

# 同胞性别结构、家庭内部资源分配与教育获得\*

郑 磊

**提要：**已有研究发现，生育率下降带来的家庭子女数减少是缩小教育性别差异的重要原因。然而即使在给定的子女数量下，同胞性别结构的差异也会影响教育获得，但是来自中国的相关研究却很少。本文在中国的父权制家庭文化背景下研究了同胞性别结构对家庭内部资源分配以及个人教育获得的影响。本文提出，受中国传统文化以及经济动机的影响，父母的儿子偏好导致家庭内部资源分配时偏向男孩，而抚养男孩和女孩的成本差异强化了这种家庭内部资源分配的不平等。基于全国代表性抽样数据的研究证实了本文的解释。研究发现，拥有兄弟不利于个人的教育获得，同胞中女孩比例越高则有利于个人的教育获得，这种影响存在着复杂的性别间的非对称性。尽管同胞性别结构效应在不同社会经济地位以及户籍拥有者之间并不具有一致的变化规律，但是其影响在不同出生队列之间却存在显著的差异。

**关键词：**同胞性别结构 教育获得 家庭内部资源分配 男孩偏好 性别不平等

## 一、引言

新中国成立 60 多年来，伴随着全民教育水平的逐步提高，教育

---

\* 本文得到了 2011 年度教育部人文社会科学研究青年基金项目（11YJC880168）、2010 年度中央高校基本科研业务费专项资金“教育获得与教育成就的性别差异：经济学的分析视角”的资助。本文也是北京师范大学 985 工程“世界一流教育学科与中国教育创新”基地项目的部分成果。本论文使用数据全部来自中国社会科学基金资助之《中国综合社会调查（CGSS）》项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行，项目主持人为李路路教授、边燕杰教授，作者感谢上述机构及其人员提供数据协助。作者同时感谢匿名审稿人提供的修改建议、吴愈晓教授在数据处理上的帮助以及刘泽云副教授的有益建议。文责自负。

性别差异不断缩小 (Connelly & Zheng, 2007; Hannum et al., 2009a)。已有研究大多从宏观的制度结构或公共政策角度来解释教育性别不平等变化趋势 (吴愈晓, 2012; 叶华、吴晓刚, 2011)。近年来的研究提出了一个新的解释视角, 也即探讨宏观的政策和制度——特别是人口政策——对微观的家庭决策行为以及教育获得的影响 (郑磊、张鼎权, 2013)。

资源稀释理论认为, 在既定的家庭资源约束下, 随着同胞<sup>①</sup>数量的增加, 同胞之间对有限的家庭资源的竞争越发激烈, 因此平均每个孩子分配到的资源将减少, 从而不利于其教育获得 (Blake, 1981)。<sup>②</sup>由于中国传统的男孩偏好, 这种资源竞争对大家庭中的女孩尤其不利 (Wang, 2005)。中国实行的计划生育政策缩小了家庭生育规模, 缓解了家庭预算约束, 从而改善了女孩的教育获得 (Lee, 2011; Li et al., 2008; Tsui & Rich, 2002; 吴愈晓, 2012; 叶华、吴晓刚, 2011)。

然而, 资源稀释理论并没有考察不同性别的孩子对家庭内部资源分配过程的影响。由于父母在不同性别孩子之间的支出偏好不同, 并且不同性别孩子的抚养成本存在差异, 因此同胞性别结构会影响同胞之间对家庭资源的竞争以及家庭内部资源分配模式。如果说同胞规模效应度量的是一种家庭之间的不平等, 那么同胞性别结构效应度量的则是一种家庭内部不平等 (Lu & Treiman, 2008)。为了更好的理解同胞结构对个人社会经济结果的影响, 有必要关注同胞性别结构效应 (Chu et al., 2007; Powell & Steelman, 1990)。目前已有多个理论来解释同胞性别结构与教育获得之间的关系, 但经验证据并不一致, 特别是来自中国大陆地区的研究还很少。

本文利用 2008 年中国综合社会调查数据 (CGSS2008) 研究了同胞性别结构与个人教育获得之间的关系, 增进了我们对教育性别不平等的家庭内部成因的理解。我们发现拥有兄弟不利于个人的教育获得, 而同胞中女孩比例的提高则有助于个人的教育获得。这种同胞性别结构效应存在着性别间的非对称性, 对不同社会经济地位、户籍状态以及出生队列人群的影响也不尽相同。我们认为, 这种效应源自经济理性动机下家庭对男孩的偏好以及不同性别孩子的抚养成本差异。

本文接下来的结构如下: 第二部分介绍了相关理论和经验证据,

---

<sup>①</sup> 对应于英文文献中的 sibling 一词, 也即兄弟姐妹。参考国内已有文献的译法 (例如李宏彬、张俊森, 2008), 本文将其译为“同胞”。

<sup>②</sup> 经济学家提出了与之类似的“孩子数量和质量权衡理论” (Becker & Lewis, 1973)。

第三部分介绍了中国父权制家庭文化下的同胞性别结构与家庭内部资源分配的关系及研究假说，第四部分说明了本文使用的数据和研究方法，第五部分汇报并讨论了回归结果，最后在第六部分进行了总结。

## 二、文献回顾

针对同胞性别结构效应的研究主要探讨两个问题。首先，同胞性别结构是否真的影响个人的教育获得？其次，同胞性别结构对教育获得的影响机制是怎样的？目前有两类不同的理论加以解释。一类强调父母进行家庭内部资源分配时面临的预算约束以及不同偏好的影响。另一类则强调家庭内部同胞之间、父母和子女之间的人际互动会因为同胞性别结构不同对个人的教育发展产生异质性影响。

### （一）理论模型

#### 1. 同胞性别结构与家庭内部资源分配

贝克尔和托姆斯（Becker & Tomes, 1979, 1986）认为，父母在预算约束下必须理性的进行家庭内部资源分配，以便实现其效用最大化。如果父母的目标是最大化子女的总收入，那么父母就会优先投资于边际回报率较高的孩子。由于男性参与劳动力市场的时间长于女性（李宏彬、张俊森，2008），并且很多国家的劳动力市场都存在针对女性的歧视，因此男性的教育回报高于女性（Lu & Treiman, 2008），从而父母对男孩的教育投资会多于对女孩的教育投资。如果是这样的话，那么同胞当中有兄弟对男孩或女孩都是一个“威胁”，因为男孩会“吸走”更多的教育资源，不利于其他孩子的教育投资。同胞当中有姐妹则是一个“好消息”。这一理论也叫做“效率假说”（李宏彬、张俊森，2008）。

然而，父母进行家庭内部资源分配时的目标也许并非为了子女总收入最大化。格里里奇斯（Griliches, 1979:S61）指出，“家庭事实上扮演着一个潜在的收入均衡器的作用”，父母会有意识的向先天能力较差的子女分配更多的资源。基于这一思路，贝尔曼等人（Behrman et al., 1982）提出了“补偿假说”。假设父母厌恶子女间收入不平等，那么就会给能力较低或者在劳动力市场上处于劣势地位的孩子投资更多的资源，以此补偿其禀赋上的劣势，从而实现子女间未来收入的平

等。因此“补偿假说”所预测的结论正好和“效率假说”相反：兄弟的存在将有利于个人的教育获得，而姐妹的存在将产生相反的影响。

预算约束理论认为，男孩或女孩的养育成本差异也会导致同胞性别结构会影响家庭预算约束及教育获得（Amin, 2009; Bauer & Gang, 2001; Butcher & Case, 1994; Parish & Willis, 1993; Strauss & Thomas, 1995:1983-1985）。一个重要的影响抚养成本性别差异的因素就是婚姻支付。如果父母为儿子支付的彩礼和为女儿支付的嫁妆在数额上存在差异，那么抚养儿子和女儿的成本就是不同的。在一些文化当中，婚姻支付以嫁妆为主，从而养女儿的成本更高（Strauss & Thomas, 1995:1985）。因此在既定的家庭资源下，为了女儿将来的婚姻做准备，用于教育投资的资源就被挤占了。对此我们可以预期：同胞中女孩的比例与个人的教育水平相关（李宏彬、张俊森，2008）。

## 2. 同胞性别结构与家庭内部人际互动

另一类研究将同胞间以及孩子与父母的互动看作是一种社会化过程。这种家庭内部人际互动又因同胞性别结构的差异而不同（Butcher & Case, 1994）。通过这种家庭内部人际互动的社会化过程，父母形成了对男孩或女孩不一样的预期和目标。

