

兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得的溢出效应

袁璐璐¹, 罗楚亮²

(1. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875; 2. 中国人民大学劳动人事学院, 北京 100872)

摘要: 家庭内部同胞兄弟姐妹之间的相互影响对于个体教育获得具有重要作用。文章基于中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年的城镇和农村住户调查数据,考察了兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得的影响。研究发现:(1)兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得具有显著的正向影响,且这一影响在二孩家庭和城镇家庭内部更为强烈,同胞间存在教育溢出效应;(2)这种溢出效应受同胞结构和家庭因素的影响,长子(长姐)、相同性别和年龄差4至6岁的同胞间溢出效应更为强烈,婚姻破裂和亲子互动也会在一定程度上影响教育溢出效应;(3)机制探讨结果表明兄弟姐妹对同胞的知识传递及榜样效应发挥了重要作用;(4)兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得的影响也会进一步传导至就业选择上,有兄弟姐妹上大学的同胞就业参与率更高,也更有可能会获得稳定性更强和福利待遇更好的体制内工作岗位。

关键词: 同胞互动; 高等教育; 溢出效应

中图分类号: F08; G40-054 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)05-0079-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210217.302

一、引言

随着人口年龄结构的转变,我国的计划生育政策逐渐松动,政府相继推行“单独二孩”“全面二孩”等放松生育管控的措施。但出生人口并未因此而上升,相反2017年和2018年出现了连续下降。^①对此人们通常倾向于从生育成本、抚养成本等角度来解释,即新增孩子会带来额外的成本从而降低人们的生育意愿。在给定家庭资源约束下,孩子数量的增加往往会导致孩子之间资源配置的竞争性。一些研究从子女教育获得的角度发现,这可能对于年长的子女不利(张兆曙和戴思源,2018),甚至可能导致年长子女对于新增孩子持有抵制的心理。虽然也有学者基于同胞互动所带来的好处肯定了拥有兄弟姐妹对个体能力提升(Downey和Condrón,2004)和教育获得(Qureshi,2018)的积极意义,但仍有不少学者基于资源稀释理论、出生位序论和群集理论阐释了同胞数量增加会带来家庭资源稀释、面临资源约束加大及家庭平均智力环境下降等不利影响,进而得出孩子数量增加不利于个体教育获得的结论。

教育是家庭、学校和社会共同作用的结果,人际互动在其中起着重要作用。一些研究讨论了同学之间的互动(赵颖,2019;王春超和肖艾平,2019)、同学父母(殷戈等,2020)以及所处邻里环境(王军鹏等,2020)对个体学习成绩的影响。同胞是家庭系统中最直接、最持久的人际纽带,对个体教育获得的作用更不容忽视。Oymak(2018)发现,当被问及谁最能影响他们对高等教育的看

收稿日期:2021-02-22

作者简介:袁璐璐(1995-),女,河南禹州人,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生;

罗楚亮(1976-),男,湖南邵东人,中国人民大学劳动人事学院教授,博士生导师。

^① 2016年、2017年和2018年的出生人口数分别为1786万、1723万和1523万人(参见《中国人口与就业统计年鉴》相应年份)。

法时,一半美国高中生选择了家庭成员。一些研究表明年长同胞凭借自身智力发展和教育获得的先行优势,可通过对弟弟妹妹的功课辅导和经验分享而实现代内文化知识传递。事实上,由于代际文化知识内容的不断更迭,父母能够持续有效辅导子女功课的概率相对较低,更可能通过兄姐辅导或社会机构对个体进行辅助学习,这一机制也被张文宏和栾博(2018)的研究证实。

本文试图基于我国的经验数据讨论兄姐上大学对弟弟妹妹高等教育获得的影响。所关心的核心是,在“二孩”家庭和“多孩”家庭内部,子女的教育获得在多大程度上受到同胞之间的相互影响?更为具体地,兄姐上大学如何影响弟妹的高等教育获得?对这一问题的解答对于认识同胞效应,制定家庭内部的生育决策和教育投资具有一定的意义。为此,本文利用2013年和2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据,研究发现,兄姐上大学对同胞高等教育获得具有显著的正向影响,同胞间存在教育溢出效应。长子(长姐)、相同性别和年龄差4至6岁的同胞间溢出效应更为强烈,婚姻破裂和亲子互动也会在一定程度上影响教育溢出效应。进一步分析表明,兄姐对同胞的知识传递及榜样效应可能在其中发挥了传导功能。此外,兄姐上大学对同胞高等教育获得的影响也会进一步作用于就业选择上,有兄姐上大学的同胞就业参与率更高,且更青睐也更容易获得“稳定工作”和“优厚福利”。

