

同胞数量与教育获得的性别差异

黎 煦, 刘 华

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

摘 要: 同胞数量对教育获得的影响存在性别差异, 对女性影响较大, 对男性没有统计上的影响。在国家强调教育公平的时期, 同胞效应的性别差异较小; 在强调效率的时期, 性别差异较大。在农村, 同胞效应的性别差异要高于城镇。从同胞构成来看, 对女性教育获得影响最大的是弟的数量。研究表明, 同胞效应产生的主要原因是家庭预算约束和性别偏好。

关键词: 同胞数量; 教育获得; 性别偏好

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2016)03-0019-11

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2016.03.003

Gender Differences in the Effects of Sibship Size on Educational Attainment

LI Xu, LIU Hua

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: Gender differences exist in the effects of sibship size on educational attainment, sibship has stronger negative effect on female's education but it's effect on male's education is not significant statistically. During the period emphasizing educational equality, the gender difference in the effects of sibship size is small, while it becomes larger during the period characterized by competition and efficiency. The gender difference is much larger for rural residents than for urban residents. Given the sibship structure, the negative effects on educational attainment are stronger for female, particularly when there are younger brothers. The analyses indicate that the effects of siblings are mainly due to family's budget constraints and son preference.

Keywords: sibship size; educational attainment; gender difference

收稿日期: 2015-09-10; 修订日期: 2015-12-23

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“基于人力资本的我国代际收入流动机制与公共政策研究”(14BSH023); 浙江省哲学社会科学重点研究基地(浙江省劳动保障与社会政策研究中心)课题“人力资本视角下的我国代际收入流动机制研究”(14JDZS01Z); 北京市属高等学校“人才强教深化计划”青年拔尖人才培育计划; 首都经济贸易大学校级课题“我国农村劳动力的就业方式选择和收入差距研究”(2014XJG013)。

作者简介: 黎煦, 经济学博士, 首都经济贸易大学劳动经济学院副教授; 刘华, 首都经济贸易大学劳动经济学院硕士研究生。

一、引言

教育机会的性别差异作为性别不平等的一个重要方面，一直受到社会分层研究的关注^[1]。对我国的经验研究主要有两个思路：一是分析宏观的制度政策变化对不同性别群体教育机会的影响。研究发现，我国教育性别平等变化的趋势和程度，与国家不同历史时期的政治环境有直接的关系。在强调平等的时期，教育性别平等化会增强，在强调经济发展的时期，教育的性别平等化趋势则减缓，甚至不平等会加大^[2-3]。也有研究分析某个具体的政策对教育性别平等化的影响，如研究发现高校扩招从整体上改变了男性和女性之间的机会结构，增加了女性的相对教育机会^[4]。另一个思路是从微观的角度，研究家庭条件的变化对教育水平的影响。张俊森等发现，家庭背景（家庭收入和父母文化程度）对女孩的教育水平影响更大，主要原因是贫困家庭中女孩的教育更易受到经济状况的约束^[5]。

除了家庭背景，同胞数量作为家庭结构的一个重要方面，如何影响子代的教育水平一直受到研究者的重视^[6-7]。由于发达国家和中国在制度环境和文化上的巨大差异，研究同胞数量对教育获得的性别差异较少，因此本文的研究不仅可以对我国的经验事实提供有说服力的解释，也可以丰富该领域的研究成果。

主流的实证研究发现，同胞的数量对个体教育获得有负面作用，对此最有影响的解释是资源稀释假说。该假说认为，家庭资源包括非物质资源和物质资源，前者主要指父母的时间、和小孩的情感交流等，物质资源主要包括父母在小孩教育上的投资和提供的学习环境。随着兄弟姐妹数量的增加，每个小孩能够获得的资源就会减少，从而影响他们的教育水平^[8-9]。第二个解释是群集理论（the confluence theory）。该理论认为，某个特定的儿童所处的家庭智商环境是父母和兄弟姐妹人数的平均水平，因此兄弟姐妹人数越多，对个人教育水平的负面影响就越大。根据该理论，出生顺序对教育获得也有作用，早出生的小孩所处的家庭智商环境就要比晚出生的小孩优越，从而教育程度更高^[10]。第三个解释是，父母决定孩子的数量和质量本身是一个内生的权衡过程。也就是说，父母在决定子女数时，可能同时考虑他们拥有的资源以及对子女教育程度的期望，即有一个我们未能观测到的变量“父母对子女教育获得的期望”同时影响了兄弟姐妹个数和个体教育水平，从而导致同胞数量对教育获得的影响估计是有偏的，不是真实的因果关系^[11]。第四个解释是谢宇等在研究中国台湾地区的代际教育流动时提出的。他拓展了资源稀释假说，认为家庭资源不仅包括父母的资源，也包括未婚子女给家庭带来的资源。在重男轻女的文化中，父母往往牺牲年长孩子（特别是女孩）的教育机会，通过她们对家庭的贡献来帮助弟弟妹妹完成更多的教育，该理论的一个重要发现是兄弟姐妹的个数、构成和出生的间隔等对男孩和女孩的影响是不同的^[12]。已有研究表明，同胞数量和同胞结构都对个体教育水平产生影响，并且这些影响对男女有明显的不同。