布彻和凯斯（Butcher & Case, 1994）提出的参照组理论认为，当女孩只有兄弟的时候，父母会用男孩的标准去要求这个家中的独女。但如果又生育了其他女孩的话，那么父母就会用女孩的标准去要求她。因此，有兄弟的女孩其教育水平高于那些至少有一个姐妹的女孩。

罗森伯格（Rosenberg, 1965）的少数性别假说认为，不论男女，处于同胞中少数性别的孩子会受到父母的特别优待，因此其教育获得相对较高。康利（Conley, 2000）的“修正版少数性别假说”正好相反。该理论认为，处于少数性别地位或拥有异性同胞不利于教育获得。因为“同性同胞存在会形成一种竞争性的、以成就为导向的环境，而异性同胞会形成一种更友善的、不那么进取的环境”（Conley, 2000:445）。

## （二）经验证据

尽管有若干种理论解释同胞性别结构效应，但是经验证据并不一致。鲍威尔和斯蒂尔曼（Powell & Steelman, 1989）发现，同胞中兄弟数量越多，父母为子女大学教育提供的财政资助就越少，学生自我承担大学教育成本的概率就越高。布彻和凯斯（Butcher & Case, 1994）发现，只有兄弟的女性和那些至少有一个姐妹的女性相比，前者的教

育水平更高。但是后续一些采用类似方法的研究发现，同胞性别结构效应在发达国家存在的证据相当微弱（Amin, 2009; Bauer & Gang, 2001; Hauser & Kuo, 1998; Kuo & Hauser, 1997; Jacob, 2011; Kaestner, 1997）。

然而针对发展中国家的研究基本上都发现了同胞性别结构效应（Dayioğlu et al., 2009; Morduch, 2000; Ota & Moffatt, 2007; Zeng et al., 2012）。帕里什和威利斯（Parish & Willis, 1993）对台湾地区的研究发现，父母在对子女进行教育投资时面临预算约束，对大家庭中年长的孩子（特别是女孩）尤其不利。李宏彬和张俊森（2008）针对中国大陆城市地区的研究发现，拥有兄弟对个人的受教育机会不利，拥有姐妹则相反。叶华和吴晓刚（2011）发现，兄弟数对教育获得的负效应大于姐妹数。

### 三、中国的背景

#### （一）父权制文化下的“儿子偏好”与家内资源分配的“男孩偏向”

在中国的父权制家庭文化下，父母存在强烈的“儿子偏好”，当家庭中存在不同性别的子女时，父母会将更多的家庭资源分配给男孩，由此形成家庭内部资源分配上的“男孩偏向”。

为什么中国家庭存在“儿子偏好”以及资源分配时的“男孩偏向”？有研究认为，这是因为父权制文化对女性具有“直接的性别歧视”（吴愈晓，2012:117），女性处于一种从属地位（Greenhalgh, 1985）。而父权制家庭文化下的家庭社会化过程也强化了女性自身“女主内”的性别角色定位，因此女性会主动放弃教育机会（吴愈晓，2012）。换言之，这种家庭内部的性别不平等是受文化因素所致。

但是我们认为，父母出于经济动机的考虑是造成家庭内部性别不平等的更重要原因。父母在资源分配时偏向男孩，首先是因为男孩相对于女孩具有更高的教育投资回报。不论发达国家还是发展中国家，女性的劳动工资收入始终低于男性（Alderman & King, 1998）。

其次，男孩和女孩接受教育的时间机会成本不一样。女孩因上学而无法帮助父母照看弟妹或从事一些家庭作坊式的手工业生产，男孩则因上学无法从事家庭农业生产或出外打工（Alderman & King, 1998）。由于男孩参与外部劳动力市场的机会有限——比如禁止童工

的法律规定，而女孩参加家庭生产或自我雇佣则不受此类限制，因此女孩上学的时间机会成本高于男孩。<sup>①</sup>

第三，也是最为重要的一点，在父权制文化下父母主要依靠儿子养老，因此对儿子的教育投资可以获得终身的长期回报，而对女孩的教育投资随着女孩出嫁成为“泼出去的水”之后就难以获得回报。

## （二）同胞性别结构与家庭内部资源分配

中国文化下的家庭内部资源分配与子女性别相关，既涉及父母和子女之间的双向的代际转移，也涉及子女之间的不对称的代内转移。

家庭内部资源分配是一个多步骤的过程。父母首先需要决定如何在自己和子女的消费之间进行分配。由于中国传统的以家族和血缘结成纽带的社会文化，以及社会保障制度并不健全，父母倾向于在青壮年时期将很大一部分收入用于抚养子女，然后在老年获得子女的养老支持。中国家庭的主要开支和储蓄动机是为了子女的各种需要(Wei & Zhang, 2011)。这种家内资源分配的代际转移模式体现了父母和子女的一种跨期互惠(Greenhalgh, 1985; Feldman et al., 2006)。

对于多子女家庭，父母还要进一步决定如何在不同的孩子之间进行资源分配。正如前面所说，增加对男孩的投资是一种有效率的资源分配模式(Strauss & Thomas, 1995)，由此产生的男孩偏好导致父母在家庭资源的代际转移时会优先考虑男孩的需要(Chu et al., 2007; Greenhalgh, 1985; Feldman et al., 2006; Hannum et al., 2009b)。为了尽可能将有限的资源投资于男孩，父母还采取一种非对称的横向资源转移——牺牲女儿的利益来满足儿子的需求(Chu et al., 2007; Greenhalgh, 1985; Parish & Willis, 1993)。父母要么会减少对女孩的教育投资，要么会让女孩过早的工作或嫁人来缓解家庭经济负担，从而有利于年幼的弟弟妹妹的教育(Chu et al., 2007; Parish & Willis, 1993)。正是由于父母在代际转移和代内转移都偏向男孩，因此同胞中存在男孩将不利于个人的教育获得。这种男孩偏向型的家内分配模式可以概括为“从女儿身上索取的更多，可以给予儿子的就更多，自己将来能收获的也更多”(Greenhalgh, 1985:276)。

家内资源分配的第三步要决定如何在孩子不同的支出项目中进行分配。在中国社会，子女的教育和婚姻是最重要的两项家庭储蓄动

---

<sup>①</sup> 我国法律规定禁止雇佣16岁以下儿童从事生产活动，因此在义务教育阶段女孩的教育机会成本高于男孩。由于在我们的样本中个人平均受教育年限不到7.3年，我们认为女孩上学的机会成本高于男孩是一个可以接受的假设。

机 (Wei & Zhang, 2011), 这两项支出构成了抚养子女的主要成本。男孩偏好导致父母更偏好于增加男孩的教育支出, 因此抚养男孩的教育成本更高。那么抚养男孩的婚姻成本是否也较高呢? 很多研究表明, 长期以来娶媳妇的花销要高于嫁女儿的开支 (Brown et al., 2011; Wei & Zhang, 2011; Zhang, 2000)。例如家庭为儿子的婚姻而进行储蓄的动机要强于为女儿婚姻进行储蓄的动机, 新郎家庭在婚礼前后几年的储蓄率基本都高于新娘家庭, 大部分婚礼开销由新郎家庭承担 (Wei & Zhang, 2011)。特别是农村地区存在一种社交性消费支出——通过在葬礼、婚礼、日常的礼尚往来活动上增加支出来强化家庭在村落中的社会地位。对于贫困的新郎家庭而言, 这种地位获得型的婚礼支出尤其明显 (Brown et al., 2011)。此外, 中国普遍存在一种婚后居住在男方家庭的婚姻文化 (Feldman et al., 2006)。从上世纪 60 年代开始, 夫妻婚后住在老房子的比例逐渐下降, 住在新房的比例逐渐上升。特别是从 90 年代初期开始, 为新婚夫妇准备一套新房成为一种基本的必需品 (Zhang, 2000), 而这一责任主要由新郎的家庭承担 (Wei & Zhang, 2011)。农村地区逐渐上涨的建房成本和城市地区高企的房价无疑推高了抚养男孩的婚姻成本。

综上所述, 抚养男孩的成本相对更高。但是在中国家庭强烈的男孩偏好下, 这不仅不会减少父母对男孩的资源分配, 反而导致男孩占有更多的家庭资源。抚养成本的差异强化了男孩作为家庭内部资源“吸收器”的作用。因此同胞中女孩比例越高, 将会缓解父母为子女进行储蓄的负担, 特别是为儿子的婚姻支付进行储蓄的压力。相应的, 每一个孩子的教育支出将会增加。我们认为, 在男孩偏好的基础上进一步考虑不同性别子女的抚养成本差异, 这是对中国家庭基于性别的内部资源分配模式研究的一个重要拓展。<sup>①</sup>

