

家庭背景与教育获得的性别不平等

蔡栋梁¹ 孟晓雨² 马 双³

【内容摘要】区别于考察教育获得机会性别不平等的累积效果，本文考察了不同阶段教育获得机会性别不平等，检验了性别因素与家庭背景因素之间的交互作用。利用2008年中国综合社会调查数据(CGSS)的研究表明，教育获得机会性别不平等随着教育层次的提高而减弱。城乡差异加剧了教育获得机会的性别不平等，农村居民教育获得机会的性别差异程度要高于城市居民。随着教育层级的提高，母亲受教育水平越高将持续降低教育获得机会的性别不平等。兄弟姐妹人数越多的家庭，教育获得机会的性别不平等越严重，且随着教育阶段的深入，效果持续、唯一存在。结果表明，增加城镇人口比例的中国城市化政策、提高父母教育程度的高校扩招政策以及缩小家庭规模的计划生育政策将对中国教育获得的性别平等化有贡献。本文采用极大似然估计，一次性分析影响不同阶段教育获得机会性别不平等的因素，考察了不同层次教育的序贯选择过程以及选择过程之间存在的相关性。

【关键词】教育不平等；性别差异；群体差异

一、引言及文献综述

女性能否受到与男性平等的受教育机会是衡量一个社会教育公平与否的重要指标之一，然而很多研究就曾指出男女在接受教育的机会上存在显著差异。^{[1][2][3]}这种差异的原因来自几个方面。

第一，劳动力市场中的性别差异使得父母基于家庭总效用最大化的原则，对男女的教育投入存在差异。武中哲(2008)研究的结果表明，我国劳动力市场存在性别不平等，且与其他国家相比存在扩大的趋势；^[4]申晓梅等(2010)以2008年度“中国大学毕业生求职与工作能力调查”山东省数据为基础，考察了大学生毕业半年后的就业和工资状态，结果表明女大学生在毕业半年后的就业中遭遇就业机会和工资的双重歧视。^[5]在这种情况下，贝克尔(1987)开创的新古典家庭模型很好地解释了教育的性别其实。新古典家庭模型指出，以家庭为单位的最优化过程中，父母对于每一个儿童，存在一个最优的教育投资水平，^[1]使得教育期望收益的净现值等于家庭负担的教育成本。由于劳动力市场上的男女性别歧视，必然导致家庭将更多的

作者简介：蔡栋梁(1982—)男，西南财经大学金融学院(成都 611130)讲师。研究方向：财富管理、理财产品、风险管理。

孟晓雨(1992—)男，西南财经大学经济学院(成都 611130)研究生。研究方向：劳动经济学。

马 双(1984—)男，西南财经大学经济学院(成都 611130)副教授。研究方向：劳动经济学、公共经济学。

资源投入男孩的教育。新古典家庭模型推导出的理论假设得到一些文献的证实（彭松建，1990；罗淳，1991；丁守海，2011）。^{[7][8]}

第二，父母各自在家庭中的讨价还价能力。新古典家庭模型虽然得到一些研究的证实，但也有一些经济学家提出了异议。他们认为，在实际生活中，家庭成员之间在生产能力和个性特征上都不尽相同，把不同的家庭成员整合为一个同一的个体并不很合适（Schultz, 1999），一些在非洲等国家的经验证据也并不支持同一偏好的假定（McElroy, 1990）。^{[9][10]} 基于这一思路，McElroy and Horney（1981）和 Manser and Brown（1980）提出了一个关于家庭行为的纳什讨价还价模型。^{[11][12]} 讨价还价模型把家庭决策过程看作是发生在家庭内的明显的或隐含的讨价还价过程，即假定丈夫和妻子的效用函数是分离的，当偏好不同时，就必定有一个家庭资源配置决定的机制，最一般的机制是在家庭内部存在着合作的讨价还价博弈。模型假设每个家庭成员有一个效用函数和一个威胁点（Threat Point）。威胁点的含义是指家庭成员在家庭外能得到的最大的效用水平。它代表了一个成员的讨价还价能力，因而一个成员的威胁点越大，该成员所偏好的商品就会在家庭需求中占据越强的位置。讨价还价能力的变化会引起个体偏好的商品在家庭内需求量的变化，如母亲教育程度的提高会提高她讨价还价能力，从而提高她所偏好的商品的消费。一些研究表明，相对于男性来说，女性在资源配置中会更倾向于她们的孩子，因而母亲在家庭内的讨价还价能力的提高会相应地提高在孩子身上的人力资本投资（Handa, 1996）。^[13] 同时在家庭内部资源分配模式中，母亲（或女性）的影响对女孩受教育的作用更大（Zhang, Kao, and Hannum, 2007）。^[14]