二、研究假设

本文主要研究同胞数量对男女性别教育水平影响的不同，进一步研究中还涉及同胞结构，这就需要我们z从多个维度来分析教育的性别不平等。

第一个维度是总的同胞数量对男性和女性教育获得的影响差异。一般来说，如果在对孩子进行教育投资时，家庭资源没有预算约束，父母不会有性别偏好，这是发达国家家庭表现出的一个共同特点。但我国经济发展水平还比较落后，对孩子的教育投资是大部分家庭的重要支出，在对多个孩子进行教育投资时，父母就会有一个取舍和轻重的态度。父母在教育投资时的性别偏好，主要还是基于成本收益的经济考虑。在我国，由于女性和男性的生理特点不同，加上劳动力市场的性别歧视等原因，

女性的平均工资要低于男性。与此同时, 我国的社会保障体制还不健全, 农村父母年老后基本上是靠子女养老, 而在我国的文化中, 男性主要承担赡养父母的义务, 对儿子的教育投资可以获得终生的长期回报, 因此父母大多有重男轻女的思想, 更加偏重对男孩的教育投资, 男性教育水平受同胞数量的影响较小。由此, 我们提出第一个研究假设。

假设 1: 同胞数量对教育获得的负面影响, 在性别间存在差异。

第二个维度是考察在不同的出生队列, 同胞数量对男女教育水平的影响差异。根据贝克尔 (Becker) 和索伦 (Solon) 的理论模型, 孩子的教育水平是家庭教育投资和政府教育投资之和的函数^[13-15]。如果政府加大教育支出, 会在一定程度上抵消家庭资源在教育投资上的预算约束。和发达国家不同, 我国这几十年经济社会制度变化剧烈, 不同时期的宏观政策影响了家庭资源的可得性和资源的分配, 因此不同时期出生的孩子受到政策的影响是不同的。我国的教育发展一直是服从于特定的经济和政治目标, 总的来看, 教育政策在不同时期追求教育平等和效率的侧重点不同^[2]。在注重平等的时期, 政府会大量增加教育的供给, 降低各级教育的入学门槛, 使得教育机会在不同群体上分配比较平等, 家庭背景对子女教育水平影响较小, 从而男女教育获得的差异较小, 这主要体现在 1978 年改革开放以前。1978 年以后, 我国教育政策的主要目的是培养国家需要的人才, 服务于改革开放和经济发展, 更加注重教育投资的效率, 因此家庭背景对子女教育的影响变大, 教育获得的性别差异也变大。虽然把这几十年我国教育政策的目标分为追求平等和效率这两个类别过于简单, 但对本文的分析来说, 确实抓住了政策变迁的主线。本文根据这一思想, 根据出生年份和小学的入学时间, 我们把样本分为五组, 进一步考察不同时期的教育政策对男女教育获得影响的差异。据此, 我们提出第二个研究假设。

假设 2: 对于不同的出生队列, 同胞数量对男女教育获得的影响不同。

第三个维度是分析教育的性别差异在城市和农村是否不同。由于户籍制度限制, 我国城乡居民之间的教育水平呈现巨大的差异。根据 2012 年 CFPS 的调查, 全国 15 岁及以上的样本中, 农村人口的平均受教育年限仅为 6.6 年, 非农人口平均受教育年限为 10.2 年, 城乡差距为 3.6 年。农业人口的学历主要分布于初中及以下, 高中及以上学历人群中, 学历越高, 农业人口的比例越少。而且城乡之间在初中升高中、高中升大学的升学率上, 也表现出显著的差异。分性别来看, 女性平均受教育年限的城乡差异为 4.0 年, 比男性受教育水平的城乡差异高 0.9 年^[16]。从数据的描述性统计可以看出, 教育的性别不平等在农村比城市更加严重。同胞效应产生的主要原因是家庭预算约束和父母性别偏好。当预算约束减小时, 可以预计家庭资源在男女之间的分配更加平均。在我国, 城镇居民的经济条件要明显高于农村居民, 为此在城镇居民家庭中同胞数量影响的性别差异要小于农村居民家庭。因此, 我们提出第三个研究假设。

假设 3: 同胞数量影响的性别差异在农村比城市更大。

第四个维度考察同胞的结构对男性和女性教育获得影响的差异。国外研究发现, 在控制了同胞数量以后, 孩子的性别和出生顺序变得不再重要^[17]。比如, 从同胞的性别来看, 他们假定, 对一个孩子来说, 有一个哥哥或一个姐姐对其教育的影响是相同的; 从出生顺序来看, 他们假定, 对一个孩子来说, 有一个哥哥或一个弟弟对其的教育影响也相同。但我国和发达国家情况不同。对于第一个假定, 我们凭经验知道, 对于一个女孩, 一个姐姐对其教育的影响一般小于一个哥哥对其教育的影响, 这实际上是父母在多个孩子教育投资上性别偏好的反映。国外文献认为出生顺序没有影响, 暗含的假定是, 家庭资源对孩子的教育获得是外生的、固定不变的^[17]。但在中国的背景下, 家庭资源还包括代内的资源转移, 由于受到家庭预算的约束, 父母经常牺牲年长孩子的教育机会, 要求他们提早工作

来对弟弟妹妹提供资助。在男性偏好的条件下，有弟弟的姐姐在家庭中就处于教育获得最不利的地位。我们把同胞数量进一步区分为兄弟数和姐妹数；再进一步区分为兄、弟、姐、妹数，来考察同胞的性别结构和出生顺序的教育效应。因此，我们提出第四个研究假设。