### (三) 研究假说

上述分析表明, 效率假说和预算约束理论能解释同胞性别结构对教育获得的影响。我们提出如下四个待验证的假说:

假说 1: 同胞性别结构会影响个人的教育获得, 并且这种影响存在性别间的差异。

就个人的教育获得而言, 同胞之中拥有兄弟是一种不利的同胞性

---

<sup>①</sup> 李宏彬和张俊森 (2008) 的研究中也涉及了这一内容, 但他们并未进行深入的讨论。

别结构，而同胞之中拥有姐妹或者女孩比例更高，则是一种有利的同胞性别结构。因此我们预期，表示“有兄弟”的虚拟变量和个人教育获得负相关，而女孩比例以及表示“有姐妹”的虚拟变量和个人教育获得正相关。此外，由于存在男孩偏向，父母会尽可能优先满足男孩的投资需要，因此男孩的教育获得受同胞性别结构的影响较小。

假说 2：同胞性别结构效应在不同家庭社会经济地位群体和户籍状态拥有者之间具有异质性影响。

当家庭的社会经济地位较高，或者拥有城镇户籍，父母的性别偏好会相对降低，并且这些家庭自我养老或者通过参加社会保障来养老的机会更大，因此养儿防老的需求较弱。从而同胞性别结构效应对拥有较高社会经济地位或城镇户籍的个人影响相对较弱。

假说 3：同胞性别结构效应随着母亲在家中地位提高而减弱。

由于母亲更偏好于增加子女的人力资本支出，或者更偏好增加对女儿的支出 (Alderman & King, 1998)，因此夫妻双方谁拥有家庭决策权将影响到子女的教育机会。中国作为一个传统的父权制文化盛行的社会，丈夫在家中的地位一直是不可动摇的，因此家庭行为可以通过一元模型 (unitary model) 来研究——家庭只有丈夫一个决策者 (Chau et al., 2007)。然而随着女性受教育水平和社会地位的不断提高，妻子在家中越来越多的拥有了和丈夫分享决策权力的机会，这也许会改善家庭内部资源分配过程中的性别不平等。我们预期，同胞性别结构效应会随着母亲在家中的地位提高而减弱。

假说 4：同胞性别结构对不同出生队列人群的影响是不同的，取决于特定历史时期的政策导向。

中国居民的教育获得受不同历史时期的意识形态、社会经济和教育政策的影响很大 (郝大海, 2007; 李春玲, 2003; Deng & Treiman, 1997; Lu & Treiman, 2008; Zhou et al., 1998)。在国家采取激进的“去分层化”为导向的教育政策时，个人教育获得与其家庭背景的关系减弱。但是当这种以公平为导向的政策结束时，教育获得对家庭背景的依赖又会以其既有的路径恢复 (李春玲, 2003; Deng & Treiman, 1997)。和教育获得的阶层不平等所不同的是，基于家庭内部资源分配的教育性别不平等更加复杂。比如说，以效率为导向的经济发展政策对教育性别不平等的影响并不一致。现代化理论认为，教育性别差异会随着经济增长以及现代化的进程而缩小。而“发展过程中的女性” (women in development) 理论则认为，经济发展的初始阶段将扩大性别差异，

因为男性相对而言更能从改善的经济环境和发展机会中受益。只有当经济进一步发展才有可能缩小教育性别不平等 (Hannum, 2005)。

因此我们预期,同胞性别结构效应取决于个人受教育年龄段所处的历史时期。当国家采取以公平为导向的政策时,同胞性别结构对教育获得的影响会减弱。这一点对于那些受教育年龄段处在“文化大革命”期间的个人而言尤其明显。与之相对,在国家采取以效率为导向的政策时,则可能会增强同胞性别结构效应。但是随着经济发展的进一步深入,同胞性别结构对教育获得的影响会减弱。

## 四、数据、变量与方法

### (一) 数据

本文数据来自 2008 年中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS2008)。该调查采用分层的四阶段不等概率抽样方法:区/县,街道/乡镇,居委会/村,家庭户。样本范围包括全国除宁夏、青海、西藏三个省(自治区)以外的其他地区共计 6000 名 18 岁以上的城乡居民。<sup>①</sup>我们将样本限定在最高教育程度已经完成、至少有一个同胞、具备父母教育、职业等家庭背景信息的个人。因此本研究实际的有效样本量为 5271 人。

### (二) 变量

我们用被访者的受教育年限量个人的教育获得情况。

参考已有研究 (Butcher & Case, 1994; Hauser & Kuo, 1998; Kaestner, 1997),特别是和李宏彬、张俊森 (2008) 的研究进行对比,我们在一系列回归模型中分别引入如下度量同胞性别结构的变量:表示被访者是否有兄弟的虚拟变量 (有兄弟=1),表示被访者是否有姐妹的虚拟变量 (有姐妹=1),同胞中女孩的比例 (含本人)。

我们还控制了被访者的同胞数以及排行。同胞数取值在 0-12 之间,由于仅有 0.52% 的被访者的同胞数超过 8 个,为避免少数极端值对估计结果的影响,我们参考吴愈晓 (2012) 的方法将同胞数超过 8

---

<sup>①</sup> 关于本调查的详细信息请参阅 <http://www.chinagss.org/index.php>。

个的统一赋值为 8。<sup>①</sup>排行的取值范围在 1-12 之间，但是 99.03% 的被访者在同胞中的排行不超过 7，因此将排行超过 7 的统一赋值为 7。<sup>②</sup>

性别、民族、户籍状态以及父母的政治和社会经济地位也是重要的决定中国个人教育获得的因素(Hannum, 2002; Hannum & Xie, 1994; Lu & Treiman, 2008; Wu & Treiman, 2004)。因此，我们控制了被访者的年龄、性别（女性=1）、民族（汉族=1）、上学时的户籍状态、父母的教育水平（父亲和母亲当中较高的受教育年限）、被访者 14 岁时父亲职业的国际社会经济地位指数（ISEI）以及 14 岁时父亲是否是中共党员（中共党员=1）等变量。由于 CGSS2008 并没有询问被访者 14 岁时的家庭收入，因此我们用父母教育水平以及 14 岁时父亲职业的 ISEI 得分作为家庭社会经济地位的代理变量。

需要说明的是户籍状态和父亲职业的国际社会经济地位指数两个变量的构造。由于实际上很多人到 7 岁甚至更晚才开始读小学（Lu & Treiman, 2008），而最初求学阶段时的户籍状态直接影响今后一系列教育阶段的机会和质量，所以我们参考叶华和吴晓刚（2011）的做法，设置了被访者在 7 岁或之前是否拥有城镇户籍这一虚拟变量（被访者 7 岁或之前拥有城镇户口=1）。

CGSS2008 根据 1988 年国际标准职业分类代码对被访者 14 岁时父亲的职业进行了编码。我们根据甘泽布姆等人（Ganzeboom et al., 1992）的方法将其转换为父亲的国际职业社会经济地位指数。由于很多被访者没有汇报其 14 岁时父亲的职业状况，而这部分被访者平均教育水平较低（缺失值当中 76.07% 的受教育年限不超过 9 年），因此我们对缺失值进行了信息填补。具体做法是：首先用被访者 14 岁时母亲的 ISEI 得分填补（吴愈晓，2012）。如母亲信息也缺失，再根据被访者 7 岁或之前是否拥有城镇户口以及父亲是否是中共党员将样本分成 4 类，分别用这 4 类群体的父亲 ISEI 均值进行填补。然后，我们仿照陆瑶和唐启明（Lu & Treiman, 2008）的方法，设置了一个表示被访者 14 岁时父亲 ISEI 得分缺失的虚拟变量（父亲 ISEI 信息缺失=1）。

变量的描述性统计见表 1。

<sup>①</sup> 有一些专门探讨同胞规模效应的研究出于稳健性检验的考虑，将同胞数处理为虚拟变量。我们尝试了这一做法，发现并不显著影响回归结果。由于本文的目的并不是研究同胞规模效应，只是在控制同胞数的前提下探讨同胞性别结构效应，且将其处理成虚拟变量会在增加变量个数的同时消耗自由度，因此在后面的分析中我们仍然将其处理为连续型变量。