在中国，虽然教育获得存在性别差异，但经过几十年经济的发展，我国居民教育获得的性别不平等呈现持续下降的趋势。图1显示的是在1960—1990年出生的被调查者平均受教育年限的性别差异及其变化趋势。从图1中我们可以发现，1970年以后出生的中国居民教育获得的性别不平等基本呈现持续下降的趋势；1974年出生的人群男女之间的受教育年限差距达到最大，平均相差2年以上；1975—1980年出生的人教育年限的性别差异基本保持在半年左右。



图1 不同出生年代被访者的平均受教育年限（分性别）

教育获得过程中的性别不平等的下降趋势使有关研究的重点转移到探讨两个相互关联的议

题上。其中一个探讨教育获得性别差异平等化的原因。关于这一议题很多学者都从国家的宏观政策或结构性因素出发来解释这个平等化的趋势。Hannum 和 Xie (1994) 认为新中国推行的许多促进总体社会平等以及性别平等的举措是教育性别平等化的主要因素, 他们的研究表明性别平等变化的趋势和程度, 与中国不同历史时期政治环境有直接的关系。在强调平等的时期, 可以看到增强的教育性别平等化趋势, 而在强调经济发展的时期, 教育的性别平等化趋势减缓, 甚至有不平等加大的趋势。^[3]

另外, 教育获得除了性别差异外, 这种差异还在群体之间显著不同, 分析教育获得性别不平等的群体差异为降低教育获得的性别不平等提供了另一个思路。李春玲 (2009) 基于 2001 年“当代中国社会结构变迁研究”的全国抽样调查数据, 采用地位获得模型分析, 重点探讨了家庭背景因素, 包括父母教育水平、父亲职业地位、户口身份和家庭经济条件——对男性和女性的影响差异。研究结果显示, 女性的受教育机会更易于受到家庭背景的局限, 出身于较差的家庭环境, 特别是生长于农村或来自农民家庭的女性的受教育机会明显少于其他人。^[1]

本研究立足于第二个研究议题, 探讨教育获得性别不平等的群体差异模式。相比已有文献, 本文在以下几个方面有一定的贡献。第一, 已有研究把教育年限作为因变量, 同时隐含假定影响教育获得性别差异的因素, 其作用是线性的。我们的研究显示, 这个假设过强, 在不同教育阶段, 这种影响并不相同。本文将子女的教育获得情况以不同年龄段下各教育阶段的完成情况来衡量, 具体分为初等教育、中等教育和高等教育三个阶段。第二, 区别于已有研究方法, 本文依照个体接受初等教育、中等教育、高等教育的选择顺序, 采用极大似然估计 (MLE) 一次性估计个体的序贯选择过程。区别于以往文献中考察教育不平等的累计效果, 该方法有利于我们考察每个教育阶段中新增的教育不平等, 同时消除各阶段选择过程的相关性对回归结果带来的偏差。

二、数据及变量

(一) 数据介绍

本文使用的数据来自中国综合社会调查 CGSS (China General Social Survey, CGSS) 2008 年数据。该数据库是我国第一个具有综合性和连续性的大型社会调查项目。CGSS 访问的对象是根据随机抽样的方法, 在全国除西藏、青海以外的 28 个省市自治区抽取家庭户, 然后在每个被选中的居民户中按一定规则随机选取 1 人作为被访者, 由访问员手持问卷对该被访者进行调查, 所有被调查者的年龄都在 18 岁及以上。最终, CGSS 在 2008 年获得了 6000 份有效问卷, 其中城市地区问卷为 3982 份, 农村问卷 2018 份。根据本文的研究目的, 我们将本文所需数据中间卷结果为“其他”“不知道”和“拒绝回答”设置为缺失值。筛选之后参与分析的有效样本量为 5894, 其中城市样本为 3903 个、农村样本为 1991 个。