假设4：从同胞结构来看，兄弟数和姐妹数对男性的教育影响很小，但对女性影响都很大。对女性而言，和兄、姐、妹相比，弟的数量对其教育的负面影响最大。

三、数据、变量和方法

1. 数据

本研究使用的是2008年全国综合社会调查（CGSS 2008）。该调查运用四阶段分层抽样，覆盖了中国城市和农村地区，搜集了被访者教育获得经历和家庭背景等信息。样本范围包括除宁夏、青海、西藏三个省（自治区）以外的内地其他地区共计6000名18岁以上的城乡居民。

2. 变量

本研究的因变量是被访者的受教育年数。根据人力资本理论，该变量反映了对教育的投资。问卷中报告了被访者回答的受教育年限和最高教育程度，我们根据这两个问题，统一换算成教育年数^①。样本中有一位被访者没有报告其受教育年限和最高教育程度，我们根据该样本的年龄和其他信息，将其教育程度替换为0。

自变量包括受访者的性别、同胞数量、父母教育程度、民族、户口、父亲职业地位、受访者小学入学年龄所处时期、地区等。核心自变量为同胞数量，为了考察同胞结构的影响，我们把同胞数量进一步划分为兄弟数、姐妹数；兄、弟、姐、妹的数量。问卷报告的同胞数量取值范围在0-12，在统计分析时，将大于等于5个的个案都赋值为5，以降低极少数的极端值对模型估计的影响^[3]。

我们将父母的教育程度转换为教育年数，并取其中较高的教育年限，反映家庭文化背景对子代教育水平的影响^[18]。汉族普遍比少数民族的教育水平要高，我们加入了一个以少数民族作为参照组的虚拟变量，来控制民族之间在受教育程度上的差异。由于我国存在明显的户籍歧视，出生时拥有城镇户口的居民在教育获得上比农村户籍的居民有优势，所以我们按照出生时的户籍状态设立了一个户口的虚拟变量。除了父母的文化背景，家庭的经济状况对一个人的教育获得也发挥重要作用，由于问卷中没有报告受访者14岁时的家庭收入，我们用该时间父亲的职业地位来代替，划分为四类职业。我们把14岁时父亲“全职就业”且为国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人和专业技术人员的定义为“管理和技术人员”，将非农就业中的产业工人定义为“产业工人”，将非农就业中的非管理技术人员和非产业工人定义为“办事员和商业服务人员”，最后将“全业务农”、“兼业务农”等其他就业状态统一界定为“务农”^②。个人的教育获得会受到国家不同时期宏观经济和教育政策的影响，运用截面数据分析宏观政策对个体教育影响的一个困难在于，个体的教育历程会跨越不同的历史时期，因此无法确定个体在教育历程中哪个政策对其教育水平影响最大。一般来说，家庭环境对个人教育获得影响最大的时期是在个人求学的早期，因为家庭一旦做出教育决策，就很难收回^[7]。因此

① 通过比较被访者回答的教育年数和用最高教育程度转换过来的受教育年数（即小学=6年，初中=9年，高中=12年，大学本科=16年等），两者的相关系数等于0.9519，因此被访者对受教育年数的回答是可靠的，考虑到多元线性回归的因变量是定距变量，而用最高教育程度转换过来的受教育年数取值相对较少，因此用被访者回答的受教育年数作分析更好^[16]。

② 也有研究者依据国际标准职业分类代码将父亲的职业进行编码^[3,21]，由于问卷中该题项的缺失值较多，并且国际标准职业分类对我国并不太适用，因此本文没有采用这种方法，而是参考李春玲和吴愈晓的处理方法将众多类别的父亲职业简化为管理和技术人员、办事员和商业服务人员、产业工人、农民四类^[19-20]。由于该变量仅是一个控制变量，因此这种划分不会对分析结果有大的影响。

宏观政策对家庭环境的影响也是集中于个体接受教育的早期阶段。我们按照7岁开始上小学计算, 据出生年份把样本人群分为五组: ①出生队列1 (1946年之前出生); ②出生队列2 (1947-1957年出生); ③出生队列3 (1958-1965年出生); ④出生队列4 (1966-1972年出生); ⑤出生队列5 (1973年及以后出生)^{①[13]}。由于我国地区之间发展的不平衡, 东部的教育水平要高于中部和西部, 因此在文章中加入了东部、中部和西部的地区控制变量。变量的描述性统计详见表1。

3. 方法

我们利用 OLS 方法估计同胞数量对教育获得影响的性别差异。数据按照抽样概率进行加权。CGSS 2008 的数据在每个初级抽样单位 (PSU, 区/县) 抽取了 60 个

家庭户的 60 个被访者, 因此数据在区/县层面存在聚集, 这会导致 OLS 估计系数的标准误产生偏误。为此, 我们用调查估计方法对样本权数和聚类标准误统一进行了调整^②。

四、实证分析结果

1. 描述性统计

表2展示的是按照性别和同胞数量区分的中国成年人的平均受教育年数。总的来说, 男性的受教育年数高于女性^③。无论男女, 随着同胞数量的增加, 受教育年限也都减少。此外, 随着兄弟姐妹数的增加, 男女的教育差距也在增大。女性在有两个同胞的家庭中平均比男性少接受 0.8 年教育, 但在

