



家庭基础教育投入决策“男孩偏好” 的理论 与 实证研究

周 钦¹, 袁 燕²

(1. 北京大学 国家发展研究院, 北京 100871;

2. 西南财经大学 经济与管理研究院, 四川 成都 610074)

【摘 要】如何促进男童和女童基础教育均衡发展是目前教育界的重要议题。本文通过理论和实证研究探寻子女性别对家庭基础教育投入决策的影响,并在此基础上识别其影响机制。研究表明,与男孩相比,女孩更可能面临“教育关心程度低、入学年龄大、辍学可能性高”的教育风险。究其原因,父母的“教育对儿子收入影响大于女儿”的价值判断标准导致了女孩更可能“晚入学”;预期“未来对儿子的经济依赖大于女儿”的父母倾向给予男孩更多的教育关注,并降低男孩的辍学可能性。因此,要解决家庭内部男童和女童基础教育均衡发展问题,需从家庭传统的价值判断标准和养老思想入手。

【关键词】教育投入决策;男孩偏好;基础教育

【中图分类号】 C924.24

【文献标识码】 A

doi:10.3969/j.issn.1004-129X.2014.03.002

【文章编号】 1004-129X(2014)03-0014-11

【收稿日期】 2013-11-20

【基金项目】 中央高校基本科研业务费资助的博士研究生科研课题项目

【作者简介】 周 钦(1985-),女,浙江余姚人,北京大学国家发展研究院博士后研究员;

袁 燕(1976-),女,安徽合肥人,西南财经大学经济与管理研究院副教授。

一、引言

男孩偏好(son preference)是发展中国家普遍存在的现象,一直广受各界关注。^[1]在经济不发达地区,虽然通过教育改变下一代的命运是大多数家庭的希望所在,但是女孩在家庭教育资源分配中的劣势地位明显。^[2]女性受教育机会的减少直接导致了农村女性教育水平的落后,进而还会影响一国人力资本的积累和可持续发展。

国外较多文献关注与家庭教育投入和教育结果相关的子女规模、出生顺序问题。^[3-6]与此同时,教育性别差异问题也是家庭教育研究的重要分支。大部分研究文献认为男性和女性在教育水平上存在明显差异。^[7-8]具体到中国的情况,蒋中一和戴洪生(2005)根据2003年农业部农研中心观察点系统农户常规调查数据,发现初中阶段女孩辍学率为11.63%,明显高于男孩8.96%的辍学率。^[9]黄颖和

任军利(2010)探讨了新形势下中国农村女童教育问题,发现虽然目前中国女童在入学机会上与男童没有明显差异,但是农村女童的中小学辍学率仍然较高,尤其是流动人口的女童面临更高的辍学风险。^[10]罗凯和周黎安(2010)发现中国农村孩子的出生顺序对其受教育程度有正向效应,但是女童受到的正向效应明显小于男童。^[11]

已有不少文献探寻了造成教育性别差异的原因。Alderman and King(1998)通过理论分析得出,文化导致的性别歧视和男女在劳动力市场上的教育边际收益不同是家庭教育投资性别差异的主要原因,但是他们未采用实证数据对其理论结果进行验证。^[12]Lee(2010)通过与 50 名日本家长的访谈发现,除了家庭财富约束、孩子本身的学习动机与能力影响外,父母的性别信仰(gender belief)和教育价值(valuation of education)判断也是影响父母对子女教育投资差异的重要影响因素。^[3]然而,该文的研究结论仅基于访谈得出,且样本量有限,因此其结论的推广性仍需斟酌。

“男孩偏好”思想对教育结果和教育投入的影响不容忽视。林莞娟和秦雨(2010)发现具有男孩偏好的家庭的孩子在学习上表现较差,且男孩偏好主要通过家长的教育方式、母亲对儿童和儿童对自己的教育期望以及儿童的生活自信心来影响学习状况。^[13]Li and Lavelly(2003)解析了影响男孩偏好(son preference)的因素,认为母亲在家中的地位、所处村子环境、家庭特征对男孩偏好有显著影响,母亲教育水平越高、有收入能力和自主权、与外界有接触机会、父亲承担家务和照顾孩子越多的家庭对男孩的偏好会越弱,而“养儿防老”的预期、崇尚祭祖、村子偏远等因素对男孩偏好有加重作用。^[14]盛亦男(2012)则从家族制度的角度研究了男孩偏好的影响因素。他们认为宗族势力和传宗接代观念对男孩偏好有正向影响,“上门女婿”的婚姻模式可能降低地区的男孩偏好程度。^[15]刘爽(2006)通过对中国育龄夫妇生育性别选择行为的文化诠释和制度分析,认为由于男孩具有女孩所不具有的个体“价值”、特别是家庭和社会价值,以及制度化的社会价值取向导致家庭生育存在“男孩偏好”。^[16]