(二) 变量解释及描述统计

在传统理论和实证研究的基础上, 家庭决策模型认为教育上的性别差异会随各种不同的因素的变化而变化。基于以往的研究, 本文选择如下变量。

教育完成情况 (Y_i): 此变量为本文的因变量。本文将教育分为三个阶段, 分别为初等教育阶段、中等教育阶段和高等教育阶段。其中, 初等教育包括小学和初中, 中等教育包括普通高中、职高、技校和中专, 高等教育包括大专、大学本科和研究生及以上。此变量为虚拟变量, 在取得相应阶段学历的候取值为“1”, 否则取值为“0”。

性别 (gender): 该样本是女性时取“1”。本研究的主要目的是考察教育获得的性别差异, 因此这是本文的核心自变量。

户口 (hukou): 样本户口为农村时取“1”。

居住地 (LP): 样本 14 岁的居住地为农村时取“1”。来自被访者 14 岁时的居住地, 因为 14 岁左右是一个人的关键年龄段, 更准确地测量子女初等教育获得决策时的家庭背景。此外, 在城市和农村家庭中, 母亲的讨价还价能力也不同, 不发达地区女性的威胁点一般较低 (McElroy and Horney, 1981)。

民族 (nationality): 样本来自汉族是取“1”, 否则取值为 0。

父母亲受教育程度 (E_f, E_m): 根据父母亲受到的最高正规教育转化为教育年限来衡量该变量。

兄弟姐妹人数 (S): 已有的研究表明, 兄弟姐妹数量对个体教育获得的影响是负面的, 即兄弟姐妹的人数越多, 个体的教育获得水平越低 (叶华、吴晓刚, 2009)。^[15]

年龄 (age): 本文采用的被访者在 2008 年被调查时的周岁年龄。用以控制教育获得在不同年代不相同的因素。

14 岁时母亲的职业类别: 本研究基于李春玲 (2005) 的研究, 选取了三个重要的职业类别, 分别为党政机关 (G)、事业单位 (I) 和企业 (E)。^[16] 母亲的职业类别对其在家庭中讨价还价能力的影响是至关重要的。三个都为虚拟变量, 分别在取“是”的时候为“1”“否”的时候取“0”。

义务教育政策 (CE): 此变量为虚拟变量, 在被调查者受该政策影响时取“1”。义务教育政策对初等教育的影响较大, 所以只在初等教育的模型中添加此变量进行回归。

高校扩招政策 (EU): 此变量为虚拟变量, 在被调查者受该政策影响时取“1”。此政策对高等教育影响较大, 在高等教育的回归模型中添加此政策变量。

表 1 给出了本研究所用变量的描述统计结果。可以看到, 样本中男女比例相差不大, 且男性的平均受教育年限确实要高于女性; 教育阶段的层次越高, 完成的比例越低, 高等教育在我国 25 岁以上的群体中完成比例大约只有 12%; 父母的平均受教育年限之间的性别差异要高于子代的性别差异。

表 1 变量的描述统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
受教育年限	5394	9.412	3.676	0.000	24.000
男性受教育年限	2719	9.693	3.668	0.000	24.000
女性受教育年限	2675	9.126	3.663	0.000	20.000
18岁及以上是否完成初等教育	5894	0.648	0.478	0.000	1.000
21岁及以上是否完成中等教育	5672	0.353	0.478	0.000	1.000
25岁及以上是否完成高等教育	5288	0.124	0.330	0.000	1.000
性别(女性=1)	5894	0.518	0.500	0.000	1.000
户口(农村=1)	5894	0.433	0.495	0.000	1.000
14岁时的居住地(农村=1)	5894	0.586	0.493	0.000	1.000
民族(汉=1)	5894	0.929	0.258	0.000	1.000
父亲受教育年限	5894	5.399	4.540	0.000	22.000
母亲受教育年限	5894	3.475	4.231	0.000	16.000
兄弟姐妹人数	5894	2.886	1.950	0.000	12.000
年龄	5894	43.080	14.077	18.000	98.000
14岁时母亲是否在事业单位工作(是=1)	5894	0.040	0.195	0.000	1.000
14岁时母亲是否在党政机关工作(是=1)	5894	0.006	0.079	0.000	1.000
14岁时母亲是否在企业工作(是=1)	5894	0.131	0.337	0.000	1.000
义务教育政策(受影响=1)	5894	0.179	0.384	0.000	1.000
高校扩招政策(受影响=1)	5894	0.160	0.366	0.000	1.000

