后男孩偏好对学习状况的影响(Son Preference'=0 if Son Preference $<$ 0.625; Son Preference'=1 if Son Preference \geq 0.625)

变量名	语文分数		数学分数		是否留级	
	控制前	控制后	控制前	控制后	控制前	控制后
Son Preference ^a	-2.008 (0.970)**	-1.538 (0.964)	-1.777 (1.032)*	-1.190 (1.023)	0.104 (0.102)	0.076 (0.102)
Son Preference'*Girl	1.507 (1.403)	1.629 (1.394)	1.650 (1.494)	1.766 (1.479)	-0.088 (0.147)	-0.106 (0.148)
Girl	2.099 (0.854)**	2.399 (0.852)***	0.360 (0.910)	0.771 (0.904)	-0.001 (0.094)	-0.024 (0.095)
Number of Siblings	-0.001 (0.474)	0.147 (0.470)	-0.307 (0.505)	-0.126 (0.499)	0.021 (0.048)	0.013 (0.049)
Father's Education (Years of Schooling)	0.286 (0.097)***	0.221 (0.097)**	0.284 (0.103)***	0.206 (0.103)**	-0.024 (0.011)**	-0.020 (0.011)*
Mother's Education (Years of Schooling)	0.229 (0.114)**	0.190 (0.113)*	0.162 (0.121)	0.115 (0.12)	-0.031 (0.012)**	-0.029 (0.013)**
Economic Situation (3=Very Good; 2 Above Average; 1 Below Average; 0 Very Bad)	1.245 (0.459)***	0.917 (0.460)**	1.179 (0.489)**	0.787 (0.489)	-0.049 (0.049)	-0.030 (0.049)
Intact Family	-1.185 (2.793)	-1.049 (2.769)	0.240 (2.975)	0.401 (2.938)	0.395 (0.309)	0.397 (0.314)
<i>Possible Channels of the Impact of Son Preference on Children's Educational Attainments</i>						
Child-Rearing Methods		2.297 (1.379)*		2.332 (1.463)		-0.143 (0.147)
Mother's Expectations for Child's Schooling		1.024 (0.503)**		1.321 (0.534)**		-0.096 (0.052)*
Child's Educational Aspirations		1.026 (0.218)***		1.308 (0.231)***		-0.055 (0.023)**
Child's Self-Confidence		0.805 (0.451)*		0.874 (0.479)*		-0.043 (0.048)
Observations	1,895	1,895	1,895	1,895	1,838	1,838
R-squared	0.15	0.17	0.12	0.15	0.17	0.17

注解：***表示0.01水平显著；**表示0.05水平显著；*表示0.1水平显著。括号内是标准差。

^aSon Preference'取值为1，如果 Son Preference \geq 0.625，否则为0。

表 7 和表 8 显示了估计结果。可以看到被解释变量是语文或数学成绩时，以上所述的结果仍然成立，除了男孩偏好变量的系数显著性有所下降。被解释变量是儿童是否留级时，无论是否加入四个渠道的控制变量，男孩偏好的系数都是不显著的，但是这四个渠道的变量仍然对于儿童的学习状况有很强的解释力。上面的结果在一定程度上证明我们的结论是稳健的。

表8 添加影响渠道以前和以后男孩偏好对学习状况的影响 (Son Preference'' =2 if $0.625 \leq \text{Son Preference} \leq 2$, 1 if $0.375 < \text{Son Preference} < 0.625$, 0 if $0 \leq \text{Son Preference} \leq 0.375$)

变量名	语文分数		数学分数		是否留级	
	控制前	控制后	控制前	控制后	控制前	控制后
Son Preference nd	-1.142 (0.559)**	-0.816 (0.557)	-0.993 (0.595)*	-0.587 (0.591)	0.085 (0.061)	0.064 (0.061)
Son Preference''*Girl	0.771 (0.800)	0.877 (0.795)	0.694 (0.852)	0.805 (0.844)	-0.067 (0.087)	-0.080 (0.088)
Girl	1.858 (1.064)*	2.097 (1.059)**	0.248 (1.133)	0.592 (1.124)	0.038 (0.121)	0.023 (0.122)
Number of Siblings	0.004 (0.474)	0.154 (0.470)	-0.303 (0.505)	-0.119 (0.499)	0.020 (0.048)	0.012 (0.049)
Father's Education (Years of Schooling)	0.282 (0.097)***	0.219 (0.097)**	0.280 (0.104)***	0.204 (0.103)**	-0.024 (0.011)**	-0.020 (0.011)*
Mother's Education (Years of Schooling)	0.222 (0.114)*	0.188 (0.114)*	0.155 (0.121)	0.114 (0.121)	-0.030 (0.012)**	-0.028 (0.013)**
Economic Situation (3=Very Good; 2 Above Average; 1 Below Average; 0 Very Bad)	1.255 (0.459)***	0.925 (0.461)**	1.194 (0.489)**	0.799 (0.489)	-0.050 (0.049)	-0.031 (0.049)
Intact Family	-1.215 (2.793)	-1.075 (2.769)	0.202 (2.975)	0.367 (2.938)	0.397 (0.309)	0.398 (0.314)
<i>Possible Channels of the Impact of Son Preference on Children's Educational Attainments</i>						
Child-Rearing Methods		2.290 (1.380)*		2.313 (1.464)		-0.143 (0.147)
Mother's Expectations for Child's Schooling		1.032 (0.504)**		1.320 (0.535)**		-0.095 (0.052)*
Child's Educational Aspirations		1.023 (0.218)***		1.308 (0.231)***		-0.055 (0.023)**
Child's Self-Confidence		0.807 (0.451)*		0.871 (0.479)*		-0.043 (0.048)
Observations	1,895	1,895	1,895	1,895	1,838	1,838
R-squared	0.15	0.17	0.12	0.15	0.17	0.17