综上所述,虽然此前的研究文献已经证实男孩和女孩在教育获得上存在差异,但是到底是什么原因导致家庭教育投入的“男孩偏好”?纯粹是父母出于非经济原因的性别偏好?对于此问题的研究仍然停留在评述水平,鲜有理论或实证研究对此进行深入分析。本文首次通过理论模型和实证数据结合的方式,从经济学视角探寻子女性别差异对中国家庭教育投入决策的影响及其影响机制。

二、家庭内部教育投入的子女性别差异的理论分析

为求解方便,我们构建两期模型($t=1,2$)。在第一期($t=1$),父母工作,并将全部财富用于自己的消费和对孩子的投资,在第二期($t=2$),父母退休,完全靠孩子的经济支持生活。假设家庭有两个孩子,一个儿子和一个女儿,并假设父母只关心自己两期的消费水平和子女的财富水平(因为在第二期父母将完全依赖孩子的财富生活)。假设所有的函数为连续、二阶可导的凹函数。因此,父母生命周期内的效用函数可写成:

$$U_p = U_p(C_1, C_2, W_b, W_g) \quad (1)$$

其中, C_t ($t=1,2$)代表父母在 t 期的消费, W_b 、 W_g 分别指男孩和女孩在第二期的财富水平。

参考Conti et al. (2011)^[17]的做法,假设消费给父母带来的效用与子女财富给父母带来的效用相互独立,从而(1)式改写成:

$$U_p = G_p(C_1, C_2) + V_p(W_b, W_g) \quad (2)$$

为了识别性别偏好,我们将父母从子女财富中获得的效用函数设定为:

$$V_p = \rho V(W_b) + (1 - \rho)V(W_g) \quad (3)$$

其中, $\rho \in [0, 1]$, 代表父母的性别偏好程度, 当 $\rho = 1$ 时, 只有男孩的财富水平带给父母效用, 相反, 当 $\rho = 0$ 时, 只有女孩的财富水平带给父母效用。如果 $\rho > 0.5$, 代表父母存在男孩偏好, 男孩财富带给父母的效用大于女孩财富带给父母的效用。然而, 第二期子女的财富水平取决于第一期父母对其的人力资本投资以及自身禀赋:

$$W_b = \varphi f(I_b, \theta_b) \quad (4)$$

$$W_g = \omega f(I_g, \theta_g) \quad (5)$$

其中, $f(\cdot)$ 代表人力资本投入产出函数, 假设男性与女性的人力资本生产函数相同。 I_b 、 I_g 分别代表第一期父母对男孩和女孩的人力资本投资, θ_b 、 θ_g 分别代表男孩和女孩的禀赋, 包括智商、健康等因素。 φ 、 ω 分别指男孩和女孩在劳动力市场上的人力资本边际收益, 如果 $\varphi \neq \omega$, 说明在劳动力市场上男性和女性的劳动报酬存在差别, 如果相同的人力资本条件下, 男性的薪资待遇优于女性, 则 φ 大于 ω 。

最后, 父母两期面临的预算约束如下:

$$Y = C_1 + I_b + I_g \quad (6)$$

$$C_2 = bW_b + gW_g \quad (7)$$

b 和 g 分别指代父母在第二期从子女处获得的经济帮助, 是子女财富的一定比例, $b \in (-\infty, +\infty)$, $g \in (-\infty, +\infty)$ 。其中, 第一期的预算约束表明父母将全部资源用于消费和对子女的人力资本投资, 第二期的预算约束的意思是, 父母退休后没有收入来源, 靠子女的经济支持生活, 即其消费是一定比例的子女财富。

因此, 父母通过选择子女的人力资本投资水平实现其效用最大化:

$$\text{Max } U_p = G_p(C_1, C_2) + \rho V(W_b) + (1 - \rho)V(W_g) \quad (8)$$

其中, 两期的预算约束分别为式(6)和式(7)。为了求得父母的最优投资策略, 对式(8)进行一阶求导, 并令其为0:

$$\partial U_p / \partial I_b = 0 \quad (9)$$

$$\partial U_p / \partial I_g = 0 \quad (10)$$

从式(9)和式(10)整理得到:

$$\partial U_p / \partial C_1 = [b\varphi * \partial G_p / \partial C_2 + \rho\varphi * \partial V(W_b) / \partial W_b] * \partial f(\cdot) / \partial I_b \quad (11)$$

$$\partial U_p / \partial C_2 = [g\omega * \partial G_p / \partial C_2 + (1 - \rho)\omega * \partial V(W_g) / \partial W_g] * \partial f(\cdot) / \partial I_g \quad (12)$$