三、教育获得平等性的极大似然估计

(一) MLE 回归模型

如图 2 所示，个体的教育经历有先后顺序。只有接受了小学及初中的义务阶段教育后，才能升入高中阶段接受中等教育，也只有接受中等教育后才能参加高考，进而接受大学及以上的高等教育。已有研究中把教育年限作为因变量，分析教育过程中的性别歧视问题，在我们看来这样处理有一定的不足。一是该处理方法隐含一个假定，即教育获得的性别差异是线性的。现实中该假设过强，通常的情况是在不同的教育阶段，性别对教育获得性的影响并不相同。二是通过受教育年限作因变量的分析很难发现教育过程中性别歧视的阶段特征，只能发现平均或累计效果。虽然前文在不同阶段的回归中，均加入了前一阶段教育是否完成的控制变量，但各阶段之间的独立性没有考虑。现实中，这些选择过程可能不独立。例如，基于以下几个原因，选择接受小学及初中教育的家庭，更有可能接受中等教育以及高等教育。第一，学生个人的学习能力。学习能力强的学生可能顺次接受各阶段的教育，因而学生的学习能力使得这些阶段的教育存在相关性。第二，父母对孩子的教育偏好也可能使得这三个阶段教育存在相关性。若父母非常关注子女的教育问题，则父母会强行要求子女顺次接受初等教育、中等教育和高等教育，

进而表现为各阶段教育选择的非独立性。本部分将借助教育的顺次选择过程，构建统一的极大似然函数，并在似然函数中，充分考虑各阶段教育选择的独立性问题。

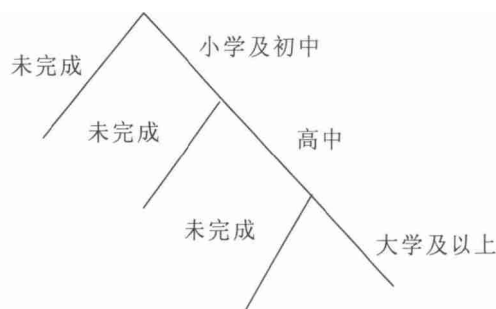


图2 教育经历序贯图

首先，构建如下二元决定方程反映个体是否完成小学及初中教育，即义务教育。

$$pr = \Phi (Z_1 \gamma_1 + e_1 > 0) \quad (2)$$

式(2)中， pr 为0、1二元变量，取值为1时表示个体完成义务阶段教育。 Φ 为正态分布的累积密度函数， Z_1 为控制变量，包括核心变量 $gender$ 及其与其他变量的交叉项、个体特征变量等。 e_1 为残差项。为了模型的识别， e_2 的分布将被标准化为 $N(0, 1)$ 分布。

其次，完成义务教育的个体将面临是否完成中等教育的选择，该选择过程由下式决定。

$$gz = \Phi (Z_2 \gamma_2 + e_2 > 0) \quad (3)$$

同样地， gz 也为0、1二元变量，取值为1时表示个体完成高中阶段教育。 Z_2 为影响该阶段选择的控制变量。为了模型的识别，残差项 e_2 的分布也被标准化为 $N(0, 1)$ 分布。值得说明的是，义务教育阶段与中等教育阶段的独立性，在模型中表现为(2)式和(3)式的残差项是否显著相关。因此，为了考虑两阶段教育的独立性问题，我们假设 $e_1 = \rho_1 e_2 + u_1$ ，通过估计参数 ρ_1 来判断教育选择的独立性。基于 e_1 、 e_2 的分布假设，我们可以得出 $u_1 \sim N(0, 1 - \rho_1^2)$ 。

