

农村家庭内部“同辈竞争”对女性受教育机会影响研究

张显浩 李 玲

四川省社会科学院 四川成都 610506

摘要：农村家庭资源有限，当家庭生育规模扩大时，家庭内部兄弟姐妹间对于资源的争夺会无形间增加，并由此形成农村家庭内部的“同辈竞争”。在农村家庭内部的“同辈竞争”中，女性属于天然的弱势群体，其弱势的竞争力是否会在受教育权限中得以体现值得关注。从微观家庭视角切入，借助CFPS2010数据研究家庭生育规模所带来的“同辈竞争”压力，给女性受教育机会造成的差别性待遇程度。发现农村家庭内部“同辈竞争”强度会造成给女性受教育机会减少，且相较于男性减少程度会更显著，并且这种性别间的差别性受教育机会随着重男轻女程度的加深而更加明显。

关键词：农村家庭生育规模；“同辈竞争”；女性受教育机会；差别性待遇

Study on the influence of “peer competition” within rural families on women's educational opportunities

Xianhao Zhang, Ling Li

Sichuan Academy of Social Sciences, Chengdu, Sichuan province, 610506

Abstract: In rural households with limited resources, as the family's reproductive size expands, there is an invisible increase in competition among siblings for resources, giving rise to “peer competition” within rural families. Within this “peer competition” in rural households, women are inherently disadvantaged, and it is worth examining whether their disadvantaged competitiveness is reflected in their access to education. This paper takes a micro-family perspective and uses data from CFPS 2010 to study the differential treatment of women's educational opportunities caused by the “peer competition” pressure brought about by family reproductive size. The paper finds that the intensity of “peer competition” within rural households leads to a reduction in educational opportunities for women, and this reduction is more significant compared to men. Moreover, the gender-based disparities in educational opportunities become more pronounced as the degree of favoring male over female children intensifies.

Keywords: Rural Family Birth Scale; “Peer Competition”; Educational Opportunities for Women; Differential Treatment

一、研究背景

随着经济社会的发展和独生子女政策的长期执行，农村家庭生育规模有了较大幅度的下降，农村家庭内部的“同辈竞争”压力有所缓解。整体而言，近年来农村地区的性别间差别受教育机会问题呈下降趋势。但近年来，我国受到低生育率和高老龄化率的影响严重。截至2019年底，中国大陆全年出生人口1465万人，人口出生率为10.48‰，继2018年的1523万之后再创新低。就目前而言，我国的人口年龄结构趋于老龄化、人口负增长即将到来，逐步显现出劳动力结构性不足、养老金压力增大等问题。因此，国家层面有放开生育限制的政策取向。近年来，我国政府及其相关部门逐步出台了一系

列相关的政策法规，推动人口生育政策内容及政策导向的改革，适应不断变化的人口发展结构状况。中国各地于2011年开始全面实施“双独二孩”政策。2012年党的十八大报告中也强调，逐步完善政策，促进人口长期均衡发展。2013年政府工作报告进一步指出，统筹解决好人口数量、素质、结构和分布问题。2013年十八届三中全会正式决定放开“单独二孩”政策。2015年党的十八届中央委员会第五次全体会议公报决定于2016年1月1日正式实施“全面二孩”政策。自此，独生子女政策正式退出历史舞台。并且，许多学者对“全面二孩”政策效果持乐观态度，认为政策实施效果预期利远大于弊（原新，2016）。短期内，该政策将释放大量累积性二孩

生育意愿,使得我国短期的总和生育率发生反弹,并一定程度上改善人口年龄结构(杨舸,2016),但随着生育政策的进一步放开、累积性二孩生育意愿得到释放,农村家庭生育规模必定会发生反弹,农村家庭内部的“同辈竞争”程度必然会增大。由于传统而言,女性在家庭资源的获取中处于弱势地位,家庭规模的变化是否会导致女性受教育机会发生改变,这种“同辈竞争”在多大程度上影响女性受教育机会,导致女性的受教育年限发生改变。这些问题是本文关注的核心问题。