为了便于求解, 假设父母两期消费的边际效用相同: $\partial U_p / \partial C_1 = \partial U_p / \partial C_2$, 从式(11)和式(12)整理得到:

$$[b\varphi * \partial G_p / \partial C_2 + \rho\varphi * \partial V(W_b) / \partial W_b] * \partial f(\cdot) / \partial I_b = [g\omega * \partial G_p / \partial C_2 + (1 - \rho)\omega * \partial V(W_g) / \partial W_g] * \partial f(\cdot) / \partial I_g \quad (13)$$

根据式(13), 得到以下推论, 并在下文试图通过实证数据对其进行验证:



第一,如果 $b > g$, 即父母对男孩的经济依赖大于女孩,那么 $\partial f(\cdot) / \partial I_b < \partial f(\cdot) / \partial I_g$, 因为 $f(\cdot)$ 是连续、二阶可导的凹函数,所以得到 $I_b > I_g$, 即父母对男孩的投资将大于女孩。

第二,如果 $\varphi > \omega$, 即男孩在劳动力市场的人力资本边际收益大于女孩,那么也可以得到 $I_b > I_g$ 的结论。

第三,如果 $\rho > 0.5$, 即父母纯粹出于非经济原因的“男孩偏好”,那么 $I_b > I_g$ 。

三、数据、变量说明及研究方法设定

(一)数据来源与变量说明

本文数据来源于甘肃省儿童与家庭调查(GSCF)。这是专门针对中国西北地区少年儿童教育经历及学业成绩的调查。在 2000 年,该调查采用四阶段分级随机抽样方法,即“省抽县、县抽乡、乡抽村、村抽儿童”的方式共抽取了 2 000 名 9 至 12 岁的儿童作为调查对象,并在 2004 年和 2007 年进行了随访。该调查还采访了样本儿童的父母、所在学校的校长、老师和儿童所在村的村主任。本文使用 2000 年和 2004 年的数据重点研究家庭基础教育投入情况。具体变量设定如下:

1. 子女性别、规模效应和出生次序效应变量

“男孩”二元变量为本文的重点关注变量,男孩取值 1,女孩取值 0。此外,我们将规模效应(兄弟姐妹规模)和出生次序效应(相对出生顺序^①)纳入模型控制其对性别变量研究结果的干扰。

2. 家庭教育投入变量

家庭教育投入变量是本文的因变量,不仅包括经济投入,还包括时间精力等非经济投入,我们分别从父母的教育关心程度、孩子入学年龄和辍学可能性三方面来衡量家庭教育投入决策。至于将入学年龄作为教育投入的衡量指标,是因为重视孩子教育的父母很可能会让孩子较早接受学校教育,反之会推迟孩子的入学年龄,以此推迟对其的经济投入时间。^[19]父母的教育关心程度指标来自孩子问卷的 8 个问题^②,我们对这 8 个问题的回答进行赋分得到平均值,与此同时,我们对 8 个问题进行主成分分析(Principal Component Analysis)^③,采用以特征值大于 1 的判断标准获得教育关心程度综合指标来共同衡量教育关心程度。

3. 教育投入性别差异的潜在影响变量

根据本文的理论推导结论和实证数据信息,我们用父母的价值判断标准:“劳动力市场上的教育边际收益”和养老思想两方面考察家庭教育投入决策性别差异的经济原因。具体来说,用“教育对儿子收入影响是否大于女儿”的二元变量衡量父母判断的劳动力市场教育边际收益的性别差异问题,回答“是”,取值为 1,回答“不是”,则取值为 0。与此同时,我们用“父母未来对儿子的经济依赖是否

① 参照 Booth and Kee(2005)、^[18]罗凯和周黎安(2010)^[11]等已有文献的做法,我们也对孩子的出生顺序进行了标准化处理,即用该孩子的出生顺序除以家中所有孩子的绝对出生顺序均值,这样计算得到的相对出生顺序不受孩子规模影响。