最后，完成高中阶段教育的个体还将选择是否接受高等教育。是否完成高等教育的过程可由下式表示：

$$dax = \Phi (Z_3 \gamma_3 + e_3 > 0) \quad (4)$$

dax 也为0、1二元变量，取值为1时表示个体完成高等教育。 Z_3 为影响该阶段选择的控制变量。同样，为了模型的识别，残差项 e_3 的分布也被标准化为 $N(0, 1)$ 分布。式 $e_2 = \rho_2 e_3 + u_2$ 用以描述中等教育与高等教育的选择独立性问题。

基于图2中的选择过程，整个样本将被划分为四部分人群，即未完成初等教育的个体、完成初等教育但未完成中等教育的个体、完成中等教育但未完成高等教育的个体以及完成高等教育的个体，通过(2)式至(4)式可以表示每部分人群出现的概率。对任何一个个体，我们有概率函数：

$$f(pr, gz, dax) = f(pr = 0)^{1(pr=0)} \times f(pr = 1, gz = 0)^{1(pr=1, gz=0)} \times f(pr = 1, gz = 1, dax =$$

$$0) 1^{(pr=1, gz=1, dax=0)} \times f(pr=1, gz=1, dax=1) 1^{(pr=1, gz=1, dax=1)} \quad (5)$$

其中, $f(pr=0)$ 表示未完成初等教育个体对应的概率, $1(pr=0)$ 为识别函数, 当括号内的条件成立时取值为 1。类似的, $f(pr=1, gz=0)$ 为完成初等教育但未完成中等教育个体出现的概率, $f(pr=1, gz=1, dax=0)$ 为完成中等教育但未完成高等教育个体出现的概率, $f(pr=1, gz=1, dax=1)$ 为完成高等教育个体对应的概率。

根据 (2) 式至 (4) 式, 仅考虑到义务教育阶段与中等教育阶段的独立性时, 我们有:

$$\text{prob}(pr=0) = 1 - \Phi(Z_1\gamma_1) \quad (6)$$

$$\text{prob}(pr=1, gz=0) = \int_{-\infty}^{-Z_2\gamma_2} \Phi\left(\frac{Z_1\gamma_1 + \rho_1 e_2}{\sqrt{1 - \rho_1^2}}\right) \times \phi(e_2) de_2 \times (1 - \Phi(Z_2\gamma_2)) \quad (7)$$

$$\text{prob}(pr=1, gz=0, dax=0) = \int_{-\infty}^{-Z_2\gamma_2} \Phi\left(\frac{Z_1\gamma_1 + \rho_1 e_2}{\sqrt{1 - \rho_1^2}}\right) \times \phi(e_2) de_2 \times \Phi(Z_2\gamma_2) \times (1 - \Phi(Z_3\gamma_3)) \quad (8)$$

$$\text{prob}(pr=1, gz=0, dax=1) = \int_{-\infty}^{-Z_2\gamma_2} \Phi\left(\frac{Z_1\gamma_1 + \rho_1 e_2}{\sqrt{1 - \rho_1^2}}\right) \times \phi(e_2) de_2 \times \Phi(Z_2\gamma_2) \times (\Phi(Z_3\gamma_3)) \quad (9)$$

将各概率表达式代入 (5) 式, 即得出本文用以估计的极大似然函数。

(二) MLE 回归结果

表 2 是采用极大似然回归考察各教育阶段性别差异的结果。表 2 的第 (1) 列考察了基础教育的性别差异。结果显示, 性别确实会影响到人们基础教育的获得。表 2 给出了回归中性别变量的系数为 -0.456, 其经济学含义是在其他因素相同的条件下, 女性完成基础教育的机会显著地比男性少 45.6%。这与已有的研究及和我们的预期一致, 基础教育的获得存在性别不平等。此外, 义务教育政策对是否完成初等教育的影响并不显著, 这可能与年龄存在一定的共线性有关。表 2 的第 (2) 列考察了中等教育的性别差异。在控制其他特征变量后, 性别的系数变为 -0.168, 且在 1% 的水平上显著, 其绝对值小于表 2 的第 (1) 列中该变量的系数 -0.456。这表明, 性别对中等教育完成机会的影响将小于初等教育完成机会, 即中等教育中的性别不平等比初等教育低。进一步来观察高等教育的性别差异, MLE 回归的结果见表 2 的第 (3) 列。性别系数的绝对值进一步下降变为 -0.147, 且在 5% 的统计水平下显著。