本文可能的边际贡献集中在以下几个方面,(1)基于同胞互动视角,从教育获得着手,探讨了兄姐上大学对年幼同胞高等教育获得的影响;(2)运用倾向得分再加权法较好地平衡了兄姐上大学和未上大学样本的差异,随后进行加权回归分析,并试图采用 $IV\ Probit$ 模型和 $2SLS$ 估计方法解决内生性问题进行相关检验;(3)在异质性分析部分,将出生位序、性别组合和年龄差距等同胞结构因素与婚姻破裂和亲子互动等家庭因素一同纳入分析,探究了个体从兄姐上大学中受益程度的差异;(4)从兄姐对年幼同胞的知识辅导及榜样效应考察了背后可能的传导机制。此外,还考察了兄姐上大学对同胞就业参与及就业选择的影响。

二、文献回顾

教育是人力资本提升的主要路径,也是社会流动的动力机制(Deng和Treiman,1997),对于阻断贫困代际传递(Barham等,1995)和提升社会公平都具有重要意义。对于出身劣势家庭的个体而言,接受高等教育可能有助于改变其生活际遇实现向上流动。由于中国计划生育政策的实施导致独生子女规模扩大,对同胞互动的关注多集中于西方国家,涉及了初等教育、中等教育和高等教育等多个方面。

一类文献集中于探讨初等教育和中等教育阶段同胞的相互影响。在中国,罗楚亮和孟昕(2016)发现,相比家庭中没有人上过大学的,家庭中有人上过大学会显著提高个体高中入学的概率。^①在丹麦,Joensen和Nielsen(2018)发现兄姐学习数学和科学课程的相对成本下降,会使得弟妹选择数学和科学课程的可能性上升。Dustan(2018)发现墨西哥的弟妹倾向于跟随兄姐上同一所高中,并认为这是由于信息传递或路径依赖导致兄姐在高中选择中呈现较为强烈的正向溢出效应。Qureshi(2018)发现巴基斯坦长女受教育程度的提高能够显著增强弟妹的读写能力、算数能力和教育水平,因为长女对弟妹负有照料责任,并且所接受的教育通常比母亲更好,因而能对弟妹的学习产生较为重要的影响。Nicoletti和Rade(2019)研究了英国23万兄弟姐妹学业成绩的相关性,发现学业成绩中存在强烈的兄弟姐妹溢出效应,年长同胞标准化测试分数增加一个单位会导致弟妹相应测试分数增加约11%,且成绩优异的年长同胞对弟妹的溢出效应更强。

^① 家中有人上过大学是指比调查者个人年龄更大的扩展家庭成员中是否有人上过大学。

另一类文献探讨了姐姐在高等教育获得方面对弟妹的影响,发现姐姐上大学能够显著提升弟妹上大学的概率。Loury(2004)基于美国全国青年纵向调查(NLSY)数据的分析结果发现,拥有更多受过大学教育的姐姐会显著提高非洲裔美国人上大学的概率,且女性比男性受到的影响更大。Ceja(2006)基于访谈的证据发现姐姐是墨西哥裔美国学生申请大学的重要信息来源。Goodman等(2015)和Goodman等(2019)的研究发现,姐姐的大学决策行为和入学资格(*Admissibility*)会显著影响弟妹,姐姐上大学能够使弟妹考上四年制大学或更具竞争力大学的概率提高15至20个百分点,上大学行为在兄弟姐妹之间具有可传递性。Aguirre和Matta(2021)利用智利、克罗地亚和瑞典招生系统的不连续性进行估计时发现,兄弟姐妹在学位、院校和专业选择中均存在较为强烈的正向溢出效应。

此外,一些学者还关注了同胞结构及家庭因素对同胞教育互动的影响,认为同胞教育互动效应的发挥可能在不同同胞组合和家庭背景中存在差异。在考虑了同胞间的年龄差距、出生位序和性别组合等的影响后发现,2至4岁的同胞年龄差距最佳(Campione-Barr, 2017),这时同胞互动更可能以良性方式运行,不至于出现由于年龄差距过大造成疏远和年龄紧挨造成侵略竞争;出生间隔较近的同胞间互动更为频繁;同性同胞通常更为亲密,在相处过程中会相对自然地分享学习、工作和生活经验与技巧,同胞关系体验相对较高(Barroso, 2011; Buist等, 2013),其中姐妹组合更为融洽(Voorpostel等, 2007)。同时在考虑了家庭因素的影响时发现,良好的婚姻关系有助于同胞互动的良性运转,生活在良好婚姻质量家庭中的子女,相互之间更容易理解支持,保持有效沟通,维持一种稳定的亲密关系(Stocker和Youngblade, 1999),进而增强同胞互动;在和谐的亲子关系中长大的同胞更容易理解父母生育决策的动机,能够较好地应对同胞出生带来的心理压力(Hart和Behrens, 2013; Tippett和Wolke, 2015),也会更加尊敬和呵护年长的姐姐和年幼的弟妹。