② 8 个问题分别为:问题 1:“你父母给你规定作息时间吗,如做家庭作业的时间,玩的时间,睡觉的时间等?”;问题 2:“你父母鼓励你努力去做事情吗?”;问题 3:“你父母在跟你说话时很和气吗?”;问题 4:“你成绩不好时,你父母鼓励你学习要更加努力吗?”;问题 5:“你在学校取得好成绩时,你父母会夸奖你吗?”;问题 6:“你父母喜欢跟你说话、交谈吗?”;问题 7:“他们是否问你的家庭作业的情况?”;问题 8:“他们是否问你的学校的情况?”。8 个问题的回答都是“从不”、“有时”、“经常”,我们分别对其赋值 0、1、2 分。

③ 主成分分析方法,也称为主分量分析,是由 Hotelling 于 1933 年首先提出,旨在用降维的思想将多个变量转换成少数几个综合变量(即主成分)的统计分析方法。

大于女儿”来衡量父母的养老思想,回答是,取值为1,回答不是,则取值为0。

4. 其他控制变量

本文的其他控制变量包括孩子特征和家庭特征变量。孩子特征变量包括孩子年龄、是否上过幼儿园或学前班、学习表现和相对出生顺序。家庭特征变量包括家庭子女规模、父母的受教育水平和家庭财富水平。考虑到家庭教育投入决策很可能存在地区差异,我们通过乡级固定效应来控制不随地区变化的无法观测因素的影响。

(二)研究模型和估计方法设定

本文定义的因变量有离散变量(是否8岁以后入学、至2004年辍学与否)和连续变量(教育关心程度、入学年龄)。对于因变量为连续变量和离散变量的模型,我们需要采用不同的计量经济学模型进行估计。具体来说,当以是否8岁以后入学、至2004年辍学与否为因变量时,我们采用Probit离散选择模型,并采用极大似然估计法进行估计,当以教育关心程度、入学年龄为因变量时,我们采用最小二乘估计法(Ordinary Least-Square Estimation)进行估计。Probit模型回归得到的系数没有实际的解释意义,本文表格汇报的是经过条件边际转换后的结果,可直接用于分析。本文的基本模型设定如下:

$$EduInvest_i = \alpha_0 + \beta_1 MaleChild_i + Z_i\delta + W_i\eta + Village + \epsilon_i \quad (14)$$

其中, $EduInvest_i$ 代表父母的教育投入变量,指教育关心程度、入学年龄或辍学可能性变量。 $MaleChild_i$ 代表男孩二元变量,男孩为1,女孩为0。系数 β_1 是我们关注的重点。如果父母的教育投入决策存在明显的性别偏好, β_1 则显著不为0。若 β_1 显著大于0,说明父母的教育投入决策存在明显的男孩偏好。 Z_i 、 W_i 、 $Village$ 分别代表孩子特征向量集、家庭信息变量集以及乡级固定效应变量集。 ϵ_i 为误差项,包含着不可观测因素。

在考察教育投入决策性别差异的原因时,我们在模型(14)的基础上加入男孩二元变量与父母价值判断标准变量的交叉项来识别潜在的影响路径,具体模型如下:

$$EduInvest_i = \alpha_0 + \beta_1 MaleChild_i + \beta_2 Value_i + \beta_3 MaleChild_i * Value_i + Z_i\delta + W_i\eta + Village + \epsilon_i \quad (15)$$

$Value_i$ 指代父母的价值判断标准变量,指教育对儿子收入的影响是否大于女儿或是父母未来对儿子的经济依赖是否大于女儿。如果交叉项系数 β_3 显著,且 β_1 的显著性下降甚至变得不显著,说明我们控制了教育投入决策性别差异的影响路径。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表1总结了总样本和按性别划分的分样本的描述性统计结果。从表1看出,2000年、2004年男孩占总样本的比例维持在53%~54%,说明两次调查样本的性别分布基本保持不变。在学前教育方面,平均有71%的孩子上过幼儿园或学前班,男孩和女孩样本的上幼儿园或学前班的人群比例没有明显差别。

两年间兄弟姐妹个数没有明显变化,平均为2.32人,相对出生顺序为第1.02~1.03个,而女孩样本的兄弟姐妹个数明显多于男孩样本,相对出生顺序也明显小于男孩样本。根据Basu and Jong (2007)的研究,^[20]男孩偏好可以从家中女童的平均人数多于男童、男童的相对出生顺序晚于女童两