表1 主要变量的描述性统计

变量	总体		男		女	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
受教育年限	9.023	0.162	9.548	0.158	8.502	0.186
男性	0.498	0.006	—	—	—	—
同胞变量						
同胞数量	2.634	0.043	2.543	0.052	2.724	0.043
兄弟数	1.415	0.027	1.346	0.035	1.484	0.029
姐妹数	1.359	0.028	1.336	0.034	1.382	0.030
兄数量	0.721	0.016	0.711	0.023	0.732	0.020
弟数量	0.698	0.018	0.640	0.022	0.756	0.019
姐数量	0.708	0.017	0.714	0.021	0.702	0.020
妹数量	0.658	0.019	0.629	0.023	0.686	0.021
控制变量						
父母教育	5.647	0.128	5.603	0.156	5.690	0.136
民族	0.932	0.013	0.939	0.013	0.925	0.014
户口	0.475	0.024	0.472	0.026	0.478	0.025
父亲职业地位						
管理和技术人员	0.161	0.009	0.159	0.009	0.164	0.011
办事员和商业服务	0.150	0.009	0.154	0.010	0.146	0.010
产业工人	0.158	0.010	0.162	0.012	0.153	0.011
农民	0.532	0.019	0.526	0.020	0.537	0.021
出生队列						
出生队列1	0.113	0.006	0.126	0.008	0.100	0.008
出生队列2	0.203	0.009	0.203	0.010	0.203	0.010
出生队列3	0.177	0.006	0.178	0.007	0.176	0.008
出生队列4	0.179	0.005	0.175	0.008	0.183	0.007
出生队列5	0.328	0.010	0.318	0.013	0.339	0.012
地区						
东部	0.413	0.029	0.409	0.028	0.416	0.031
中部	0.329	0.030	0.331	0.029	0.328	0.032
西部	0.258	0.027	0.260	0.027	0.256	0.029
样本量	6000		2892		3108	

注: 数据根据抽样概率进行过加权。

① 出生队列1的群体最晚在1965年考大学, 不受“文化大革命”影响; 出生队列2群体接受小学或初中时遇到基础教育大跃进, 高考入学年龄处于“文化大革命”中; 出生队列3群体高考时间在“文化大革命”后; 出生队列4群体初中以后的教育就没有受“文化大革命”影响, 并且处在强调效率的改革开放初期; 出生队列5群体1986年及以后升入初中, 受到《中华人民共和国义务教育法》的影响。详细说明请见郑磊的论文^[21]。

② 根据2008年《中国人口与就业统计年鉴》, 按照性别和城乡这两个变量对样本进行加权; 由于在抽样设计中第一阶段的PSU是从5个抽样框中抽取的, 因此样本在第一阶段分为5层。但样本只报告了PSU信息, 因此本文用一阶段分层抽样近似模拟实际的四阶段分层抽样 (Stata11.0, Svyset命令帮助文件)。

③ 唯一的例外是在只有1个同胞的家庭中, 男性受教育年限少于女性。但在未加权样本的描述性统计中, 该种情况下男性受教育年限要高于女性。

5个及以上同胞的家庭中她们比男性少接受1.6年教育。把同胞数量区分为兄弟数和姐妹数可以发现,随着兄弟数的增加,男性受教育年限减少,女性受教育年限也减少,但在5个及以上兄弟的家庭中,女性的受教育年限比3个兄弟数的家庭中受教育年限要高。随着姐妹数的增加,无论男性还是女性的受教育年限都在减少。

2. 同胞数量对教育获得影响的性别差异

表3中模型A报告的是同胞数量和其他解释变量对总体教育获得影响的估计。可以看出,同胞数量每增加1个,个人平均教育年限减少0.16年,在统计上是显著的。男性比女性的教育年限平均多1.12年,反映了女性在教育获得上处在不利地位。父母教育年限每增加1年,会使小孩教育程度平均增加0.24年,反映了家庭文化背景对子代教育的影响很大。相对父亲的职业为务农而言,14岁时父亲拥有全职的管理或技术工作使子代教育平均多1.2年。从出生队列变量来看,相对于出生队列1,其他四个队列的平均教育年限都有明显提高(出生队列2不显著),其中教育年限提高最多的是出生队列5(即1973年及以后出生的),比出生队列1人口(1946年及以前出生)增加了2.35年。反映了这几十年我国教育事业取得了长足的进步,特别是九年制义务教育法的实施有效提高了全民的教育程度。由于我国地区教育发展的不平衡,东部比西部地区人群的受教育程度平均多0.8年。

表2 按同胞数量划分的个体平均受教育年限

变量		总体	男	女
同胞数量	0	11.807	11.808	11.806
	1	10.730	10.673	10.797
	2	9.331	9.759	8.945
	3	8.214	8.817	7.683
	4	7.666	8.420	6.960
	5+	7.242	8.061	6.495
兄弟数量	0	10.972	11.025	10.900
	1	9.239	9.532	8.967
	2	7.938	8.697	7.305
	3	7.275	8.264	6.423
	4	7.201	8.105	6.268
	5+	7.225	7.540	6.896
姐妹数量	0	10.505	10.856	10.163
	1	9.014	9.459	8.533
	2	8.102	8.880	7.366
	3	7.790	8.278	7.315
	4	7.633	8.343	7.056
	5+	6.781	8.001	5.678
合计		9.023	9.548	8.502

其中教育年限提高最多的是出生队列5(即1973年及以后出生的),比出生队列1人口(1946年及以前出生)增加了2.35年。反映了这几十年我国教育事业取得了长足的进步,特别是九年制义务教育法的实施有效提高了全民的教育程度。由于我国地区教育发展的不平衡,东部比西部地区人群的受教育程度平均多0.8年。