注解: ***表示0.01水平显著; **表示0.05水平显著; *表示0.1水平显著。括号内是标准差。

^aSon Preference'' 值为 2, 如果 $0.625 \leq \text{Son Preference} \leq 2$, 值为 1, 如果 $0.375 < \text{Son Preference} < 0.625$, 值为 0, 如果 $0 \leq \text{Son Preference} \leq 0.375$ 。

五、结论

(一) 研究结果回顾

在本文的第一部分, 我们验证了男孩偏好对于儿童的学习状况都有着非常显著的影响。如果以儿童的语文、数学成绩以及是否曾经留级来衡量儿童的学习状况, 我们发现, 父母的男孩偏好越强, 儿童的学习状况越差。

在第二部分, 本文进一步研究了男孩偏好对于儿童学习状况影响的作用渠道。本文发现, 男孩偏好与家长的教育方式、母亲对儿童的教育期望、儿童对自己的教育期望、以及儿童的生活自信心有着显著的相关性。

在第三部分, 我们发现控制了这四个渠道之后, 男孩偏好不再对儿童学习情况有显著的影响, 而这四个渠道与儿童学习情况有显著的解释力。这说明这四个渠道是男孩偏好影响儿童学习情况的主要渠道。

本文的结果有着较为重要的政策意义。在给定男孩偏好与文化紧密相联, 并且短期内不易改变的情况下, 如何减少男孩偏好对于儿童学习状况的影响十分值得讨论。如果能够对于本文所分析的男孩偏好的四个影响渠道加以政策性干预, 例如向家长宣

传培训正确的教育方式、宣传女孩受教育的重要性、加强儿童的心理健康教育等，就可以在很大程度上消除男孩偏好对儿童学习状况的影响。这是在以往文献中从未提出过的观点，也是本文最重要的贡献。

（二）可能存在的问题

本文存在的一个问题是样本的代表性。本文所用数据来源于甘肃省的 20 个县。由于甘肃省属于中国最贫困的省之一，男孩偏好水平可能相比经济在平均水平的省更加严重；儿童的学习状况也可能比经济在平均水平的省更差。由此我们的结果能否推广到全国的农村地区值得进一步探讨。

第二，本文对于男孩偏好以及家长教育方式的衡量主要是通过问卷中相应的一组问题的答案平均分数来计量。由于在以前的文献中几乎从未有过关于如何处理这两个方面的数据的描述，对于数据的处理缺少相关的经验，所以这两方面数据的稳健性有待进一步检验。

第三，本研究中对于男孩偏好的衡量可能存在着选择性偏差。那些存在着强烈男孩偏好的人很有可能采用堕胎等方法来减少家中女儿的数量。因此，如果那些未出生的女孩如果出生了的话，她们的学习状况很有可能比家庭中的其他儿童更差，因为在这样的家庭中的父母存在强烈的男孩偏好。由于我们无法观察到这些被堕掉的女孩的学习状况，男孩偏好对于儿童学习状况的影响很有可能被低估。因此，如果考虑到这一选择性偏差，我们得到的系数应该存在着向下的偏差(downward bias)。