20世纪60年代以来,劳动力要素,确切的说是人力资本在经济长期发展中的作用不断被强调。西奥多·舒尔茨的人力资本理论强调人力资本不足与劳动技能偏低是造成贫困的重要根源,其现实性的原因是个人对自身人力投资的过分轻视,更深层次的原因在于区域和家庭教育的投入性及开发性匮乏。并且舒尔茨通过实证测算得到教育对经济增长的贡献率超过3成,从宏观实证视角论证教育的极端重要性。保障女性的正当受教育权利,是改变农村女性未来发展,促进性别平等的重要手段。在未来人口生育政策有可能进一步方框的背景下,有必要研究家庭内部“同辈竞争”对于女性受教育机会的影响。最终,为各省制订差别化人口生育鼓励细则时提供另一种角度的考量,同时出台相应的配套政策措施应对可能的对于农村女性受教育机会的负面影响。

二、研究方法及相关假设

本文基于家庭教育决策理论、人力资本投资理论和教育性别不平等理论,旨在从家庭角度探究,在家庭资源有限的约束下,家庭生育规模的增大带来的“同辈竞争”加剧对于农村女性受教育机会的影响。一方面,有助于把握生育政策逐渐放开背景下可能带来的对于农村女性受教育机会的负面影响,准确了解在不同家庭规模下的农村女性在不同教育阶段的受教育机会;另一方面,既为改善农村女性教育性别差异化问题精准施策,又为未来可能的富有针对性的人口生育政策及其配套设施提供理论依据。总体而言,本文的主要研究内容为家庭生育规模对农村女性不同教育阶段升学机会的影响,并设定如下假设:

假设1:家庭生育规模增加导致家庭内部“同辈竞争”加剧,对农村女性小学升初中升学机会获得具有负向影响。

假设2:家庭生育规模增加导致家庭内部“同辈竞争”加剧,对农村女性初中升高中升学机会获得具有负向影响。

假设3:家庭生育规模增加导致家庭内部“同辈竞争”加剧,对农村女性高中升大学升学机会获得具有负向影响。

假设4:家庭生育规模增加导致家庭内部“同辈竞

争”加剧,对农村女性升学机会获得的影响随着教育阶段提高而更加明显。

三、文献综述

近年来,有关女性受教育机会的研究成果非常丰富。许多学者发现宏观的人口政策会影响到女性受教育机会的变化,实施严格独生子女政策的时期,较低生育率改变了女性受教育机会获得方面的不利地位,对于提升女性入学率和增加女性受教育年限有明显作用(叶华,2011)。而这种对于女性受教育机会的影响机制为,宏观人口的变化导致全社区范围内对于教育资源竞争的减弱,以及微观家庭内部资源分配变化对个人教育的影响(郑磊,2013),两个方面同时发生。另外,相当部分的学者从微观家庭视角切入进行研究发现,即使面临相同的资源约束,女性受教育水平仍然整体低于男性。此时,性别间的受教育机会的产生更可能来源于家庭内部,比如其他家庭成员对女性的干扰。罗凯等(2010)发现出生顺序对受教育机会具有正向影响,并且农村地区出生顺序效应存在性别差异,即男孩平均的出生顺序对其受教育程度的正影响显著高于女孩。郑筱婷等(2017)发现家庭生育规模对女性受教育程度和高中、大学的入学机会都有显著负向影响,并且性别歧视对女性受教育机会的损害主要发生在农村地区。黎煦等(2016)发现家庭生育规模对男性的教育年限影响甚微,但对女性的负面影响十分显著。钟粤俊等(2018)发现我国家庭内孩子数量增加会降低个体受教育年限,女性所受影响更严重,并认为重男轻女的传统观念和职业性别歧视是两个主要原因。这些研究成果为我们在新的人口政策调整的窗口期,开展农村家庭内部“同辈竞争”对女性受教育机会的影响研究的实践意义提供经验佐证。

四、实证分析

1. 数据及变量选取分析

本文选用中国家庭动态跟踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)中2010年基线调查数据,选取已完成教育的农村女性作为研究对象,共计8022个样本,并收集个体教育信息、父母教育和工作信息、家庭成员的身份信息作为研究使用的各个变量。