表3 同胞数量对教育获得的影响及性别差异

解释变量	模型 A		模型 B	
	系数	标准误	系数	标准误
同胞数量	-0.163 ***	0.033		
男 * 同胞数量			0.012	0.039
女 * 同胞数量			-0.350 ***	0.048
男性	1.115 ***	0.100	0.160	0.164
父母教育年限	0.244 ***	0.015	0.245 ***	0.015
民族	0.329	0.315	0.321	0.310
户口	1.808 ***	0.175	1.812 ***	0.176
父亲职业地位(农民为参照组)				
管理和技术人员	1.174 ***	0.155	1.179 ***	0.155
办事员和商业服务	0.826 ***	0.164	0.836 ***	0.161
产业工人	0.949 ***	0.169	0.940 ***	0.169
出生队列(出生队列1为参照组)				
出生队列2	0.013	0.207	0.013	0.207
出生队列3	1.004 ***	0.217	1.015 ***	0.217
出生队列4	1.194 ***	0.228	1.209 ***	0.227
出生队列5	2.353 ***	0.245	2.352 ***	0.245
地区(西部为参照组)				
东部	0.800 **	0.268	0.796 **	0.270
中部	-0.111	0.286	-0.106	0.287
_ cons	0.800 **	0.268	0.796 **	0.270
N		6000		6000
R ²		0.427		0.432

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

模型 B 的解释变量和模型 A 相同, 为了考察同胞数量对男性和女性教育获得影响的不同, 我们估计了同胞数量和性别交互项系数的大小。可以看出, 虽然同胞数量对男性平均教育年限的影响符号为正, 但统计上不显著; 但对女性, 每增加 1 个同胞会减少 0.35 年教育年限, 统计上高度显著。以上结果支持了假设 1, 即同胞数量增加会降低个人的受教育程度, 在我国该负面影响主要集中于女性, 男性教育受同胞数量影响很小。

3. 同胞的性别结构和长幼构成对教育获得影响的性别差异

模型 C 把同胞数量区分为兄弟数和姐妹数, 从性别构成的角度分析它们对男性和女性教育获得的影响。可以看出, 兄弟数和姐妹数对男性教育获得的影响在统计上都不显著, 且数值很小; 而兄弟数和姐妹数对女性教育获得都有显著负影响, 但影响的大小不同。每增加 1 个兄弟数会减少女性的教育年限 0.34 年, 而每增加 1 个姐妹的数量则会减少女性教育年限 0.24 年。

模型 D 进一步把同胞数量区分为兄、弟、姐、妹四种类型, 考察他们对男性和女性教育获得的影响。从中可以看出, 兄、弟、姐、妹这四种类型的同胞数量对男性的教育获得都没有统计上的影响; 但他们对女性的教育获得都有显著负面影响。具体来说, 每增加 1 个兄的数量, 会减少女性教育年限 0.23 年; 每增加 1 个弟的数量, 会减少女性教育年限 0.46 年; 每增加 1 个姐的数量会减少女性教育年限 0.2 年; 每增加 1 个妹的数量, 会减少女性教育年限 0.28 年, 其中影响最大的是弟的数量, 并且统计上十分显著 ($p < 0.001$)。表 4 的结果支持了假设 4, 即同胞中的兄、弟、姐、

表 4 同胞的性别和长幼结构对教育获得的影响

解释变量	模型 C		模型 D	
	系数	标准误	系数	标准误
男 * 兄弟数	-0.015	0.055		
女 * 兄弟数	-0.343 ***	0.059		
男 * 姐妹数	0.030	0.052		
女 * 姐妹数	-0.241 ***	0.055		
男 * 兄			0.077	0.066
女 * 兄			-0.234 ***	0.068
男 * 弟			-0.125	0.070
女 * 弟			-0.461 ***	0.078
男 * 姐			-0.009	0.056
女 * 姐			-0.198 **	0.068
男 * 妹			0.076	0.070
女 * 妹			-0.283 ***	0.073
- cons	4.831 ***	0.396	4.889 ***	0.395
N		6000		6000
R ²		0.432		0.433

注: 1. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 2. 解释变量还包括父母受教育程度、民族、户籍、14 岁时父亲职业、出生队列、地区等, 为了简化, 没有报告上述变量的估计系数和标准误。

妹对男性教育获得都没有影响, 但对女性都有显著影响, 其中影响最大的是弟的数量。谢宇等通过对中国台湾地区的研究发现, 由于受经济条件的限制, 父母往往牺牲年长孩子的教育机会, 让他们提早工作来资助年幼孩子的教育^[12]。由于中国父母的男孩偏好, 他们一般牺牲姐姐的教育来资助弟弟的教育, 这反映了家庭资源不仅包括父母的资源, 也包括家庭内部的资源流动。这个解释对中国大陆地区同样是适用的。

4. 在不同队列同胞数量对教育获得影响的性别差异

我们按照 7 岁开始上小学计算, 据出生年份把样本人群分为五组: ①出生队列 1 (1946 年之前出生); ②出生队列 2 (1947 - 1957 年出生); ③出生队列 3 (1958 - 1965 年出生); ④出生队列 4 (1966 - 1972 年出生); ⑤出生队列 5 (1973 年及以后出生), 见表 5。出生队列 1 的人口接受教育的时期是我国经济教育水平非常低的时期, 人们接受教育的经济价值很低, 同胞数量对家庭资源的稀释作用很小。虽然女性的系数在统计上也显著 ($p < 0.05$), 但男性和女性系数的差异在统计上是不显著的, 证明同胞效应对男性和女性教育获得没有差异。出生队列 2 的人口在接受教育的时候正赶上