<sup>②</sup> 我们尝试了用其他数值来对同胞规模和排行进行截取处理，回归结果并不发生显著的改变。

表 1 主要变量的描述性统计值

变量	均值	标准差
被访者受教育年限	7.270	4.098
7岁或之前拥有城镇户口	21.12%	.408
汉族	91.62%	.277
年龄	44.165	13.116
女性	51.64%	.500
父母受教育年限	4.491	4.309
父亲 ISEI	45.477	9.852
父亲 ISEI 缺失	72.89%	.445
14岁时父亲是中共党员	9.87%	.298
同胞数量	3.349	1.769
出生顺序	2.681	1.536
有兄弟	87.06%	.336
有姐妹	81.24%	.390
女孩比例	48.35%	.241
N	5271	

注：数据根据抽样概率进行加权。

### （三）方法

我们利用 OLS 方法估计同胞性别结构对教育获得的影响，数据按照抽样概率进行加权。由于我们使用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/县层面上存在聚类，这会导致 OLS 回归估计系数的标准误产生偏误。为此我们对标准误进行了区/县层面的聚类调整。

## 五、结果及讨论

### （一）同胞性别结构与教育获得的描述性结果

如表 2 所示，随着同胞数量的增加，平均受教育年限趋于下降，这符合已有研究所发现的孩子数量-质量权衡的规律（吴愈晓，2012；叶华、吴晓刚，2011）。此外表 2 揭示了一个有意思的现象：即使保

持同胞数量不变，个人教育获得与同胞性别结构也具有系统性的关联。在各种同胞规模下，个人如果拥有兄弟，其受教育年限都比没有兄弟的要少。与之相对，拥有姐妹的个体其受教育年限基本都高于没有姐妹的。但是，拥有姐妹的这种优势在同胞规模增加到 6 个之后就消失甚至逆转了。这可能是因为同胞数超过 6 个且没有姐妹的被访者极少，测量误差导致这部分群体的平均受教育水平异常偏高所致。总体而言，表 2 的结果表明，有兄弟不利于个人的教育获得，有姐妹有利于个人教育获得，并且有兄弟的负效应要更加一致且明显。

表 2 按照同胞规模和性别结构区分的平均受教育年限

同胞数	总 体	无兄弟	有兄弟	无姐妹	有姐妹
0	9.80 (390)	9.80 (390)	.	9.80 (390)	.
1	9.09 (862)	9.38 (358)	8.89 (504)	8.89 (504)	9.38 (358)
2	8.12 (1193)	8.58 (188)	8.03 (1005)	7.64 (316)	8.29 (877)
3	6.90 (1080)	8.38 (104)	6.74 (976)	5.98 (127)	7.02 (954)
4	6.53 (937)	8.28 (40)	6.45 (897)	6.03 (43)	6.55 (894)
5	6.38 (695)	7.02 (13)	6.37 (682)	6.18 (27)	6.39 (669)
6	6.00 (388)	8.88 (3)	5.98 (385)	9.24 (5)	5.96 (383)
7	6.04 (190)	.	6.04 (190)	11.00 (0)	6.04 (190)
8+	6.00 (113)	.	6.00 (113)	0 (1)	6.06 (112)
平均	7.44 (5849)	9.23 (1096)	7.02 (4753)	8.46 (1413)	7.11 (4436)

注：数据根据抽样概率加权，括号内为加权的频数。

## （二）养老预期与教育获得

父母进行资源分配时偏好男孩是因为父母将来养老主要依靠儿子。由于数据所限我们观察不到父母进行教育投资决策之前的养老预期，所以我们不能对此进行直接验证。但是 CGSS2008 提供了居住安排的信息，因此我们进行了一个间接的检验。

在中国的家庭文化下，与父母同住的成年子女往往承担了主要的养老责任（Xie & Zhu, 2009）。我们按照子女成年之后是否与父亲（或母亲）同住分别比较了男性和女性平均受教育水平的差异。<sup>①</sup>我们预

<sup>①</sup> 我们考察的对象限定在那些至少有一个同胞、非未婚个人。这样做是为了排除那些因为没有同胞而不得不与父母同住，或者因为未婚没有独立住房从而与父母共住的被访者。

期，那些已婚且与父亲（或母亲）同住的子女，作为父母养老责任的主要承担者，在他们受教育期间受到了父母的格外关注和偏好，从而教育水平应该较高——对于女性尤其如此。

我们发现，对于女性，与父母同住的平均受教育年限比不与父母同住的高出 1.04 年 ( $p=0.0007$ )。对于男性，前者比后者高出 0.29 年 ( $p=0.0981$ )。由此可见，与父母共住的成年子女的平均教育水平更高，并且这在女性身上表现的尤其明显。一种可能的解释是，不管男孩是否与父母共住都多少承担了养老责任，而在“嫁出去的女儿就是泼出去的水”的观念下，女性只有与父母共住才有可能承担养老责任，所以父母对与其共住的女儿在进行教育投资时格外青睐，对女儿的预期回馈更加强烈的影响父母对其的教育投资。

当然另一种可能的原因是，具有较高教育水平的子女更有经济实力承担养老责任从而与父母共住 (Xie & Zhu, 2009)。但是我们进一步发现，不论是否与父母同住，男女总体上的平均受教育年限差距为 1.41 年 ( $p=0.0000$ )。在那些不与父母同住的个体中，男女平均受教育年限差距为 1.44 年 ( $p=0.0000$ )。而在那些与父母同住的个体中，这一差距只有 0.69 年 ( $p=0.0172$ )。由此可见，与父母同住（也即承担了主要的养老责任）将会显著缩小男女教育差异，这有可能是因为父母对那些同样承担了养老责任的女儿给予了更多的教育投资。因此我们推测：父母的养老预期影响其教育投资决策，而主要依靠儿子养老造成了家庭内部资源分配时的男孩偏好。<sup>①</sup>换言之，父母对女孩的教育投资在平均意义上少于其对男孩的投资，主要是因为男孩有更大的概率承担养老责任。一旦女孩也承担这一责任，那么父母对女孩的教育投资并不必然偏少。这在一定程度上证明，在父母家庭决策过程中，经济动机往往比文化习俗的影响更强烈。当然这只是一个初步的验证，考虑到父母养老预期和教育投资决策往往是同时决定或者互为因果，因此不应当将其理解为严格的因果关系。

表 3 按照居住安排和性别区分的平均受教育年限

	不与父（母）共住	与父（母）共住	差异
男	8.71	8.99	-.29*
女	7.27	8.31	-1.04****

<sup>①</sup> 就我们的样本而言，男性当中与父（母）共住的比例为 15.73%，女性当中这一比例为 7.18%。

差异	1.44***	0.69**
----	---------	--------

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

### (三) 同胞性别结构的总体影响以及在性别之间的异质性影响

接下来我们正式考察同胞性别结构对教育获得的影响。总体而言,我们发现了显著的同胞性别结构效应。全样本回归结果发现,拥有兄弟将导致个人受教育年限显著下降 0.4 年 ( $p=0.050$ )。而同胞中女孩比例每增加 10%, 个人的受教育年限将提高 0.1 年 ( $p=0.002$ )。拥有姐妹对个人教育获得的正效应并不显著。<sup>①</sup>

表 4 的模型 1-3 进一步考察同胞性别结构是否如已有研究那样只对女性产生影响 (Chu et al., 2007) 或者对女性影响更大 (李宏彬、张俊森, 2008)。从回归结果来看, 有兄弟 (不利的同胞性别结构) 对男性没有影响, 对女性却有显著的负效应——拥有兄弟将导致女性的受教育年限显著的降低 1.023 年 ( $=-0.020-1.043$ ,  $p=0.002$ ), 并且这种影响具有显著的性别间差异。这一结果也表明, 布彻和凯斯 (Butcher & Case, 1994) 提出的参照组理论并没有得到证实——我们没有发现拥有兄弟将有利于女性的教育获得。有姐妹 (有利的同胞性别结构) 的影响尽管在男女之间显著不同, 但对男女各自的影响均不显著。同胞中女孩比例越高 (有利的同胞性别结构) 对男女的教育获得都具有显著的正效应, 但是这种影响并不存在显著的性别间差异。

上述结果表明, 有利的同胞性别结构对男女同样有利, 但是不利的同胞性别结构却只影响女性而并不影响男性。因此同胞性别结构效应并非简单的对女性教育获得影响更大, 而是具有一种复杂的性别间异质性, 这和朱敬一等人 (Chu et al., 2007) 所观察到的并不相同。然而这恰恰再次证明, 同胞性别结构起作用的前提是中国家庭强烈的男孩偏好和面临的预算约束。当家庭预算约束因为不利的同胞性别结构而变得更加紧张时, 父母首先减少了对女孩的教育投资, 因此导致同胞性别结构在性别间的非对称影响。