被解释变量为农村女性受教育情况,采用的衡量指标为升学机会。涉及小学升初中、初中升高中、高中升大学三个阶段的升学机会的获得,反映由低层次教育向高层次教育递进的情况。参照已往学者经验将受教育年限为0-6年的认为未成功从小学升入初中,将小学升初中变量赋值为0,受教育年限为6年及以上的认为成功从小学升入初中,将小学升初中变量赋值为1,后两个阶段的升学变量赋值原理类似,构建三个教育阶段升学机会的0-1变量。

解释变量为家庭生育规模,采用问卷中对“请问您

一共有几个兄弟姐妹（包含已经去世的）”的数据结果。将“不适用”、“拒绝回答”、“不知道”三种回答赋予缺失值；为降低极值对回归的影响，将家庭生育规模大于6的均赋值为6。

控制变量包括受访者父母的教育年限、重男轻女程度。在父母教育年限中将教育程度为文盲/半文盲转化为受教育年限为0年，并将此信息与2010年成人库匹配，补充缺失值。父母的教育程度一方面反映家庭拥有的文化资本，父母教育程度对子女求学意愿、学习观念和态度会产生一定影响，将父母教育程度作为控制变量，既可以控制了家庭背景对个人教育的影响，又可以在一定程度上间接控制了个人学习习惯等个人特征变量。重男轻女程度。采用调查中受访者对传宗接代重要程度的认知数据，该数据可以反映家庭内部对于传宗接代思想的认同程度，可以作为衡量家庭重男轻女偏好的代理变量。

工具变量为一胎孩子性别。参考李（Lee）的研究方法，选用第一胎孩子性别作为识别因果关系的工具变量。并根据问卷调查中成员的“家庭关系”和“年龄”两项信息，判别出哥哥和姐姐的年龄和数量，确定受访者的出生顺序。

表4-1 变量赋值规则

变量符号	变量定义	数值定义
chance1	小学升初中	升学=1, 未升学=0
chance2	初中升高中	升学=1, 未升学=0
chance3	高中升大学	升学=1, 未升学=0
sibling	家庭生育规模	0-6, 不包括受访者本人
eduf	父亲教育年限	文盲/半文盲=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=15, 本科=16, 硕士=19, 博士=23
edum	母亲教育年限	同上
inherit	重男轻女程度	数值越大, 越偏好男孩
First-gender	一胎孩子性别	女=1, 男=0

2. 模型设定

整体而言，本文为研究农村家庭内部“同辈竞争”对女性受教育机会的影响，针对升学机会获得指标，构建小学升初中、初中升高中、高中升大学三个教育阶段的probit模型，同样采用一胎孩子性别作为解决内生性问题的工具变量，构建IVprobit模型。

升学机会用小学生是否上了初中、初中生是否上了高中和高中生是否上了大学三个二值变量表示，根据不同的教育阶段建立三个probit模型。

$$\text{Prob}(\text{chance}_{ji} = 1) = \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 \text{sibling}_i + \gamma_2 X_i + \omega_i) \quad (1)$$

其中， chance_{ji} 为被解释变量，表示农村女性*i*在小

学升初中（ $j=1$ ）、初中升高中（ $j=2$ ）、高中升大学（ $j=3$ ）是否获得升学机会。解释变量 sibling_i 为农村女性*i*的所在家庭的剩余规模。控制变量 X_i 为农村女性*i*的控制因素，包括父亲和母亲的教育年限、重男轻女程度。 γ_i 表示家庭生育规模对农村女性教育年限的影响系数。

当使用第一胎性别作为工具变量时，采用两阶段最小二乘法（2SLS）估计第一胎性别对家庭生育规模的影响，回归方程为：

$$\text{sibling} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{first-gender} + \alpha_3 X_i + \mu_i \quad (2)$$