我国“大跃进”和“文化大革命”等教育大规模的扩张。这两个特殊时期教育政策的目的是通过大规模的教育扩张，降低入学的考试门槛和学费支出，来保证教育的平等。比如，在“大跃进”时期，各个层级的入学率都显著提高，从1957年到1959年，小学净入学率从62%上升到80%，初中入学率从44%上升到

表5 不同队列中同胞数量对教育获得的影响

变量	出生队列1 (模型 E1)	出生队列2 (模型 E2)	出生队列3 (模型 E3)	出生队列4 (模型 E4)	出生队列5 (模型 E5)
男性	1.001 (0.700)	1.518** (0.537)	-0.357 (0.439)	0.092 (0.478)	-0.070 (0.202)
男*同胞	0.003 (0.139)	-0.122 (0.095)	0.229* (0.089)	-0.109 (0.110)	-0.166 (0.088)
女*同胞	-0.262* (0.132)	-0.157 (0.108)	-0.223* (0.112)	-0.487*** (0.106)	-0.574*** (0.081)
- cons	4.540*** (0.717)	3.725*** (0.580)	6.093*** (0.776)	6.589*** (0.674)	7.844*** (0.462)
N	701	1215	1046	1095	1943
R ²	0.280	0.349	0.308	0.311	0.371

注：1. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ ；2. 括号内为标准误；3. 解释变量还包括父母受教育程度、民族、户籍、14岁时父亲职业、出生队列、地区等，为了简化，没有报告上述变量的估计系数和标准误。

62%，高中入学率也有显著提高。在“文化大革命”时期，为了服务于当时的政治经济目标，各级教育都几乎是免费的，尤其是在农村地区。到1976年和1977年，农村的初中和高中入学率分别达到了90%和70%^[18]。家庭对个人教育的影响很小，因此同胞效应在男女性别上都不显著。出生队列3的人口接受教育的时间处在“文化大革命”后期和改革开放初期之间，因此家庭资源对个人教育的影响开始显现。出生队列4和出生队列5的人口的教育经历主要处在以经济效率为导向的改革开放期间，家庭资源对个人教育获得的作用变得非常重要。主要原因是，为了促进经济发展，在有限的资源条件下培养国家所需的人才，国家从大规模、较低教育质量的人才培养模式转向了竞争性的、较高教育质量的教育发展模式。与此同时，国家实行了财政分权制和家庭联产承包责任制，对教育的发展产生了直接影响。一方面，财政分权制在农村，县、乡和村分别负责当地的高中、初中和小学的教育投入；在城市，区和县分别负责小学和中学的教育投入。由于各地特别是城市和农村经济发展的不平衡，导致教育投入的巨大差异。尤其是在贫困农村地区，由于当地政府教育投入的不足，教育支出的缺口很大程度上由农村家庭来承担。另一方面，由于家庭联产承包责任制的实施，农村小孩接受教育的机会成本明显提高。国家政策的变动影响了父母对子女教育投资的选择。数据分析表明，在改革开放后的这两个队列中，同胞数量对男性的教育获得都没有影响，但对女性教育获得的影响非常显著，反映了父母在经济约束条件下的一种理性选择，即在男性的教育回报率较高的现实条件下，父母为了保证男孩的教育水平，不得不牺牲女孩的教育机会。总的来看，在五个出生队列中，同胞数量对男性的教育获得没有影响（或影响很小），但对女性的影响都非常显著（除了在我国教育非常规模扩张和“文化大革命”这样的特殊时期）。随着经济社会的发展，在越强调效率的时期，同胞数量对女性教育获得的影响也越大。

5. 同胞数量对教育获得影响的户籍差异

表6揭示了在城市和农村户籍下，同胞数量对男性和女性教育获得的影响差异。可以看出，对于出生时拥有城镇户口的人，同胞数量对男性的教育获得没有统计上的影响，但对于女性而言，每增加1个同胞，教育获得减少0.32年；对农村户籍的人，同胞数量对男性的教育获得同样没有统计上的影响，但对女性来说，每增加1个同胞，教育获得减少0.36年。由此可见，相对城市女性在教育获得上的不利地位，农村女性的不利地位更甚。这就支持了假设3。主要原因是城市家庭的经济条件较好，在教育投资时受家庭预算的约束较少，对女性的教育歧视就更低。而农村家庭经济受预算约束较