我们还参考李宏彬和张俊森 (2008) 的方法, 引入被访者是否属于少数性别这一变量来验证父母是否偏好家中处于少数性别的孩子。结果发现, 是否处于少数性别地位对教育获得并不具有显著影响。<sup>②</sup>

<sup>①</sup> 由于针对全样本的回归结果基本类似于表 4 的同胞性别结构在男女之间的异质性影响, 因此正文没有汇报这部分结果。

<sup>②</sup> 如果家中男孩数量大于女孩数量且被访者是女孩, 或者女孩数量大于男孩数量且被访者是男

结合上述结果，我们认为假说 1 基本得到了证实：同胞性别结构会影响个人的教育获得，而效率假说和预算约束理论最符合这里的发现。并且同胞性别结构在男女之间具有一种复杂的非对称性。

表 4 同胞性别结构对男女受教育年限的异质性影响

自变量	(1)	(2)	(3)
城镇户口	2.136 <sup>***</sup> (.230)	2.155 <sup>***</sup> (.235)	2.139 <sup>***</sup> (.229)
汉族	.917 <sup>***</sup> (.313)	.929 <sup>***</sup> (.312)	.934 <sup>***</sup> (.312)
年龄	-.059 <sup>***</sup> (.006)	-.059 <sup>***</sup> (.008)	-.058 <sup>***</sup> (.009)
女性	-.654 <sup>*</sup> (.333)	-1.006 <sup>***</sup> (.255)	-1.908 <sup>***</sup> (.332)
父母教育水平	.236 <sup>***</sup> (.024)	.237 <sup>***</sup> (.025)	.237 <sup>***</sup> (.024)
父亲的 ISEI 得分	.009 (.006)	.010 (.006)	.009 (.006)
父亲 ISEI 得分缺失	-.975 <sup>***</sup> (.171)	-.981 <sup>***</sup> (.168)	-.979 <sup>***</sup> (.171)
父亲是中共党员	.489 <sup>**</sup> (.214)	.466 <sup>**</sup> (.216)	.497 <sup>**</sup> (.215)
同胞数	-.180 <sup>***</sup> (.043)	-.205 <sup>***</sup> (.049)	-.217 <sup>***</sup> (.044)
出生顺序	.154 <sup>***</sup> (.040)	.153 <sup>***</sup> (.040)	.157 <sup>***</sup> (.040)
有兄弟	.020 (.201)		
有兄弟×女性	-1.043 <sup>***</sup> (.334)		
有姐妹		.441 (.268)	
有姐妹×女性		-.717 <sup>**</sup> (.318)	
女孩比例			.972 <sup>**</sup> (.436)
女孩比例×女性			.143 (.656)
常数项	8.777 <sup>***</sup> (.560)	8.487 <sup>***</sup> (.696)	8.509 <sup>***</sup> (.660)
R <sup>2</sup>	.357	.355	.357
N	5271	5271	5271

注：数据按照抽样概率加权，括号内为聚类稳健的标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

孩，则“属于少数性别”变量赋值为 1，否则为 0。为节省篇幅这部分结果没有汇报。

#### （四）按社会经济地位和户籍状态区分的同胞性别结构效应

按照我们的预期，如果同胞性别结构效应随着家庭社会经济地位提高而减弱的话，那么主效应和交互效应应该具有相反的系数。表 5 模型 1-6 的结果基本符合这一规律：同胞性别结构的净效应有向零的变化趋势，但是结果不够稳健。

表 5 模型 1-3 的结果表明，有姐妹对教育获得的帮助随着父母教育水平的提高而减弱。具体而言，在父母教育水平取均值时（4.491 年），拥有姐妹将导致个人受教育年限显著提高 0.128 年（ $=0.559-0.096 \times 4.491$ ）。随着父母教育水平的提高，拥有姐妹的这一优势逐渐消失。但是，有兄弟对教育获得的影响并不随着父母教育水平提高而发生显著的变化，而女孩比例的影响却随着父母教育水平提高而增强。

表 5 模型 4-6 给出了同胞性别结构效应是否随父亲的 ISEI 得分变化而改变。我们发现，三个变量的主效应和交互效应符号都相反，但是只有“有兄弟”的两种效应是显著的。当父亲 ISEI 得分取均值时（45.477），拥有兄弟将导致个人的受教育年限降低 0.404 年（ $=-1.632+0.027 \times 45.477$ ）。但是当父亲 ISEI 得分不断提高时，拥有兄弟的这一不利影响逐渐消失。

那么同胞性别结构效应是否因户籍状态而有所不同？区分城乡户籍子样本的回归结果表明，有兄弟和女孩比例两个变量在农村户籍子样本的回归中分别具有显著负和显著正的系数，但在城镇户籍子样本的回归中都不显著。<sup>①</sup>然而表 5 模型 7-9 基于交互项的研究结果显示，同胞性别结构效应在城乡之间的差异并不具有一致或显著的规律。

综合这些结果，我们认为假说 2 只是部分得到了验证：同胞性别结构效应随着家庭社会经济地位提高而减弱，但是结果并不稳健。与此同时，同胞性别结构效应在城乡户籍拥有者之间并无一致的变化规律。对此可能的解释包括两点：首先，在一个解释变量以及交互项相对较多的模型中，样本容量有限导致估计系数的标准误会增大；其次，同胞性别结构效应是家庭面临预算约束时的理性选择。尽管我们推测拥有更高教育程度、职业地位或城镇户籍的家庭应该具有更加平等的性别意识，但是这些变量都不是对家庭经济状况——或者说所面临的预算约束程度——的直接度量。由于数据所限，我们无法利用被访者上学时的家庭收入对这一问题进行直接的验证。

<sup>①</sup> 为节省篇幅，这里没有汇报区分城乡户籍子样本的回归结果。

### （五）母亲在家中的相对地位是否影响同胞性别结构效应？

我们以母亲是否相对父亲拥有更高的教育水平或者更高的 ISEI 得分作为母亲在家中相对地位的一个代理指标。该变量是一个虚拟变量，如果母亲的教育水平或者 ISEI 得分高于父亲的对应指标，那么变量取值为 1，否则为 0。按照母亲是否拥有更高的地位将样本分成两组，子样本回归结果表明<sup>①</sup>：首先，同胞性别结构变量只在母亲地位较低子样本中具有符合预期的符号和显著性，在母亲地位较高的子样本中都不显著。其次，男女受教育水平仅在母亲地位较低子样本有显著差异，在母亲地位较高的子样本中并无显著不同。这说明母亲相对地位提高可能主要有利于改善女孩的福利状况。<sup>②</sup>

为了验证同胞性别结构效应是否因母亲相对地位提高而发生显著改变，我们在表 5 模型 10-12 当中通过引入交互项的方法来进行直接检验。结果表明，尽管同胞性别结构的主效应和交互效应符号相反（“女孩比例”变量例外），但是交互项并不显著。换言之，同胞性别结构效应并不随着母亲相对地位的提高而显著的改变，因此假设 3 没有得到有效的验证。对此可能的原因包括如下两点：一是母亲地位较高的子样本规模远远小于母亲地位较低的群体，导致估计系数的标准误差较大。二是出于数据限制，本文使用的相对地位变量也许没有准确反映母亲在家中的讨价还价能力。今后的研究可以利用母亲是否是户主、母亲相对父亲的收入、嫁妆相对彩礼的数量、甚至母亲的头胎子女是否是男孩作为相应的度量指标进行验证（吴晓瑜、李力行，2011）。

### （六）同胞性别结构对不同出生队列教育获得的影响

新中国成立 60 多年来，在前半段“毛泽东时代”，尽管存在“两条路线的斗争”，但是国家政策总体上以去分层化的意识形态主导，特别是在“文化大革命”期间更是采取了激进的、旨在消除阶级、性别、城乡差异的教育政策（Tsang, 2000），出现了“铁姑娘”等一批去性别化、消除性别差异的政策产物（金一虹，2006）。在后半段的经济改革开放时代，国家政策更多的以追求效率为导向。1992 年邓小平“南巡讲话”标志着经济改革的进一步深化。

<sup>①</sup> 为节省篇幅，正文没有汇报这部分结果。

<sup>②</sup> 事实上，对加纳的研究发现，那些母亲相对父亲拥有更高教育水平的女性，对女儿人力资本投资水平的影响更大（Thomas, 1994）。我们也发现，父母各自教育水平对子女的影响显著不同。具体而言，父亲和母亲教育水平对女孩教育获得的影响更大。并且对女孩来说，母亲教育水平的影响显著大于父亲教育水平的影响（具体回归结果从略）。