方面看出,因此,上述统计数据一致反映了样本家庭生育的“男孩偏好”。

表1 描述性统计表

变量名	总样本		男孩样本		女孩样本		组间差异
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	t检验
男孩(2000)	0.54	0.50	-	-	-	-	-
男孩(2004)	0.53	0.50	-	-	-	-	-
年龄(2004)	15.04	1.13	15.04	1.15	15.04	1.12	-0.075
上过幼儿园或学前班	0.71	0.45	0.72	0.45	0.70	0.46	-0.904
兄弟姐妹个数(2000)	2.32	0.73	2.20	0.67	2.46	0.76	7.779***
兄弟姐妹个数(2004)	2.32	0.72	2.21	0.66	2.46	0.77	7.387***
相对出生顺序(2000)	1.02	0.35	1.08	0.34	0.96	0.36	-7.170***
相对出生顺序(2004)	1.03	0.36	1.09	0.34	0.96	0.36	-7.999***
父亲教育水平初中及以上	0.52	0.50	0.53	0.50	0.50	0.50	-0.914
母亲教育水平初中及以上	0.32	0.47	0.33	0.47	0.30	0.46	-1.641
家庭资产(元,2000)	14 684	16 953	15 160	17 408	14 128	16 398	-1.289
家庭资产(元,2004)	22 899	43 309	23 397	34 850	22 337	51 235	-0.517
语文成绩(分,2000)	72.66	12.60	71.68	12.81	73.79	12.26	3.503***
数学成绩(分,2000)	74.08	14.09	73.83	14.36	74.38	13.77	0.816
语文水平中上(2004)	0.88	0.33	0.86	0.35	0.91	0.29	3.345***
数学水平中上(2004)	0.77	0.42	0.79	0.41	0.75	0.43	-1.698*
教育关心程度得分	1.29	0.34	1.31	0.33	1.27	0.34	-2.657***
入学年龄	7.41	0.97	7.30	0.89	7.53	1.05	4.948***
至2004年已辍学	0.10	0.31	0.09	0.28	0.12	0.33	2.517***
教育对儿子收入的影响大于女儿	0.46	0.50	0.48	0.50	0.44	0.50	-1.591
父母未来对儿子的经济依赖大于女儿	0.82	0.39	0.93	0.25	0.68	0.47	-14.411***

注:为了更加清楚地进行描述性统计,我们对两年都使用到且在两年间有变化的变量分别进行了统计,以括号(200*)加以区别。有些不随年份变化的变量,没有标注年份。*、**、***指在1%、5%、10%的水平上组间差异显著。

在教育投入方面,教育关心程度平均分为1.29分,代表父母对子女教育的关心频数处于“有时”与“经常”之间。其中男孩获得的教育关心程度显著高于女孩。样本孩子入学年龄平均在7.41岁左右,其中男孩入学年龄明显小于女孩。至2004年,全样本中已有10%的孩子辍学,其中女孩和男孩样本中此比例分别为12%(124人)和9%(97人),与2003年农业部农研中心观察点系统所做的农户常规调查结果非常接近(辍学率10.1%,其中女童11.63%,男童8.96%),说明男孩辍学风险明显低于女孩。从上述统计数据初步看出父母的教育投入决策存在性别差异,男孩在教育资源获得上处于优势地位。

在父母的价值判断标准方面,虽然认为教育对儿子收入影响大于女儿的家庭样本比例占46%,但是认为儿子对父母经济帮助大于女儿的家庭样本比例高达82%,且此比例在男孩样本中明显高于女孩样本。说明大部分家庭仍然存在“养儿防老”的养老思想,而这样的价值判断很可能导致父母对

女孩采取不公平的教育投入决策。

(二)家庭基础教育投入决策影响因素研究

本文首先考察了家庭基础教育投入的影响因素,回归结果汇总于表2,前两列是以“教育关心程度”(平均分和主成分综合得分)作为因变量的回归结果,第3~4列分别以“小学入学年龄”和“是否8岁以后入学”为因变量的回归结果,最后一列是以“至2004年辍学与否”为因变量的回归结果。