强, 为了保证男孩的教育, 就不得不牺牲女孩更多的教育机会。

6. 同胞数量和结构对教育获得影响的性别差异的统计检验

为了检验同胞数量(构成)对男性和女性教育获得影响的差异是否相同, 我们把模型 B 到模型 F 中的同胞数量(构成)的估计系数统一放在表 7 中。表 7 的第 2 列反映的是同胞数量(构成)对男性教育获得的影响大小, 第 3 列是同胞数量(构成)对女性教育获得的影响大小, 第 4 列报告的是两者是否相等的 t 检验结果, 第 5 列报告的是同胞效应在男性和女性之间是否相同的总体 F 检验结果。从模型 B 到模型 F, t 检验和 F 检验结果在统计上都是显著的, 表明同胞数量(不同的同胞结构)对男性和女性教育获得影响的差异都是统计显著的。模型组 F 中的两个回归方程的 t 检验结果都显著, 表明无论在城镇还是农村, 同胞效应的性别差异都是显著的。对于模型组 E, 可以发现在出生队列 1 和出生队列 2 这两组, 男女性别系数的差异在统计上不显著, 说明同胞数量对男性和女性教育的影响没有差异, 反映了在教育的经济价值很低和国家大规模的教育扩张这两种情况下, 家庭的教育投资意愿很低和家庭资源对子女受教育作用很小。从出生队列 3 至出生队列 5, 男性和女性系数的差异都在统计上十分显著(男性的系数不显著), 表明同胞效应主要体现在女性, 对男性没有影响。

表 6 同胞数量对教育获得影响的户籍差异

变量	城镇户口模型 F1		农村户口模型 F2	
	系数	标准误	系数	标准误
男性	-0.113	0.178	0.813 **	0.246
男 * 同胞数量	-0.110	0.057	-0.012	0.056
女 * 同胞数量	-0.317 ***	0.072	-0.359 ***	0.065
- cons	8.220 ***	0.580	4.003 ***	0.456
N	2205		3795	
R ²	0.331		0.336	

注: 1. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 2. 解释变量还包括父母受教育程度、民族、户籍、14 岁时父亲职业、出生队列、地区等, 为了简化, 没有报告上述变量的估计系数和标准误。

表 7 各模型回归系数差异的检验

变量和模型	系数		系数差异 t 检验	性别差异 联合 F 检验
	男性	女性		
模型 B				
同胞数量	0.012	-0.350 ***	44.29 ***	
模型 C				
兄弟数	-0.015	-0.343 ***	19.21 ***	20.08 ***
姐妹数	0.030	-0.241 ***	13.62 ***	df = (2, 94)
模型 D				
兄	0.077	-0.234 ***	11.02 **	
弟	-0.125	-0.461 ***	10.94 **	
姐	-0.009	-0.198 **	4.58 *	
妹	0.076	-0.283 ***	12.56 ***	10.35 *** df = (4, 92)
模型组 E				
E1: 出生队列 1	0.003	-0.262 *	1.77	
E2: 出生队列 2	-0.122	-0.157	0.06	
E3: 出生队列 3	0.229 *	-0.223 *	12.23 ***	
E4: 出生队列 4	-0.109	-0.487 ***	7.56 **	
E5: 出生队列 5	-0.166	-0.574 ***	19.32 ***	
模型组 F				
F1: 城市	-0.110	-0.317 ***	11.47 **	
F2: 农村	-0.012	-0.359 ***	18.59 ***	

注: 1. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 2. 模型组 E 和模型组 F 由于估计的是不同的回归方程, 因此不能做联合 F 检验。

五、结论和讨论

本文研究同胞数量对男性和女性教育获得的影响。文章分析的一个基本假定是资源稀释理论, 即家庭中孩子的数量越多, 每个孩子获得的资源就越少, 接受的教育水平就越低。国外的实证研究一般都支持这个结论。但我国和发达国家在经济社会背景方面有几明显不同的。一是几十年间我国的宏观政策变动剧烈, 对家庭资源的获得和内部分配都有很大的影响。二是我国还是一个发展中国家, 绝大部分家庭在教育投资时还面临经济预算的约束, 因此在对多个孩子进行教育投资时就面临一个取舍

或投资力度的不同。三是在我国养老保障体制还不健全的条件下,大部分父母主要依靠儿子养老,从而在教育投资上表现出特有的男孩偏好。我国和发达国家在背景上的这些差异,使得同胞数量(和结构)对男性和女性的教育获得的影响就呈现出比较复杂的特点。

总的来看,我国同胞数量对男性的教育获得没有影响或影响很小,但对女性的负面影响十分显著。在国家教育大规模扩张或特别强调公平的时期,家庭资源(同胞数量等)对女性教育水平的影响会减弱。相对城镇居民,农村家庭的经济条件较差,受经济预算的约束更大,因此在农村,同胞数量对女性的教育水平影响更大。从兄、弟、姐、妹的构成来看,弟弟对女性教育获得的负面影响最大,反映了父母为了保证年幼孩子,特别是儿子的教育,往往要求年长的姐姐牺牲教育机会,提早进入劳动力市场为家庭作出贡献,这也是中国特有的一种现象(包括中国大陆和台湾地区)。和以往的研究发现不同,本文发现年轻队列中同胞数量对女性教育获得的负面效应要大于年长队列,并且男女间的教育差距也表现出同样的特点。根据经验,随着兄弟姐妹的减少,教育扩展带来更多的教育机会,家庭在教育上的投资更加宽裕,家庭不必牺牲女孩的教育机会,同胞数量对女性教育机会的影响会越来越弱。对此,我们提出的一个解释是,虽然教育扩张带来了更多的教育机会,但同时我国教育成本,特别是接受高等教育的成本也大幅度上涨,家庭面临的经济约束并没有减少;与此同时,随着我国开始进入刘易斯转折点,劳动力出现短缺,熟练工人的工资大幅度上升,接受教育的机会成本越来越高,这些因素综合起来导致不少家庭特别是农村家庭鼓励女孩出去打工。总的来说,同胞数量对男女教育获得影响的机制,主要还是父母在家庭资源约束条件下,在比较教育成本和收益的条件下做出的一个理性选择,所以本文的结论也支持了贝克尔的人力资本投资效率理论^[13-14]。