**表 5** 按社会经济地位、户籍状态以及母亲相对地位区分的同胞性别结构效应

自变量	(1) 有兄弟	(2) 有姐妹	(3) 女孩比例	(4) 有兄弟	(5) 有姐妹	(6) 女孩比例	(7) 有兄弟	(8) 有姐妹	(9) 女孩比例	(10) 有兄弟	(11) 有姐妹	(12) 女孩比例
城镇户口	2.145*** (.231)	2.137*** (.233)	2.142*** (.230)	2.134*** (.230)	2.146*** (.233)	2.126*** (.227)	1.806*** (.306)	2.074*** (.254)	1.556*** (.233)	2.130*** (.231)	2.151*** (.234)	2.132*** (.230)
汉族	.930*** (.313)	.941*** (.318)	.928*** (.310)	.934*** (.313)	.935*** (.314)	.936*** (.312)	.925*** (.314)	.639* (.344)	.641* (.342)	.928*** (.313)	.936*** (.314)	.934*** (.311)
年龄	-.060*** (.009)	-.058*** (.009)	-.059*** (.009)	-.059*** (.009)	-.060*** (.009)	-.058*** (.009)	-.059*** (.009)	-.064*** (.007)	-.064*** (.007)	-.059*** (.009)	-.060*** (.009)	-.058*** (.009)
女性	-1.571*** (.125)	-1.593*** (.126)	-1.838*** (.165)	-1.568*** (.124)	-1.591*** (.125)	-1.841*** (.165)	-1.566*** (.124)	-1.354*** (.107)	-1.535*** (.126)	-1.566*** (.124)	-1.591*** (.125)	-1.836*** (.165)
父母教育水平	.190*** (.040)	.316*** (.040)	.168*** (.036)	.237*** (.024)	.238*** (.025)	.237*** (.024)	.236*** (.024)	.238*** (.017)	.238*** (.017)	.235*** (.024)	.238*** (.025)	.234*** (.024)
父亲的 ISEI 得分	.010 (.006)	.010* (.006)	.009 (.006)	-.013 (.011)	.019* (.010)	.022* (.012)	.009 (.006)	.008* (.004)	.009* (.004)	.010 (.006)	.010 (.006)	.010 (.006)
父亲 ISEI 得分缺失	-.982*** (.170)	-.970*** (.167)	-.978*** (.171)	-.996*** (.167)	-.982*** (.169)	-1.000*** (.167)	-.984*** (.168)	-.921*** (.132)	-.910*** (.134)	-.977*** (.170)	-.977*** (.170)	-.969*** (.170)
父亲是中共党员	.473** (.216)	.433** (.216)	.541** (.216)	.463** (.216)	.460** (.215)	.485** (.216)	.482** (.215)	.573*** (.154)	.591*** (.153)	.478** (.216)	.462** (.214)	.491** (.215)

社会学研究

同胞数	-.175 <sup>***</sup> (.043)	-.217 <sup>***</sup> (.050)	-.216 <sup>***</sup> (.043)	-.180 <sup>***</sup> (.043)	-.206 <sup>***</sup> (.048)	-.218 <sup>***</sup> (.043)	-.179 <sup>***</sup> (.043)	-.211 <sup>***</sup> (.046)	-.228 <sup>***</sup> (.044)	-.179 <sup>***</sup> (.043)	-.207 <sup>***</sup> (.048)	.217 <sup>***</sup> (.043)
出生顺序	.155 <sup>***</sup> (.040)	.158 <sup>***</sup> (.040)	.156 <sup>***</sup> (.039)	.157 <sup>***</sup> (.040)	.154 <sup>***</sup> (.040)	.156 <sup>***</sup> (.040)	.156 <sup>***</sup> (.040)	.139 <sup>***</sup> (.033)	.141 <sup>***</sup> (.033)	.155 <sup>***</sup> (.040)	.154 <sup>***</sup> (.040)	.157 <sup>***</sup> (.040)
同胞性别结构	-.721 <sup>***</sup> (.260)	.559 <sup>**</sup> (.244)	.332 (.384)	-1.632 <sup>***</sup> (.539)	.537 (.566)	2.296 <sup>**</sup> (.900)	-.508 <sup>*</sup> (.260)	-.057 (.174)	.382 (.273)	-.417 <sup>**</sup> (.203)	.049 (.167)	.995 <sup>***</sup> (.331)
同胞性别结构 ×父母教育水平	.054 (.037)	-.096 <sup>***</sup> (.031)	.141 <sup>***</sup> (.054)									
同胞性别结构 ×父亲 ISEI				.027 <sup>**</sup> (.012)	-.011 (.013)	-.028 (.020)						
同胞性别结构 ×城镇户口							.393 (.356)	-.106 (.233)	.888 <sup>**</sup> (.364)			
同胞性别结构 ×母亲相对地位										.143 (.156)	-.042 (.207)	.399 (.306)
常数项	9.410 <sup>***</sup> (.589)	8.328 <sup>***</sup> (.696)	8.861 <sup>***</sup> (.643)	10.138 <sup>***</sup> (.716)	8.422 <sup>***</sup> (.703)	7.898 <sup>***</sup> (.703)	9.203 <sup>***</sup> (.567)	9.834 <sup>***</sup> (.554)	9.707 <sup>***</sup> (.569)	9.100 <sup>***</sup> (.572)	8.816 <sup>***</sup> (.640)	8.464 <sup>***</sup> (.637)
R <sup>2</sup>	.356	.356	.358	.357	.354	.357	.355	.366	.368	.355	.354	.357
N	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271	5271

注：每个模型使用的同胞性别结构变量各不相同。数据按照抽样概率加权，括号内为聚类稳健的标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

我们参考郝大海（2007）的方法，根据出生队列将样本人群分成五组，具体如下：Cohort1（1946年之前出生）。按照7岁上小学计算，<sup>①</sup>这批人最晚将在1965年考大学，所以不受“文革”的影响；Cohort2（1947-1957年出生），这批人中的一部分在上小学或初中时遇上1958-1960年间中国基础教育“大跃进”式的扩张政策（Tsang, 2000），此外这批人的高考入学年龄正好处于“文革”期间，因此他们是受“大跃进”、“文革”等去分层化政策影响最大的群体，其教育获得在很大程度上不取决于家庭背景；Cohort3（1958-1965年出生），这批人中的一部分在“文革”期间升入中学，但是升大学的时间基本都在1977年恢复高考之后，所以受“文革”的影响较小。此外，这一队列中部分人群的小学和初中教育还受到70年代农村地区基础教育普及政策的影响（李云森、齐豪，2011），因此相对来说教育获得和家庭经济状况的关系也较小；Cohort4（1966-1972年出生），这批人在初中之后的升学就不受“文革”影响，并且处在强调效率的改革开放初期；Cohort5（1973年之后出生），这批人最早在1980年升入小学，1986年升入初中，此时正面临《义务教育法》这一普及型教育政策的影响，接受大学教育的时间几乎也处于改革开放深化阶段之后（1992年）。

由于Cohort1中大部分人的受教育时间处在经济和教育极度欠发展的年代，教育的经济价值很低，因此资源稀释作用并不明显（Lu & Treiman, 2008），我们预期同胞性别结构效应对该队列的教育获得并无显著影响。Cohort2和Cohort3的教育经历处于“文革”这样一个去分层化的年代，我们预期同胞性别结构效应对这两个队列的影响最不明显，特别是处于“文革”初期的Cohort2。Cohort4和Cohort5的教育经历主要处于以经济效率为政策导向的改革开放期间，因此同胞性别结构效应对这两个队列的影响较大。但Cohort5处于改革开放的深化阶段，并且又受《义务教育法》的影响，因此我们预期同胞性别结构效应对Cohort4的影响更明显。

表6汇报了具体结果。和预期相符的是，在受“文革”影响最大的出生队列2中，同胞性别结构效应均不显著。对于教育经历完全不受“文革”影响，但又缺乏普及性的教育政策干预，且处在改革开放早期的出生队列4而言，“有兄弟”以及“女孩比例”的系数均具有符合预期的显著性和符号。随着改革的进一步深化以及《义务教育法》