值得说明的是, 假设 $e_1 = \rho_1 e_2 + u_1$ 中的参数 ρ_1 为正, 且在 11% 的统计水平下显著, 表明个体是否完成初等教育与是否完成中等教育显著正相关。完成初等教育的居民, 有更大的可能性完成中等教育。但在考虑中等教育与高等教育独立性的回归中, 式 $e_2 = \rho_2 e_3 + \mu_2$ 用以考虑中等教育与高等教育的选择独立性问题的回归参数 ρ_2 为 0.097, t 值为 1.21, 在 10% 的统计水平下不显著。在控制给定的变量后, 居民是否完成中等教育与是否完成高等教育没有显著相关性, 两阶段教育的完成情况是独立的, 这可能与我国严格的高考制度有关。是否完成中等教育更多地取决于家庭的决策, 而是否完成高等教育除此之外, 还取决于高考成绩, 而高考成绩

好坏多取决于个体的学习能力。

表2 教育与性别歧视 (MLE 回归)

VARIABLES	(1) 初等教育	(2) 中等教育	(3) 高等教育
性别	-0.456*** (0.0437)	-0.168*** (0.0317)	-0.147** (0.0594)
户口	-0.879*** (0.0572)	-0.857*** (0.0457)	-0.866*** (0.102)
居住地	-0.250*** (0.0642)	-0.0511 (0.0427)	0.304*** (0.0794)
民族	0.288*** (0.0766)	0.0180 (0.0652)	-0.0130 (0.130)
父亲受教育年限	0.0684*** (0.00640)	0.0395*** (0.00460)	0.0325*** (0.00893)
母亲受教育年限	0.0460*** (0.00818)	0.0352*** (0.00513)	0.0487*** (0.00966)
兄弟姐妹人数	-0.00577 (0.0119)	-0.0527*** (0.00983)	-0.0952*** (0.0214)
年龄	-0.0276*** (0.00216)	-0.00763*** (0.00161)	-0.00776** (0.00303)
事业单位	0.284 (0.204)	0.210** (0.0816)	0.0654 (0.117)
党政机关	-0.0373 (0.406)	0.187 (0.200)	0.296 (0.273)
企业	0.531*** (0.109)	0.112** (0.0471)	0.0332 (0.0779)
义务教育政策	0.108 (0.0893)		
常数项	1.829*** (0.152)	0.485*** (0.105)	-0.232 (0.196)
ρ_1	0.109 (0.0669)		
ρ_2	0.097 (0.0799)		
样本数	5382	5382	5382

注: 括号中的数字为 White 稳健标准差, *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 下同。

表3是仅考虑完成初等教育与完成中等教育并不独立后的回归结果。第(1)列显示了初等教育阶段性别选择的原因。从交叉项来看,在初等教育阶段,相比14岁时居住地为城镇的女生来讲,14岁时居住在农村的女生受教育的可能性更低。父亲的受教育程度加重了男女受教育的不平等性,母亲的受教育年限对子女教育获得中的性别不平等有缩小的作用。这与我们

前面论述的讨价还价模型的结论是一致的，父亲文化程度较高会降低母亲的讨价还价能力，而母亲的受教育水平提升会提高自身讨价还价的能力，母亲较强的讨价还价能力会降低子女受教育的性别差异。家庭子女的多少显著影响教育获得中的性别不平等，家庭子女越多，女生受初等教育的概率越低。值得欣慰的是，1986年开始实施的义务教育制度显著减少了女生在初等教育中的不平等。