其中， first-gender 为一胎孩子性别，作为家庭生育规模的工具变量。用方程（2）估计出影响后，第二阶段采用方程（1）进行回归。

3. 实证结果及其分析

（1）描述性统计

表4-2为主要变量的描述性统计。整体而言，农村女性的平均受教育年限为4.32年，受教育程度偏低。其中，小学升初中的平均升学率为59%，初中升高中的平均升学率为25%，高中升大学平均升学率为24%，小学升初中阶段和初中升高中阶段的升学率差距较大。家庭对传宗接代的重视程度指数平均为4.13（最大值为5）。

表4-2 主要变量的描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差
受教育年限	8022	4.32	4.41
小升初率	4528	0.59	0.49
初升高率	2660	0.25	0.43
高中升大学率	655	0.24	0.42
家庭生育规模	8022	3.07	1.72
重男轻女程度	8022	4.13	1.07
第一胎性别	8022	0.68	0.46

（2）工具变量有效性检验

合格的工具变量应满足外生性和相关性两个条件，从理论上讲，第一胎性别是一个相对较为自然的结果，几乎不受父母偏好和家庭特征等外在因素的干扰，与模型中的扰动项不相关，满足工具变量的外生性条件；如果第一胎是女孩，基于男孩偏好，父母继续生育的意愿较高，家庭的孩子数量就会更多，第一胎性别会影响家庭孩子数量，满足工具变量的相关性条件。在实证检验中，结果如下所示：

①相关性

表4-3显示，第一胎是女孩提高了家庭生育第二、三、四胎的意愿，估计系数分别为0.061、0.071、0.097，在1%的水平上显著。随着生育数量的增多，对家庭生育第五个孩子意愿的影响减弱，虽然第一胎是女孩对第五次生育依然有正向影响，但系数不再显著。此时家庭生育意愿已经基本满足，生育成本在大幅增加，因此第一胎性别对家庭高阶次生育意愿的影响逐渐减弱，可能导

表4-3 一胎孩子性别对家庭第n次生育 (n>1) 影响的probit估计

	第二次生育	第三次生育	第四次生育	第五次生育	第六次生育	第六次以上生育
一胎性别	0.061***	0.071***	0.097***	0.021	-0.002	-0.021
	(0.007)	(0.011)	(0.015)	(0.021)	(0.028)	(0.041)
样本量	5, 460	5, 071	3, 520	2, 164	1, 200	564
PseudoR2	0.104	0.21	0.167	0.086	0.057	0.028

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误; PseudoR2: 伪决定系数R2.

致第一胎性别对第六次及以上次数的生育变为负向影响且系数不显著。

从中可以看出, 第一胎为女孩对六孩以下家庭的子女数量有正向影响。本文的总样本量为8022, 其中子女数量小于六个的样本量为6147, 约占总样本量的76.6%。说明第一胎性别作为工具变量与内生变量有相关性, 对总样本中绝大部分的样本产生了影响。

②外生性

本文通过检验第一胎性别和一些可观测的家庭特征变量之间的关系, 来验证工具变量的良好外生性。表4-4第(1)列的回归结果说明, 第一胎性别与父母特征之间没有显著的相关性。考虑中国1985年引进医用B超技术后, 家庭可能对第一胎性别进行人为选择, 因此第(2)列选取1985年后出生的样本做进一步检验, 结果说明第一胎性别与父母其他特征均不具有显著相关性。工具变量具有良好的外生性特征。

表4-4 一胎孩子性别与父母特征变量的回归结果

	(1) 全体样本	(2) 1985年后出生的样本
父亲户籍	-0.249	-0.634
	(-0.175)	(-0.902)
母亲户籍	-0.307	-0.209
	(-0.231)	(-0.952)
父亲年龄	-0.002	-0.021
	(-0.008)	(-0.016)
母亲年龄	0.011	0.006
	(-0.008)	(-0.018)
父亲教育年限	-0.002	-0.023
	(-0.008)	(-0.014)
母亲教育年限	0.006	0.022
	(-0.009)	(-0.015)
样本量	5, 460	1, 584

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误;

(3) 家庭生育规模与农村女性小学升初中升学机会

在表4-5中, 第(1)列仅包含关键解释变量家庭生育规模, 第(2)列在第(1)列基础上加入受访者父母的教育年限、重男轻女程度等控制变量, 第(3)列为考虑内生性问题后使用IV-Probit模型估计的回归结果。