<sup>①</sup> 在我们的样本中，小学开始年龄分布最多的是7岁（39.24%），其次是8岁（29.17%）。

的出台，有兄弟不再对出生队列 5 产生负效应，但是女孩比例对该队列的正效应却变得更加明显。一种可能的解释是，出生队列 5 所处的社会人口结构进一步增加了男孩的抚养成本，因此女孩比例提高对教育获得的帮助就更加明显。根据我们的设定，出生队列 5 覆盖的阶段恰恰是中国出生性别比不断攀升的阶段（曾毅，2006）。出生性别比上升导致男孩在婚姻市场上处于弱势地位，为了增加男孩将来的觅偶优势，家庭竞相增加对男孩的婚姻储蓄——比如准备一套住房几乎成了必需条件（Wei & Zhang, 2011）。因此在该阶段，男孩的相对抚养成本变得更高，家中女孩比例提高对教育获得的正效应也就更加明显。

严格的统计检验进一步表明，这种影响在出生队列之间存在显著差异。比如“有兄弟”在出生队列 2 和出生队列 4 的差异 ( $p=0.0664$ )。再比如“女孩比例”在出生队列 2 和出生队列 4 之间的差异 ( $p=0.0240$ )，以及在出生队列 2 和出生队列 5 之间的差异 ( $p=0.0005$ )。综合这些结果，我们认为假说 4 得到了证实。

表 6 同胞性别结构对不同出生队列教育获得的影响

自变量	(1) 有兄弟	(2) 有姐妹	(3) 女孩比例
城镇户口	2.143*** (.234)	2.151*** (.238)	2.155*** (.234)
汉族	.893*** (.306)	.885*** (.301)	.889*** (.308)
Cohort2	-.403 (.641)	.157 (.637)	.425 (.546)
Cohort3	1.378* (.791)	1.330 (.824)	.887 (.648)
Cohort4	1.570** (.641)	1.457** (.608)	.911** (.507)
Cohort5	2.018*** (.602)	2.741*** (.603)	1.461** (.646)
女性	-1.555*** (.125)	-1.587*** (.124)	-1.825*** (.160)
父母教育水平	.237*** (.024)	.238*** (.024)	.237*** (.023)

父亲的 ISEI 得分	.009 (.006)	.009 (.006)	.008 (.006)
父亲 ISEI 得分缺失	-.983*** (.166)	-.975*** (.167)	-.998*** (.168)
父亲是中共党员	.499** (.214)	.482** (.209)	.538** (.215)
同胞数	-.170*** (.044)	-.206*** (.050)	-.208*** (.044)
出生顺序	.140*** (.041)	.143*** (.041)	.136*** (.039)
同胞性别结构×Cohort1	-.342 (.596)	.605 (.593)	.749 (.806)
同胞性别结构×Cohort2	-.034 (.328)	.261 (.298)	-.413 (.472)
同胞性别结构×Cohort3	-.593 (.492)	.356 (.630)	1.264* (.745)
同胞性别结构×Cohort4	-.925** (.367)	.095 (.270)	.998** (.485)
同胞性别结构×Cohort5	-.321 (.322)	-.303 (.190)	1.814*** (.540)
常数项	5.532*** (.670)	4.841*** (.677)	5.193*** (.615)
R <sup>2</sup>	.361	.360	.364
N	5271	5271	5271

注：（1）模型 1-3 的同胞性别结构变量分别为“有兄弟”、“有姐妹”、“女孩比例”。（2）数据按照抽样概率加权，括号内为聚类稳健的标准误，\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 六、结 论

越来越多的研究开始从家庭内部寻找中国教育性别不平等的原因。生育率下降带来的同胞规模减少被认为是教育性别差异缩小的重要贡献。然而，同胞规模效应考察的是一种“家庭间的不平等”，它会因同胞性别结构、出生顺序、出生间隔效应的存在而含混。因此进

一步考察同胞性别结构效应是对同胞规模概念的一种拓展（Chu et al., 2007; Powell & Steelman, 1990）。经济学、社会学和心理学提出了若干种竞争性的假说去解释可能存在的同胞性别结构对个人教育获得的影响。但是相关的经验证据并不一致，特别是针对中国的研究数量相对较少。

基于中国的全国抽样调查数据，我们发现同胞性别结构会对个人教育获得产生显著影响，而效率假说和预算约束理论可以解释中国家庭的内部资源分配模式。具体而言，拥有兄弟不利于个人的教育获得，而同胞中女孩比例越高越有利于个人的教育获得。这种同胞性别结构效应在性别间具有复杂的非对称性：有利的同胞性别结构同时影响男性和女性，但是不利的同胞性别结构只影响女性。此外我们还发现，同胞性别结构对不同出生队列人群教育获得的影响存在显著差异。然而，同胞性别结构效应在不同社会经济地位和户籍状态的个人之间并没有表现出一致且稳健的变化规律。母亲在家庭中相对地位提高对家庭内部资源分配的影响也并不显著。

和本文视角相近的研究包括帕里什和威利斯（Parish & Willis, 1993）以及李宏彬和张俊森（2008）的研究。和这些研究相比，本文的贡献体现在以下三点。

首先，我们对这一主题提供了更新的来自中国大陆地区的经验证据。帕里什和威利斯（Parish & Willis, 1993）讨论的是台湾地区上世纪 80 年代中期之前的样本，李宏彬和张俊森（2008）使用的则是 1988-2001 年间的中国大陆城市地区的样本。本文数据来自 2008 年的全国抽样调查，这样可以从一个更长的时间跨度和更大的范围上对该主题进行考察。

其次，本文在已有研究的基础上，进一步从微观的家庭背景以及宏观的历史时期考察了同胞性别结构效应的异质性影响，拓展了已有文献的研究范围，对深入理解家庭内部资源分配以及教育性别不平等做出了有益的探索。

第三，本文的结果引出另一个值得探讨的问题：和同胞性别结构相关的家庭内部资源分配模式受性别文化影响大还是受家庭经济状况影响更大？长期以来，家庭内部资源分配的“男孩偏向”被归因于传统文化下的性别刻板印象甚至性别歧视。但我们认为，这种分配方式在本质上是父母面临预算约束时做出的理性选择。比如我们发现，父母的养老预期与子女教育获得存在一定的关系。如果女儿也能提供

养老支持，那么父母对女孩的教育投资并不必然偏低。当然，在缺乏合适的工具变量等估计方法下我们无法将其看作是一种因果关系。对此，今后可以进一步利用社会养老保险覆盖范围这一自然实验进行深入的研究。

再比如，我们发现基于同胞性别结构的家内资源分配模式并不如预期的那样在不同社会经济地位或城乡户籍的家庭之间存在一致的差异。这同样为我们进一步理解中国的家庭内部分配模式提供了启示。尽管中国的性别偏好因父母的教育水平和城乡居住地存在差异（Xie, 1989），但是我们并没有发现这种文化上的性别偏好差异直接影响了家庭内部资源分配模式。其中一个可能的原因是，中国长期存在的教育收益率上的“脑体倒挂”以及改革开放之前的去分层化政策导致不同家庭之间的经济状况差异并不如教育和职业上的差异那样明显。因此，尽管不同家庭在性别文化上有所不同，但是在更为基础的经济状况没有发生显著改变的时候，家庭内部资源分配模式仍然体现着一种既有的经济理性决策特点。事实上，家庭决策时所表现出的经济理性比我们想象的更为强烈。比如即使在“文化大革命”这样一个激进的年代，父母在应对城市家庭必须选择一个成年子女“上山下乡”的政策时仍然表现出一种经济理性——他们倾向于把能力较弱的孩子送出去接受“再教育”，而把能力较强的孩子留在身边以备将来的养老之需（Li et al., 2010）。

基于本文的发现，我们认为同胞性别结构效应是一种预算约束环境下的结果（Chu et al., 2007），这为减少教育性别差异的公共政策提供了空间。比如增加公共教育支出、提供良好的社会保障等缓解家庭预算约束的政策都可以有效的缩小源自家庭内部的性别不平等。由于我们的研究结果和已有的几项研究发现并不完全相同，因此对这一主题还需要进一步的深入研究。

#### 参考文献：

- Hannum, E., J. Behrman, M. Wang & J. Liu 2009a, 《改革时期的教育》，劳伦·勃兰特，托马斯·罗斯基编，《伟大的中国经济转型》，方颖、赵扬译，上海：格致出版社、上海人民出版社。
- 郝大海，2007，《中国城市教育分层研究（1949-2003）》，《中国社会科学》第6期。
- 金一虹，2006，《“铁姑娘”再思考——中国文化大革命期间的社会性别与劳动》，《社会学研究》第1期。
- 李春玲，2003，《社会政治变迁与教育机会不平等——家庭背景及制度因素对教育获得的影响