表2 家庭基础教育投入的影响因素

	教育关心程度		入学年龄		辍学
	(1) 平均分	(2) 主成分综合得分	(3) 入学年龄	(4) 是否8岁以后入学	(5) 至2004年辍学与否
男孩	0.048*** (0.017)	0.062*** (0.020)	-0.197*** (0.043)	-0.083*** (0.016)	-0.031*** (0.011)
年龄	0.046*** (0.008)	0.039*** (0.009)	-	-	0.062*** (0.006)
兄弟姐妹个数	0.000 (0.014)	-0.002 (0.015)	0.024 (0.033)	0.006 (0.011)	0.009 (0.008)
相对出生顺序	-0.044* (0.024)	-0.051* (0.028)	0.018 (0.061)	0.007 (0.022)	-0.022 (0.015)
上过幼儿园或学前班	-	-	0.099 (0.071)	0.014 (0.022)	-0.029 (0.019)
上小学年龄	-	-	-	-	-0.011* (0.006)
成绩平均得分	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	-	-	-
上学期语文水平中上	-	-	-	-	-0.179*** (0.035)
上学期数学水平中上	-	-	-	-	-0.033** (0.016)
父亲教育水平初中及以上	0.004 (0.020)	0.009 (0.022)	-0.113** (0.047)	-0.030* (0.018)	-0.014 (0.012)
母亲教育水平初中及以上	0.011 (0.021)	0.006 (0.023)	-0.110** (0.049)	-0.055*** (0.018)	-0.019* (0.011)
家庭资产中等水平(最低资产为对照组)	0.019 (0.021)	-0.000 (0.024)	0.012 (0.055)	0.001 (0.018)	-0.022* (0.011)
家庭资产最高水平(最低资产为对照组)	-0.006 (0.024)	-0.023 (0.027)	-0.080 (0.058)	-0.007 (0.022)	-0.031*** (0.012)
常数	0.448*** (0.131)	-0.827*** (0.145)	7.184*** (0.141)	-	-
乡级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 636	1 757	1 799	1 515	1 518
(伪)拟合优度	0.095	0.086	0.236	0.257	0.300



从表2看出,不管是从哪个方面衡量家庭的基础教育投入决策,男孩二元变量的系数都在1%的水平上显著,说明家庭的基础教育投入决策确实存在明显的性别差异。具体来看,男孩二元变量的回归系数在教育关心程度回归中显著为正,在入学年龄、辍学可能性回归中显著为负,说明男孩获得的教育关心程度明显比女孩多,入学年龄显著小于女孩,其中8岁以后入学的可能性显著小于女孩,与此同时,男孩的辍学可能性也明显小于女孩。上述结果一致说明男孩在家庭基础教育投入中处于优势地位,女孩更可能面临“教育关心程度低、入学晚、辍学早”的教育风险。

除子女性别外,家庭的教育投入决策还受其他因素的影响。父母会更多关心年龄较大的孩子的学习情况。孩子相对出生顺序对父母的教育关心程度存在负向影响,出生越晚的孩子得到的教育关心越少,这可能与父母精力有限有关。同时,学习表现好的孩子获得较多的教育关心,父母也更不可能使其在义务教育阶段辍学。父母的教育水平会显著影响孩子入学时间决策,父母学历越高,越不可能让孩子晚入学。同时,母亲初中或以上学历家庭的孩子的辍学可能性明显低于母亲小学及以下学历家庭的孩子。说明父母的教育文化水平对子女教育投入决策具有积极的影响作用。虽然家庭经济状况对教育关心程度和入学决策没有显著影响,但是辍学可能性更多地受家庭预算约束的影响,家庭资产水平越高,孩子辍学可能性越小。说明辍学与家庭的经济状况紧密相关,改善家庭的经济状况,孩子的辍学风险将会得到明显下降,毕竟辍学更可能给孩子未来发展带来负向影响,在经济条件允许的情况下,父母也希望能保证孩子完成义务教育。

(三)子女性别对家庭基础教育投入决策影响的路径识别

在上文证实家庭教育投入决策确实存在明显的“男孩偏好”的基础上,我们通过加入男孩二元变量与父母价值判断标准变量的交叉项的方式探寻其影响路径。如果交叉项显著,同时男孩变量系数显著性水平降低,说明我们控制了主要的影响路径。将模型(2)的回归结果汇总于表3。为了便于比较,保留了控制影响路径前的回归结果。

表3 控制作用渠道前后的子女性别差异对家庭教育投入的影响

变量	教育关心程度平均分		入学年龄		是否8岁以后入学		至2004年是否辍学	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	控制前	控制后	控制前	控制后	控制前	控制后	控制前	控制后
男孩	0.048*** (0.017)	0.013 (0.028)	-0.197*** (0.043)	-0.177* (0.101)	-0.083*** (0.016)	-0.078 (0.055)	-0.031*** (0.011)	0.036 (0.031)
教育对儿子收入的影响大于女儿		-0.005 (0.026)		0.156** (0.069)		0.044** (0.022)		0.004 (0.014)
男孩*教育对儿子收入的影响大于女儿		-0.034 (0.034)		-0.185** (0.087)		-0.052** (0.025)		-0.013 (0.018)
父母未来对儿子的经济依赖大于女儿		-0.063** (0.026)		0.048 (0.073)		0.017 (0.022)		0.029** (0.012)
男孩*父母未来对儿子的经济依赖大于女儿		0.081** (0.034)		0.046 (0.110)		0.021 (0.054)		-0.070** (0.036)
样本量	1 636	1 568	1 799	1 675	1 515	1 404	1 518	1 393
(伪) 拟合优度	0.095	0.098	0.236	0.244	0.2572	0.2663	0.2969	0.3052