表4-5显示, 家庭生育规模对农村女性小学升初中阶段升学机会获得具有显著的负向影响。第(1)列在不控制任何控制变量的情况下, 家庭生育规模与农村女性小学升初中升学机会获得之间存在显著的负向关系, 但无法说明两者间存在因果关系。在加入控制变量后, 第(2)列回归结果显示关键解释变量的回归系数降至0.022。第(3)列工具变量模型的回归结果显示, 家庭生育规模每增加一个会使农村女性从小学升入初中的概率降低16.8%, 在1%的水平上显著。根据表4-5的回归结果可以得出, 家庭生育规模对农村女性小学升初中机会获得具有显著的负向影响, 假设1成立。

表4-5 家庭生育规模对农村女性小学升初中升学机会

	(1) Probit	(2) Probit	(3) IV-Probit
家庭生育规模	-0.047***	-0.022***	-0.168***
	(0.004)	(0.005)	(0.031)
母亲教育年限		0.021***	0.004
		(0.002)	(0.007)
父亲教育年限		0.012***	0.005
		(0.002)	(0.004)
重男轻女程度		-0.040***	-0.016
		(0.006)	(0.012)
样本量	4, 528	4, 528	4, 528
PseudoR2	0.018	0.102	

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误;

(4) 家庭生育规模与农村女性初中升高升学机会

在表4-6中, 第(1)列仅包含关键解释变量家庭生育规模, 第(2)列在第(1)列基础上加入受访者父母的教育年限、重男轻女程度等控制变量, 第(3)列为考虑内生性问题后使用IV-Probit模型估计的回归结果。

表4-6显示, 家庭生育规模对农村女性初中升高阶段升学机会获得具有显著的负向影响。第(1)列在不控制任何控制变量的情况下, 家庭生育规模与农村女性小学升初中升学机会获得之间存在显著的负向关系。加入控制变量后, 第(2)列回归结果显示关键解释变量的回归系数降至0.022。第(3)列工具变量模型的回归结果显示, 增加一个兄弟姐妹会使农村女性从小学升入初

中的概率降低 16.7%，在 1% 的水平上显著。根据表 4-6 可发现，家庭生育规模对农村女性初中升高中机会获得具有显著的负向影响，假设 2 成立。

表 4-6 家庭生育规模对农村女性初中升高中升学机会

	(1)	(2)	(3)
	Probit	Probit	IV-Probit
家庭生育规模	-0.028*** (0.005)	-0.022*** (0.006)	-0.167*** (0.047)
母亲教育年限		0.012*** (0.002)	0.002 (0.005)
父亲教育年限		0.006*** (0.002)	0.003 (0.003)
重男轻女程度		-0.032*** (0.007)	-0.020** (0.010)
样本量	2, 660	2, 660	2, 660
PseudoR2	0.010	0.069	

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误；

(5) 家庭生育规模与农村女性高中升大学升学机会

在表 4-7 中，第 (1) 列仅包含关键解释变量家庭生育规模，第 (2) 列在第 (1) 列基础上加入受访者父母的教育年限、重男轻女程度等控制变量，第 (3) 列为考虑内生性问题后使用 IV-Probit 模型估计的回归结果。

右表可知，家庭生育规模对农村女性高中升大学阶段升学机会获得不具有显著影响。第 (1) 列在不控制任何控制变量的情况下，家庭生育规模与农村女性初中升高中升学机会获得之间存在显著的负向关系，但无法说明存在负向的因果关系。控制了个人层面的特征变量后，加入控制变量后，第 (2) 列回归结果显示家庭生育规模的回归系数降至 0.022 并且不再显著。第 (3) 列工具变

表 4-7 家庭生育规模与农村女性高中升大学升学机会

	(1)	(2)	(3)
	Probit	Probit	IV-Probit
家庭生育规模	-0.074*** (0.011)	-0.022 (0.015)	0.081 (0.133)
母亲教育年限		0.002 (0.005)	0.008 (0.008)
父亲教育年限		0.004 (0.005)	0.004 (0.005)
重男轻女程度		-0.004 (0.014)	-0.011 (0.015)
样本量	649	649	649
PseudoR2	0.066	0.139	