- (1940-2001)》，《中国社会科学》第3期。
- 李宏彬、张俊森，2008，《同胞性别构成对受教育水平的影响》，李宏彬、张俊森著《中国人力资本投资与回报》，北京：北京大学出版社。
- 李云森、齐豪，2011，《中国农村教育的代际因果关系——基于1970年代农村基础教育普及政策的研究》，《世界经济文汇》第4期。
- 吴晓瑜、李力行，2011，《母以子贵：性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》，《经济学（季刊）》第3期。
- 吴愈晓，2012，《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》，《社会》第4期。
- 叶华、吴晓刚，2011，《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》，《社会学研究》第5期。
- 曾毅，2006，《试论二孩晚育政策软着陆的必要性与可行性》，《中国社会科学》第2期。
- 郑磊、张鼎权，2013，《中国教育性别差异的经济学研究评述》，《妇女研究论丛》第2期。
- Alderman, H., & E. M. King 1998, "Gender Differences in Parental Investment in Education." *Structural Change and Economic Dynamics* 9.
- Amin, V. 2009, "Sibling Sex Composition and Educational Outcomes: A Review of Theory and Evidence for the UK." *Labour* 23.
- Bauer, T. & I. N. Gang 2001, "Sibling Rivalry in Educational Attainment: The German Case." *Labour* 15.
- Becker, G. S. & H. G. Lewis 1973, "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 81.
- Becker, G. S. & N. Tomes 1979, "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility." *Journal of Political Economy* 87.
- 1986, "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics* 4.
- Behrman, J. R., R. A. Pollak & P. Taubman 1982, "Parental Preferences and Provision for Progeny." *Journal of Political Economy* 90.
- Blake, J. 1981, "Family Size and the Quality of Children." *Demography* 18.
- Brown, P. H., E. Bulte & Xiaobo Zhang 2011, "Positional Spending and Status Seeking in Rural China." *Journal of Development Economics* 96.
- Butcher, K. F. & A. Case 1994, "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings." *Quarterly Journal of Economics* 109
- Chau, T. W., Hongbin Li, P. W. Liu & Jusen Zhang 2007, "Testing the Collective Model of Household Labor Supply: Evidence from China." *China Economic Review* 18.
- Chu, C. Y. Cyrus, Yu Xie & Ruoh-rong Yu 2007, "Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan." *Sociology of Education* 80.
- Conley, D. 2000, "Sibship Sex Composition: Effects on Educational Attainment." *Social Science*

*Research 29.*

- Connelly, R., & Zhenzhen Zheng 2007, "Enrollment and Graduation Patterns as China's Reforms Deepen, 1990-2000." In Hannum E. & A. Park (Eds.), *Education and Reform in China*, New York: Routledge.
- Dayioğlu, M., M. G. Kirdar & A. Tansel 2009, "Impact of Sibship Size, Birth Order and Sex Composition on School Enrolment in Urban Turkey." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71.
- Deng, Z. & D. J. Treiman 1997, "The impact of the Cultural Revolution on trends in educational attainment in the People's Republic of China." *American Journal of Sociology* 103.
- Feldman, M., S. Tuljapurkar, Shuzhuo Li, Xiaoyi Jin & Nan Li 2006, "Son Preference, Marriage, and Intergenerational Transfer in Rural China." In A. H. Gauthier, C. Y. Cyrus Chu & Shripad Tuljapurkar (eds.), *Allocating Public and Private Resources across Generations*. Netherlands: Springer.
- Ganzeboom, H. B. G., P. M. De Graaf & D. J. Treiman 1992, "A Standard International Socio-economic Index of Occupational Status." *Social Science Research* 21.
- Greenhalgh, S. 1985, "Sexual Stratification: The Other Side of 'growth with equity' in East Asia." *Population and Development Review* 11.
- Griliches, Z. 1979, "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey." *Journal of Political Economy* 87.
- Hannum, E. 2002, "Educational Stratification by Ethnicity in China: Enrollment and Attainment in the Early Reform Years." *Demography* 39.
- 2005, "Market Transition, Educational Disparities, and Family Strategies in Rural China: New Evidence on Gender Stratification and Development." *Demography* 42.
- Hannum, E., P. Kong & Yuping Zhang 2009b, "Family Sources of Educational Gender Inequality in Rural China: A Critical Assessment." *International Journal of Educational Development* 29.
- Hannum, E. & Yu Xie 1994, "Trends in Educational Gender Inequality in China: 1949-1985." *Research in Social Stratification and Social Mobility* 13.
- Hauser, R. M. & H.-H.D. Kuo 1998, "Does the Gender Composition of Sibship Affect Women's Educational Attainment?" *Journal of Human Resources* 33.
- Jacob, M. 2011, "Do Brothers Affect Their Sister's Chances to Graduate: An Analysis of Sibling Sex Composition Effects on Graduation from a University or a *Fachhochschule* in Germany." *Higher Education* 61.
- Kaestner, R. 1997, "Are Brothers Really Better? Sibling Sex Composition and Educational Attainment Revisited." *Journal of Human Resources* 32.

- Kuo, H.-H.D. & R. M. Hauser 1997, How Does Size of Sibship Matter: Family Configuration and Family Effects on Educational Attainment." *Social Science Research* 26.
- Lee, Ming-Hsuan 2011, "The One-Child Policy and Gender Equality in Education in China: Evidence from Household Data." *Journal of Family Economic Issues* 32.
- Li, Hongbin, M. Rosenzweig & Jusen Zhang 2010, "Altruism, Favoritism, and Guilt in the Allocation of Family Resources: Sophie's Choice in Mao's Mass Send-Down Movement." *Journal of Political Economy* 118.
- Li, Hongbin, Jusen Zhang & Yi Zhu 2008, "The Quantity-quality Trade-off of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins." *Demography* 45.
- Lu, Y. & D. J. Treiman 2008, "The Effect of Sibship Size on Educational Attainment in China: Period Variations." *American Sociological Review* 73.
- Morduch, J. 2000, "Sibling Rivalry in Africa." *American Economic Review* 90.
- Ota, M. & P. G. Moffatt 2007, "The Within-household Schooling Decision: A Study of Children in Rural Andhra Pradesh." *Journal of Population Economics* 20.
- Parish, W. L. & R. J. Willis 1993, "Daughters, Education, and Family Budgets Taiwan Experiences." *Journal of Human Resources* 28.
- Powell, B. & L. C. Steelman 1989, "The Liability of Having Brothers: Paying for College and the Sex Composition of the Family." *Sociology of Education* 62.
- 1990, "Beyond Sibship Size: Sibling Density, Sex Composition, and Educational Outcomes." *Social Forces* 69.
- Rosenberg, M. 1965, *Society and the Adolescent Self Image*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Strauss, J. & D. Thomas 1995, "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions." In Behrman J. & T. N. Srinivasan (Eds.), *Handbook of Development Economics Vol. IIIA*. North Holland, Amsterdam: Elsevier Science.
- Thomas, D. 1994, "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height." *Journal of Human Resources* 29.
- Tsang, Mun C. 2000, "Education and National Development in China since 1949: Oscillating Policies and Enduring Dilemmas." *China Review* 2000.
- Tsui, M. & L. Rich 2002, "The Only Child and Educational Opportunity for Girls in Urban China." *Gender and Society* 16.
- Wang, W. 2005, "Son Preference and Educational Opportunities of Children in China----"I Wish You Were a Boy!" *Gender Issues* 2005 (Spring).
- Wei, Shang-jin & Xiaobo Zhang 2011, "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China." *Journal of Political Economy* 119.

- Wu, Xiaogang & D. J. Treiman 2004, "The Household Registration System and Social Stratification in China: 1955-1996." *Demography* 41.
- Xie, Yu 1989, "Measuring Regional Variation in Sex Preference in China: A Cautionary Note." *Social Science Research* 18.
- Xie, Yu & Haiyan Zhu 2009, "Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?" *Journal of Marriage and Family* 71.
- Zeng, W., E. A. Undurraga, D. T. A. Eisenberg, K. Rubio-Jovel, V. Reyes-García, R. Godoy & TAPS Bolivia Study Team 2012, "Sibling Composition and Child Educational Attainment: Evidence from Native Amazonians in Bolivia." *Economics of Education Review* 31.
- Zhang, Weiguo 2000, "Dynamics of Marriage Change in Chinese Rural Society in Transition: A Study of a Northern Chinese Village." *Population Studies* 54.
- Zhou, X., P. Moen & N. B. Tuma 1998, "Educational stratification in urban China: 1949-94." *Sociology of Education* 71(3).

作者单位：北京师范大学教育学部暨首都教育经济研究院  
责任编辑：杨 可