参考文献：

1. 宋月萍、谭琳：《论我国基础教育的性别公平》[J]，《妇女研究论丛》2004年第2期。
2. Almond Jr, D., L. Edlund, and K. Milligan. 2009. "Son Preference and the Persistence of Culture: Evidence from Asian Immigrants to Canada." NBER Working Paper No.15391. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA
3. Angrist, J.D.and A.B. Krueger. 1992. "Estimating the Payoff to Schooling using the Vietnam-era Draft Lottery." NBER Working Paper No.4067. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA
4. Ashenfelter, O.and A. Krueger. 1994. "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins." [J], American Economic Review 84(5):1157-1173.
5. Bartus, T. 2005. "Estimation of Marginal Effects using Margeff." [J] The Stata Journal 5(3):309-329.
6. Basu, A.and M. Das Gupta. 2001. "Family Systems and the Preferred Sex of Children." International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences 8:5350-5357.
7. Bose, S.and S.J. South. 2003. "Sex Composition of Children and Marital Disruption in India." [J], Journal of Marriage and Family 65 (4):996-1006.
8. Butcher, K.F.and A. Case. 1994. "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings." [J], The Quarterly Journal of Economics 109(3):531-563.
9. Card, D. 1995. "Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling." Pp. 201-222 in Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp: University of Toronto Press, Toronto, Canada.
10. Card, D. 1999. "The Causal Effect of Education on Earnings." Pp. 1801-1863 in Handbooks in Economics: Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland.
11. Chen, S.H., Y.C. Chen, and J.T. Liu. 2008. "The Impact of Sibling Sex Composition on

- Women's Educational Achievements: A Unique Natural Experiment by Twins Gender Shocks." mimeo, SUNY-Albany, Department of Economics.
12. Chu, C.Y.C., Y. Xie, and R.R. Yu. 2007. "Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan." [J], *Sociology of Education* 80(2):91-113.
 13. Conley, D. 2000. "Sibship Sex Composition: Effects on Educational Attainment." [J], *Social Science Research* 29(3):441-457.
 14. Connelly, R. and Z. Zheng. 2003. "Determinants of School Enrollment and Completion of 10 to 18 Year Olds in China." [J], *Economics of Education Review* 22(4):379-388.
 15. Dahl, G.B. and E. Moretti. 2008. "The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage." [J], *Review of Economic Studies* 75(4):1085-1120.
 16. Das Gupta, M. 2007. "China's "Missing Girls"—Son Preference or Hepatitis B Infections?" World Bank Research Brief (April 2): World Bank, Washington D.C.
 17. Finn, J.D. 1980. "Sex Differences in Educational Outcomes: A Cross-National Study." [J], *Sex Roles* 6(1):9-26.
 18. Gu, B. and K. Roy. 1995. "Sex Ratio at Birth in China, with Reference to Other Areas in East Asia: What We Know." [J], *Asia Pacific Population Journal* 10(3):17-42.
 19. Hull, T.H. 1990. "Recent Trends in Sex Ratios at Birth in China." [J], *Population and Development Review* 16(1):63-83.
 20. Johansson, S. and O. Nygren. 1991. "The Missing Girls of China: A New Demographic Account." [J], *Population and Development Review* 17 (1):35-51.
 21. Kevane, M. and D. Levine. 2001. "The Changing Status of Daughters in Indonesia." Working Paper Series. Institute for Research on Labor and Employment, UC Berkeley.
 22. Kuo, H.H.D. and R.M. Hauser. 1997. "How Does Size of Sibship Matter? Family Configuration and Family Effects on Educational Attainment." [J], *Social Science Research* 26(1):69-94.
 23. Lin, M.-J., J.-T. Liu, and N. Qian. 2008. "More Women Missing, Fewer Girls Dying: The Impact of Abortion on Sex Ratios at Birth and Excess Female Mortality in Taiwan." Working Paper. Department of Economics, National Taiwan University.
 24. Parish, W. and R. Willis. 1993. "Daughters, Education, and Family Budgets Taiwan Experiences." [J], *The Journal of Human Resources* 28(4):863-898.
 25. Park, C.B. and N.-H. Cho. 1995. "Consequences of Son Preference in a Low-Fertility Society: Imbalance of the Sex Ratio at Birth in Korea." [J], *Population and Development Review* 21 (1):59-84.
 26. Post, D. and S.L. Pong. 1998. "The Waning Effect of Sibship Composition on School Attainment in Hong Kong." [J], *Comparative Education Review* 42(2):99-117.
 27. Song, Y. and L. Tan. 2004. "Lun Wo Guo Ji Chu Jiao Yu De Xing Bie Gong Ping (Chinese)." [J], *Collection of Women's Studies* 58(2):21-27.
 28. Steelman, L.C. and B. Powell. 1991. "Sponsoring the Next Generation: Parental Willingness to Pay for Higher Education." [J], *The American Journal of Sociology* 96(6):1505-1529.
 29. Wang, W. 2005. "Son Preference and Educational Opportunities of Children in China—" I Wish You Were a Boy!"" [J], *Gender Issues* 22(2):3-30.
 30. Zeng, Y., P. Tu, B. Gu, Y. Xu, B. Li, and Y. Li. 1993. "Causes and Implications of the

- Recent Increase in the Reported Sex Ratio at Birth in China." [J], Population and Development Review 19(2):283-302.
31. Zhang, J. 1990. "Socioeconomic Determinants of Fertility in China." [J], Journal of Population Economics 3 (2):105-123.
 32. Zorn, C. 2005. "A Solution to Separation in Binary Response Models." [J], Political Analysis 13(2):157-170.