注:其他控制变量与表2相同。

从前两列回归结果看出,虽然男孩变量与“教育对儿子收入的影响大于女儿”二元变量的交叉项不显著,但是男孩变量与“父母未来对儿子的经济依赖大于女儿”二元变量的交叉项系数在5%的水平上显著为正,同时男孩变量不再显著,说明我们控制了教育关心程度男孩偏好的影响路径,即当父母预期未来对儿子的经济依赖大于女儿时,或是说存在“养儿防老”思想时,男孩得到的教育关心程度显著高于女孩。同样在列(7)~(8)中,男孩变量与“父母未来对儿子的经济依赖大于女儿”二元变量的系数在5%的水平上显著为负,即当父母预期未来对儿子的经济依赖大于女儿时,他们更不可能让男孩在义务教育阶段辍学。从列(3)~(6)看出,父母对劳动力市场教育边际收益的价值判断标准是影响其是否让子女早接受学校教育的关键因素,当父母认为教育对儿子收入影响大于女儿时,他们更倾向于让男孩早入学,而推迟女孩的入学时间,使女孩在8岁以后入学的可能性明显大于男孩。

综上所述,家庭教育投入决策的“男孩偏好”有因可循,主要存在两个经济作用渠道。第一,从劳动力市场上的教育边际收益出发,如果父母认为教育对儿子收入影响大于女儿,那么他们倾向给予男孩更多的教育关心,也更不可能让男孩辍学;第二,从自身的投资回报出发,如果父母认为未来对儿子的经济依赖大于女儿,即存在“养儿防老”思想的话,他们更倾向于早投资男孩,推迟女孩的入学时间。本文的实证结果支持上文理论模型的前两个结论,至于第三个非经济原因的男孩偏好,本文实证数据未对其进行验证。

五、基本结论

子女在家庭内部教育资源分配中存在竞争,尤其在面临经济预算约束的家庭中,加上“重男轻女”等传统思想的影响,女孩更可能输在“教育的起跑线上”。国内外迄今已有不少研究子女教育性别差异的文献,但国内关于这方面的系统研究较为缺乏。本文首次通过理论模型和实证研究结合的方式探究了子女性别差异对中国家庭基础教育投资决策的影响及其作用渠道。我们通过理论推导揭示了家庭教育投入决策的两个经济原因和一个非经济原因:第一,如果父母预期从儿子那获得的养老经济支持大于女儿,那么父母对男孩的人力资本投资将多于女孩;第二,如果父母预期男孩在劳动力市场的教育边际收益大于女孩,那么他们对男孩的人力资本投资也多于女孩;第三,当父母存在非经济原因的“男孩偏好”时,男孩获得的人力资本投入自然比女孩多。

在理论推导的基础上,本文利用甘肃省儿童与家庭调查数据,证实家庭在基础教育投入中确实存在明显的“男孩偏好”现象,男孩不仅可从父母处获得比女孩更多的教育关心,而且更可能较早地接受学校教育,在辍学可能性上也显著低于女孩。而女孩更可能面临“教育关心程度低、入学晚和辍学可能性大”的教育风险。在此基础上,我们通过实证研究识别了男孩偏好的两个影响路径,验证了本文的前两个理论结论:第一,如果父母认为未来对儿子的经济依赖大于女儿时,即具有“养儿防老”思想,那么他们将给予男孩更多的教育关心,更不可能让男孩辍学。第二,当父母认为教育对儿子未来收入的影响大于女儿时,即男孩在劳动力市场的教育投资收益大于女孩,父母更可能早投资男孩的学校教育,而推迟女孩的入学投资时间。

因此,家庭教育投入决策的“男孩偏好”其实反映了家庭教育投资的效率策略,而不是公平策略。而父母的效率投资决策主要源于其传统的价值判断标准,包括孩子在劳动力市场上的教育边际



收益和从自身出发的投资回报。但是本文认为家庭的效率投资决策不应该过早地表现在基础教育阶段,孩子在基础教育阶段应该享有平等的受教育机会。虽然很难在短期内扭转家庭非经济原因的“男孩偏好”思想,但是政府部门可以对本文所分析的两大影响路径加以政策干预,如向家长宣传女孩受教育的重要性、女孩在劳动力市场上的竞争力不差于男孩等,从而纠正家庭对女孩价值的错误判断;与此同时,政府部门通过推广养老保险制度,引导居民以“购买养老保险养老”的制度养老观念代替“养儿防老”的传统养老观念,也将在一定程度上减轻家庭的男孩偏好,进而从根本上消除家庭乃至整个社会对性别的偏见,促进性别平等。