表 3 各阶段教育中性别选择的原因

变量	(1) 初等教育	(2) 中等教育	(3) 高等教育
性别	0.0772 (0.195)	-0.268* (0.157)	-0.361 (0.317)
户口	-0.971*** (0.0854)	-0.872*** (0.0612)	-0.883*** (0.133)
居住地	0.0694 (0.0946)	-0.00987 (0.0587)	0.457*** (0.106)
民族	0.350*** (0.113)	-0.0450 (0.0937)	-0.0998 (0.178)
父亲受教育年限	0.0817*** (0.00949)	0.0370*** (0.00623)	0.0242** (0.0117)
母亲受教育年限	0.0234** (0.0119)	0.0259*** (0.00691)	0.0509*** (0.0127)
兄弟姐妹人数	0.0195 (0.0173)	-0.0345*** (0.0128)	-0.0797*** (0.0271)
年龄	-0.0290*** (0.00219)	-0.00832*** (0.00162)	-0.00541 (0.00353)
事业单位	0.281 (0.203)	0.217*** (0.0821)	0.0748 (0.118)
党政机关	0.0272 (0.397)	0.231 (0.198)	0.348 (0.274)
企业	0.508*** (0.109)	0.114** (0.0472)	0.0310 (0.0785)
义务教育政策	-0.335*** (0.123)		
性别×居住地	-0.612*** (0.127)	-0.109 (0.0819)	-0.355** (0.154)
性别×父亲受教育年限	-0.0216* (0.0127)	0.00733 (0.00886)	0.0228 (0.0180)
性别×母亲受教育年限	0.0393** (0.0160)	0.0190** (0.00954)	-0.00605 (0.0184)
性别×兄弟姐妹人数	-0.0538** (0.0240)	-0.0400** (0.0185)	-0.0408 (0.0425)
性别×民族	-0.0638 (0.155)	0.128 (0.131)	0.216 (0.263)
性别×户口	0.119 (0.114)	0.000725 (0.0862)	0.00411 (0.208)
性别×义务教育政策	0.796*** (0.164)		
高校扩招政策			0.0336 (0.117)
性别×高校扩招政策			0.157 (0.154)
常数项	1.617*** (0.182)	0.554*** (0.130)	-0.273 (0.264)
ρ_1	0.158** (0.0679)		
样本数	5382	5382	5382

对于中等教育，从表3的第(2)列可以看出，家庭背景较少地改变教育获得中的性别差异。需要强调的是，在此教育阶段，母亲的受教育年限更多地增加女孩受教育的可能性，此效果从初等教育持续到中等教育。家庭子女规模跟初等教育中的表现一样，在中等教育中仍显著减少女生受中等教育的可能性。

表3的第(3)列显示，在高等教育中，性别不平等现象基本上不显著。父母受教育水平和家庭子女规模也不会显著影响到子女受高等教育的性别差异。唯一显著影响女生接受高等教育的因素是14岁时的居住地。若14岁时居住在农村，则女生接受高等教育的概率要显著地低于男生。需要说明的是，高校扩招政策也同样没有影响到居民接受高等教育的性别差异，这可能是由于高等教育的获得与个人能力更相关。回归系数为正，且在5%的统计水平下显著，进一步印证了初等教育与中等教育选择过程的不独立性，已有研究中忽视这些选择上的差异将导致回归结果的有偏。

五、结论及政策建议

本文利用2008年中国综合社会调查(CGSS2008)数据，研究探讨了中国居民初等教育、中等教育和高等教育获得机会的性别不平等现状，同时着重检验了各个家庭背景因素对不同阶段教育获得性别差异的影响。本文的研究发现可以归纳为以下几点：首先，随着教育获得层次的提高，教育获得机会受性别因素的影响在减小，教育不平等更多地体现在初等教育阶段，而义务教育政策可以显著地减小该阶段的教育性别差异。其次，教育获得机会的性别不平等程度受家庭背景因素的影响。主要表现为：(1)农村居民教育获得机会的性别不平等比城镇户籍居民更严重；(2)父母受教育水平越高的群体，教育获得机会的性别差异越小，且母亲对教育获得机会性别不平等的影响要大于父亲；(3)兄弟姐妹人数越多的家庭，教育获得机会的性别不平等现象越严重；(4)母亲的职业地位越高，教育获得机会的性别差异越小；(5)教育获得机会的性别差异并不存在显著民族差异。本文采用了极大似然估计(MLE)，MLE回归方法消除了各阶段选择过程的相关性对回归结果带来的偏差，使回归结果更为准确。