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误；

量模型的回归结果显示，增加一个兄弟姐妹会使农村女性从高中升入大学的概率提高 8.1% 且不显著，假设 3 不成立。

关于家庭生育规模对农村女性高中升大学升学机会获得的不显著正向影响，原因推测：①大学与之前阶段的教育又很大差别，女性进入大学后，人力资本存量会大幅增加，未来预期收益增加明显，家庭此时愿意进行教育投资。②国家提供了助学贷款等，降低了女性接受大学教育的成本，家庭此时承担的教育投资成本下降，愿意进行教育投资。因此家庭生育规模对农村女性大学升学机会的获取不再具有显著影响。

综上，家庭生育规模对农村女性升学机会获得的负向影响体现在小学升初中和初中升高中两个阶段，家庭生育规模增加对两个阶段升学机会获得的负向影响几乎没有差别，分别为 16.8% 和 16.7%，义务教育政策的实施保障了农村女性接受初中教育的权利，因此当前情况下更应该关注接受高中教育的情况，尤其是对于偏远地区或贫困地区的农村女孩。家庭生育规模对农村女性大学升学机会获得不具有显著影响，假设 4 不成立。

4. 稳健性检验

(1) 剔除出生顺序影响

在家庭内部，出生顺序同样是影响女性受教育就会的重要影响因素。一方面现实中偏爱幼子现象非常普遍，若女性的出生顺序靠后，容易得到父母的偏爱。另一方面，随着经济社会的发展，家庭的经济水平有所提高，出生顺序靠后的子女面临的经济约束更小。当女性的出生顺序靠后时，家庭生育规模对其受教育机会的影响可能会与其他出生顺序的女性有差异。因此，本文剔除受访者出生顺序为最后的样本。

表 4-8 表明，在剔除出生顺序的影响后，家庭生育规模对农村女性受教育年限、小学升初中升学机会获得、初中升高中升学机会获得均具有显著的负向影响，对高中升大学升学机会获得具有不显著的正向影响。与工具变量模型的回归结果较为一致，说明本文的主要结论依然成立，结果较为稳健。

表 4-8 稳健性检验

	(1) IVprobit- 小学升初中	(2) IVprobit- 初中升高中	(3) IVprobit- 高中升大学
家庭生育规模	-0.078** (0.036)	-0.076* (0.041)	0.036 (0.074)
N (样本量)	3, 341	1, 982	479

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 括号内为稳健标准误；控制变量包括父母教育年限、重男轻女程度；

五、结论及政策建议

1. 结论

总体而言，家庭生育规模所带来的“同辈竞争”压

力,给女性受教育机会造成了负面的差别性待遇程度,但在高中升大学阶段的回归中系数不显著。进一步使用第一胎性别作为工具变量控制内生性进行工具变量回归,结果显示家庭生育规模对农村女性教育年限、小学升初中学机会获得、初中升高中机会获得的影响依然显著为负,对高中升大学机会获得影响变为正且仍不显著。最后,进行改变样本范围的稳健性检验,本文的主要结论依然成立,结果较为稳健。

2. 政策建议

阿玛蒂亚·森的可行能力理论将伦理学等引入福利经济学框架内,将福利的概念由财富、收入等拓宽至个体权利、个体可行能力乃至个体自由。他从哲学、社会学和经济学等综合视角下强调,教育作为个体最基本的权利之一和其他工具性自由得以充分实施的前提,必须得到充分保障。艾利克斯·英格尔斯的人力素质贫困理论基于现代化实现的视角指出,人的现代化对于国家现代化的极端重要性,以及贫困的根源在于人的素质与能力。因此,实现国家现代化的先决条件是通过人的现代化摆脱贫困,而实现人的现代化的重要途径就是教育。奥斯卡·刘易斯的贫困文化理论则基于社会文化的视角认为,贫困文化在在贫困人口代际间形成闭环,贫困现象内生且无法阻断。只有通过教育扶贫引入主流的价值观和知识,才能打破贫困文化的闭环。因此,女性的受教育机会的保护即使女性的天然权力和自由,也是打破农村贫困传递闭环的重要途径,更是增加我国人力、人才资本存量的战略措施。目前,我国农村女性具有群体庞大、教育水平低下、对后代人力资本水平积累影响明显等特点,如何提高农村女性教育水平,保障农村女性受教育权利,应该成为社会和相关管理部门重视的问题,根据研究内容和结论,本文提出以下思考和建议:

第一,依据人口形势逐步合理调整人口政策。中国实行计划生育政策的三十多年里,农村家庭的生育数量得到了有效的控制,全样本的回归结果说明计划生育政策在提升女性教育方面具有积极意义。虽然当前教育资源相对丰富,部分家庭增加一个孩子,对原有女孩的经济约束可能不会产生太大影响;并且农村地区的重男轻女偏好在一定程度上有所减弱,家庭教育投资中的男孩偏好得到改善。但在进行未来进一步放开人口生育政策时,仍要综合考虑人口数量和结构变化对经济、教育等各方面产生的影响。

第二,增加农村女性接受高中教育的机会。首先,法律方面,对特定地区和特定人群提供教育方面的法律保障,可以从当前女性教育的短板着手,在贫困地区和少数民族聚集地区将高中教育纳入义务教育阶段,尽快补齐教育领域的短板,促进女性人力资本水平的大幅提高;其次,完善高中教育中的国家助学贷款和政府教育

补贴政策,降低农村女性接受高中教育的经济约束,为农村女性教育提供资金支持,减轻家庭对女孩进行教育投资的顾虑;最后,在促进教育投资的同时,合理配置教育资源,提高农村地区的师资水平和教学设备质量,进一步保障农村女性接受义务教育的权利,提高义务教育阶段教育的质量,为女性打好知识储备的基础,提高其获得高中教育的机会。

第三,加强男女平等思想的宣传,提高女性地位。农村地区严重的重男轻女思想,是家庭生育规模对女性教育产生负影响的主要原因,要改善当前的情况,首先要加强社会养老保险体系的构建,让农民免除养儿防老的担忧,让父母明晰男孩和女孩均有赡养父母的义务和责任,这是逐渐减轻重男轻女社会现象的重要途径。其次要减少就业的性别歧视,给予女性平等的就业机会和薪酬待遇,提高家庭对女性进行教育投资的期望和动力。最后要通过多种形式加强农村地区男女平等思想的宣传,例如通过村集体定期举行宣传活动,利用新闻媒体宣传女性的重要性,使得农村居民逐渐认识到女性在家庭和社会中的重要地位。

参考文献:

- [1]原新.我国生育政策演进与人口均衡发展——从独生子女政策到全面二孩政策的思考[J].人口学刊,2016.38(05):第5-14页.
- [2]杨舸.“全面二孩”后的人口预期与政策展望[J].北京工业大学学报(社会科学版),2016.16(04):第25-33页.
- [3]叶华,吴晓刚.生育率下降与中国男女教育的平等化趋势[J].社会学研究,2011,26(05):153-177+245.
- [4]郑磊,张鼎权.中国教育性别差异的经济学研究评述[J].妇女研究论丛,2013(02):112-119.
- [5]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——一个基于家庭经济视角的分析[J].经济科学,2010(03):107-119.
- [6]郑筱婷,陆小慧.有兄弟对女性是好消息吗?——家庭人力资本投资中的性别歧视研究[J].经济学(季刊),2018,17(01):277-298.
- [7]黎煦,刘华.同胞数量与教育获得的性别差异[J].人口与经济,2016(03):19-29.
- [8]钟粤俊,董志强.更多兄弟姐妹是否降低个人教育成就?——来自中国家庭的微观证据[J].财经研究,2018,44(02):75-89.
- [9]周盈南.生育决策与家庭人力资本积累——对孩子数量与质量关系的再考察[J].武汉职业技术学院学报,2014,13(03):13-18.
- [10]Ungmin Lee. Sibling size and investment in children's education: an Asian instrument. [J].Journal of Population Economics.2008,Vol.21(No.4): 855-875.