【参考文献】

- [1] Hull, T.H. Recent Trends in Sex Ratios at Birth in China[J]. *Population and Development Review*, 1990, 16(1):63-83.
- [2] Wang, W. Son Preference and Educational Opportunities of Children in China—I Wish You Were a Boy![J]. *Gender Issues*, 2005, 22(2):3-30.
- [3] Lee, K. S. Parental Educational Investments and Aspirations in Japan[J]. *Journal of Family Issues*, 2010, 31(12):1579-1603.
- [4] Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes. The More the Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2):669-700.
- [5] Conley, D. and R. Glauber. Parental Educational Investment and Children's Academic Risk: Estimates of the Impact of Sibship Size and Birth Order from Exogenous Variation in Fertility[J]. *Journal of Human Resources*, 2006, 41(4):722-737.
- [6] Kantarevic, J. and S. Mechoula. Birth Order, Educational Attainment and Earnings: An Investigation Using the PSID [J]. *Journal of Human Resources*, 2006, 41(4):755-777.
- [7] Connelly, R. and Z. Z. Zheng. Determinants of School Enrollment and Completion of 10 to 18 Year Olds in China[J]. *Economics of Education Review*, 2003, 22(4):379-388.
- [8] 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,(2):21-27.
- [9] 蒋中一,戴洪生.降低农村初中辍学率和义务教育体制的改革[J].*中国人口科学*,2005,(4):59-66.
- [10] 黄颖,任军利.新形势下我国农村女童教育问题探讨[J].*农业考古*,2010,(3):242-244.
- [11] 罗凯,周黎安.子女出生顺序和性别差异对教育人力资本的影响——一个基于家庭经济学视角的分析[J].*经济科学*,2010,(3):107-119.
- [12] Alderman, H. and E. M. King. Gender Differences in Parental Investment in Education[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 1998, 9(4):453-468.
- [13] 林莞娟,秦雨.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[J].*经济科学*,2010,(2):116-128.
- [14] Li, J. H. and W. Lavelly. Village Context, Women's Status and Son Preference among Rural Chinese Women[J]. *Rural Sociology*, 2003, 68(1):87-106.
- [15] 盛亦男.“男孩偏好”的家族制度影响研究[J].*南方人口*,2012,(4):8-15.
- [16] 刘爽.对中国生育“男孩偏好”社会动因的再思考[J].*人口研究*,2006,(3):2-10.
- [17] Conti, G., J. J. Heckman, J. J. Yi, and J. S. Zhang. Early Health Shocks, Parental Responses, and Child Outcomes[Z]. Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Hong Kong, 2011.

- [18] Booth, A. L. and H. J. Kee. Birth Order Matters: the Effect of Family Size and Birth Order on Educational Attainment [J]. *Journal of Population Economics*, 2005, 22(2): 367-397.
- [19] 刘守义,任丽莉,韩惠鹏. 农村家庭子女性别结构对家庭教育投资行为影响的研究[J]. *教育与职业*, 2008, (35): 66-67.
- [20] Basu, D. and R. D. Jong. Son Preference and Gender Inequality [Z]. *South and South East Asia Econometric Society Meeting*, Chennai, India, 2007.

[责任编辑 傅 苏]

Theoretical and Empirical Study of Gender Inequality in the Family's Compulsory Educational Investment

ZHOU Qin¹, YUAN Yan²

(1. *National School of Development of Peking University, Beijing, 100871, China*; 2. *Research Institute of Economics and Management of Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu Sichuan, 610074, China*)

Abstract: Balanced development of compulsory education of girls and boys has been a hot topic in educational world in China. We explore whether children gender affects parents' decision making about compulsory education or not through theoretical and empirical study. We find that girls are more likely to suffer the academic risks of "lower education attention, later enrollment, and earlier dropout". Based on this, we investigate the reasons for son preference in parents' allocating of resources. First, if parents believe that they will get more help from sons than daughters in the future, they tend to pay more attention to their sons' education and reduce their likelihood of dropping out of school. Second, if parents think that education affects their sons' income potential more than daughters', they tend to enroll their sons earlier. Hence, it would be efficient to induce the balanced development of compulsory education of girls and boys if policy makers could transform families' traditional value standard and pension viewpoint.

Key Words: educational investment decision, son preference, compulsory education