本文的政策含义是，中国的城市化(城镇人口比例增加)、义务教育政策、高校扩招政策(母亲的教育程度提高)以及计划生育政策(导致兄弟姐妹规模缩小)等多项因素应该都对中国教育获得的性别平等化历史趋势有所贡献。随着社会的发展，性别差异在改善。但是在农村及文化水平低的家庭仍然较为严重，可能需要针对女性提供一些政策纠正措施。提高女童的受教育水平，关键要提高其母亲的教育水平，教育的这种代际传递效应在女性身上体现得尤其明显。解决现代教育获得的性别不平等问题，提升女性的受教育水平，可以促进下一代性别不平等问题的解决，提高下一代女性的受教育水平。☆

主要参考文献:

- [1] 李春玲. 教育地位获得的性别差异_家庭背景对男性和女性教育地位获得的影响 [J]. 妇女研究论丛, 2009 (1).
- [2] 吴愈晓. 中国城乡居民教育获得的性别差异研究 [J]. 社会, 2012 (04).
- [3] Hannum & Yu Xie. Trends in Educational Gender Inequality in China: 1949 - 1985 [J]. Social Stratification and Mobility, 1994 (13).
- [4] 武中哲. 转型背景下劳动力市场性别不平等的中外比较 [J]. 经济学家, 2008 (2).
- [5] 申晓梅, 谭远发, 边慧敏. 中国大学毕业生就业中的性别歧视甄别 [J]. 经济学家, 2010 (10).
- [6] 贝克尔. 家庭经济分析 [M]. 彭松建译, 北京: 华夏出版社, 1987.
- [7] 罗淳. 贝克尔关于家庭对孩子需求的理论 [J]. 人口学刊, 1991 (5).
- [8] 丁守海. 劳动剩余条件下的供给不足与工资上涨——基于家庭分工的视角 [J]. 中国社会科学, 2011 (5).
- [9] McElroy, Marjorie B. The Empirical Content of Nash - Bargained Household Behavior. The Journal of Human Resources, 1990, 25 (4): 559 - 583.
- [10] T. Paul Schultz. Women's Role in the Agricultural Household: Bargaining and Human Capital. Discussion Paper No. 803, Economic Growth Center, Yale University, 1999.
- [11] McElroy, Marjorie B., and Mary Jean Horney. Nash - Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. International Economic Review, 1981, 22 (2): 333 - 349.
- [12] Manser, Marilyn and Murray Brown. Marriage and Household Decision - making: A Bargaining Analysis. International Economic Review, 1980, 21: 31 - 44.
- [13] Handa, Sudhanshu, Maternal Education and Child Attainment in Jamaica: Testing the Bargaining Power Hypothesis, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1996, Vol58, 1, 119 - 137.
- [14] Yuping Zhang, Grace Kao, and Emily Hannum. Do Mothers in Rural China Practice Gender Equality in Educational Aspirations for Their Children [J]. Comparative Education Review, 2007, 51 (2).
- [15] 叶华, 吴晓刚. 生育率下降与中国男女教育的平等化趋势 [J]. 妇女研究论丛, 2009 (01).
- [16] 李春玲. 当代中国社会的声望分层_职业声望与社会经济地位指数测量 [J]. 社会学研究, 2005 (2).

Family Background and the Gender Inequality of Education

Cai Dongliang¹ Meng Xiaoyu² Ma Shuang³

Abstract: Differing from exist literatures examining accumulative effect of gender inequality in educational attainment, the paper inspects the family background effect on gender inequality of education in different education stages. With the data from 2008 Chinese General Social Survey (CGSS), we find the gender inequality in education would be weakened in higher education stage. Rural - urban differences intensify this gender inequality, gender differences of education opportunity in rural is larger than that in urban. Higher mother education level will consistent reduce the gender inequality in higher education stage. The more siblings a family has, the more serious gender inequality of educational attainment will be. The results indicate China's urbanization policies which increased urban population proportion, college expansion policy that improved mothers' education degree and family one child planning policy which decreased family size could contribute to gender equality in education in China. This paper use maximum likelihood estimation to analyze factors which can effect gender inequality of different education stages at one time, inspecting the correlation of different levels of education in sequential selection process as well as selection process.

Key words: Educational Inequality, Gender Difference, Population Difference

[收稿日期: 2016.9.1 责任编辑: 廖中新]

[中图分类号] F014.1 [文献标识码] A [文章编号] 1000-8306 (2016) 10-0110-12