本文实证研究方法上的最大问题是内生性问题。已有研究发现,孩子的数量和教育质量都是内生变量,他们都被无法观察到的父母喜好和家庭特征影响,因此同胞数量和教育获得的关系不是一种因果关系^[22]。对内生性问题的处理方法主要是用工具变量估计和面板数据。现在运用最多的工具变量是双胞胎。(李(Le))针对亚洲国家父母重男轻女的思想,提出了以第一个孩子的性别作为识别同胞数量对教育获得影响的工具变量^[23-24],但我们没有双胞胎数据,并且CGSS 2008是一个截面数据,无法做固定效应模型分析。因此,本文揭示的同胞数量(结构)对教育获得的影响,只能说是揭示了一种相关关系,不能做因果关系方向上的推断。需要说明的是,在西方发达国家,父母在孩子的数量和质量之间的权衡或许重要,但在中国传统文化中,这不是一个主要问题,因为在我国,孩子长期被看作是一种有价值的经济资源,尤其在农村地区是父母老年生活的主要来源,绝大多数父母不会有这种在孩子数量和质量之间权衡的想法^[7,11]。即使有这种权衡,由于本文关注的重点是同胞数量对男女教育获得影响的差异,因此内生性问题对本文的结论也不会有大的影响。当然,如果有合适的数

参考文献:

- [1] CLAUDIA B, DIPRETE T A, MCDANIEL A. Gender inequalities in education [J]. Annual Review of Sociology, 2008, 34 (8): 319-337.
- [2] HANNUM E, XIE Yu. Trends in educational gender inequality in China: 1949-1985 [J]. Social Stratification and Social Mobility, 1994, 13: 73-98.
- [3] 吴愈晓. 中国城乡居民教育获得的性别差异研究 [J]. 社会, 2012 (4): 112-137.
- [4] 张兆曙, 陈奇. 高核扩招与高等教育机会的性别平等化——基于中国综合社会调查(CGSS 2008)数据的实证分析 [J]. 社会学研究, 2013 (2): 173-196.

- [5] FAN Yi, YI Junjian, ZHANG Junsen. Intergenerational mobility in China: patterns and determinants [R]. Working Paper, 2013.
- [6] STEELMAN L C, POWELL B, WERUM R, CARTER S. Reconsidering the effects of sibling configuration: recent advances and challenges [J]. *Annual Review of Sociology*, 2002, 28 (2): 243 - 269.
- [7] YAO Lu, TREIMAN D J. The effect of sibship size on educational attainment in China: period variations [J]. *American Sociological Review*, 2008, 73 (10): 813 - 834.
- [8] BLAKE J. Family size and the quality of children [J]. *Demography*, 1981, 18 (11): 421 - 442.
- [9] DOWNEY D. When bigger is not better: family size, parental resources, and children's educational performance [J]. *American Sociological Review*, 1995, 60 (5): 746 - 761.
- [10] HAUSER R M, WILLIAM H S. Birth order and educational attainment in full sibships [J]. *American Educational Research Journal*, 1985, 22: 1 - 23.
- [11] 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 (5): 153 - 177.
- [12] CHU C Y Cyrus, XIE Yu, YU Ruoh-rong. Effects of sibship structure revisited: evidence from uintrafamily resource transfer in Taiwan [J]. *Sociology of Education*, 2007, 80 (4): 91 - 113.
- [13] BECKER G S, TOMES N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility [J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87 (6): 1153 - 1189.
- [14] BECKER G S, TOMES N. Human capital and the rise and full of families [J]. *Journal of Labor Economics*, 1986, 4 (3): s1 - s39.
- [15] SOLON G A. Model of intergenerational mobility variation over time and place [M] //MILES C. *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- [16] 谢宇, 张晓波, 李建新, 等. 中国民生发展报告 2013 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2013: 106.
- [17] HAUSER R M, KUO H D. Does the gender composition of sibships affect women's educational attainment [J]. *The Journal of Human Resounes*, 1998, 33: 644 - 657.
- [18] KNIGHT J, TERRY S, YUE Ximing. Educational inequality in China: the intergenerational dimension [M] //LI Shi, SATO H, SICULAR T. *Rising Inequality in China: Key Issues and Findings*. Cambridge: Cambridge University Press, 2010.
- [19] 李春玲. 教育不平等的年代变化趋势 (1940 - 2010) ——对城乡教育机会不平等的再度考察 [J]. *社会学研究*, 2014 (2): 65 - 89.
- [20] 吴愈晓. 中国城乡居民的教育机会不平等及其演变 (1978 - 2008) [J]. *中国社会科学*, 2013 (3): 4 - 21.
- [21] 郑磊. 同胞性别结构、家庭内部资源分配与教育获得 [J]. *社会学研究*, 2013 (5): 76 - 103.
- [22] 李宏彬, 张俊森. 中国人力资本投资与回报 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2008: 51 - 74.
- [23] BLACK S E, DEVEREUX P J, SALVANES K G. 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.
- [24] LEE Jungmin. Sibling size and investment in children's education: an Asian instrument [J]. *Journal of Population Economics*, 2008, 21 (10): 855 - 875.

[责任编辑 武 玉]