既有研究主要集中在其他国家,相关经验证据肯定了姐姐上大学对同胞高等教育获得的正向影响。总体来看,国内从同胞互动视角探讨姐姐上大学对弟妹高等教育获得影响的研究非常稀缺。随着生育管控措施的放松,多子女家庭可能会逐渐增加。同胞互动对于子女发展的影响将会越来越重要。既有研究对于不同个体从姐姐上大学中受益程度的差异及“二孩”家庭和“多孩”家庭、城镇家庭和农村家庭的关注相对不够,亟需利用全国性的大样本数据对同胞教育溢出效应在中国的存在性及差异性进行检验。

三、数据和描述性特征

本文使用中国居民收入分配课题组(CHIP)2013年和2018年的城镇和农村住户问卷调查数据,其中2013年数据覆盖了北京、山西、辽宁、江苏、山东、安徽、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃和新疆等15个省份,包含17416户家庭;2018年数据除将新疆替换为内蒙古外,其他省份与2013年保持一致,共包含21334户家庭。调查问卷由中国居民收入分配课题组设计,样本户来自于国家统计局常规住户调查样本框。

基于本文的分析目的,为得到同胞调查样本,我们进行了以下处理:首先,依据每个个体所对应的家庭编码、与户主的关系及性别分类,筛选出子女样本、父亲样本和母亲样本;其次,依据问卷中“住户其他情况”板块的信息,筛选出非同住子女样本和在校子女样本;再次,将三类子女样本进行合并(*Append*),并将其与父亲样本和母亲样本进行配对得到包含父母信息的同胞样本。最后,剔除无出生年份信息和无受教育程度信息的个体,并将年龄限制在18岁及以上且与父母的年龄间隔为15—45岁,共得到有效样本49607个。

本文以弟妹的高等教育状况为讨论对象。被解释变量为“弟妹高等教育获得”,以弟妹上大

学作为判断标准,若弟妹具有大专、大学本科或研究生学历则视为上大学,赋值为1,否则为0。核心解释变量为“兄姐上大学”,与上述处理相似,若兄姐具有大专、大学本科或研究生学历视为上大学,赋值为1。

总体来看,弟妹上大学的比率相对偏低,占比仅为12.0%。结合兄姐上大学和未上大学的多变量组间均值差异可以看出,有兄姐上大学的弟妹上大学的概率均值为0.461,显著高于兄姐未上大学的弟妹上大学的概率均值0.067。从家庭特征和出生队列来看,兄姐上大学样本和未上大学样本存在显著差异。其中,就兄弟姐妹人数来看,兄姐上大学样本中兄弟姐妹人数相对较少,即父母生育的子女数相对较少。就家庭背景来看,兄姐上大学样本中父亲和母亲高中以上学历的比例为30.4%和16.7%,而兄姐未上大学样本中这一比例仅为6.8%和2.3%,事实上,具有教育优势的父母可以通过基因遗传和后天的家庭教育、学业辅导和言行举止等(Black等,2005; Black和Devereux,2010)将这种教育优势传递给子女,进而表现为同胞间高等教育获得的正趋同性。与此同时,兄姐上大学样本中父母自营的比例显著高于兄姐未上大学样本,家庭自我经营活动又与家庭经济状况密切相关,进而可能影响子女的教育投入和最终教育获得。就出生队列来看,兄姐上大学样本中70后、80后和90后群体占比相对较高,40后、50后和60后占比相对较低,兄姐上大学样本整体面临的上大学机会要优于兄姐未上大学样本。^①

图1给出了分城乡不同出生年份人群上大学的百分比,以及兄姐是否上大学与弟妹上大学之间的关系。可以看出,在多子女家庭中,兄姐上大学的概率与弟妹较为接近,二者受教育结果的相似性在一定程度上符合同胞之间相互(正向)影响的预期,年幼同胞更可能遵循年长同胞的选择路径和行为方式,当然这也可能与家庭环境相关,当父母更重视教育时,所有子女的学习表现和最终教育结果均相对较好。从兄姐是否上大学与弟妹上大学之间的关系来看,有兄姐上大学的弟妹考上大学的概率远高于没有兄姐上大学的,这在一定程度上表明了兄姐上大学对于弟妹获得高等教育机会的促进作用,即家庭内部兄弟姐妹之间可能存在教育的正向溢出效应。随着时间的推移二者差距也在进一步扩大,城镇从24.58%(1960年出生)升至45.83%(1999年出生),农村的结果也如此,这很可能是因为个体在面临更多信息和选择时,更可能以身边人的选择模式作为参考,由于同胞出生环境和成长环境高度相似,兄姐的学业成就和发展经历对弟妹的参照价值更大。

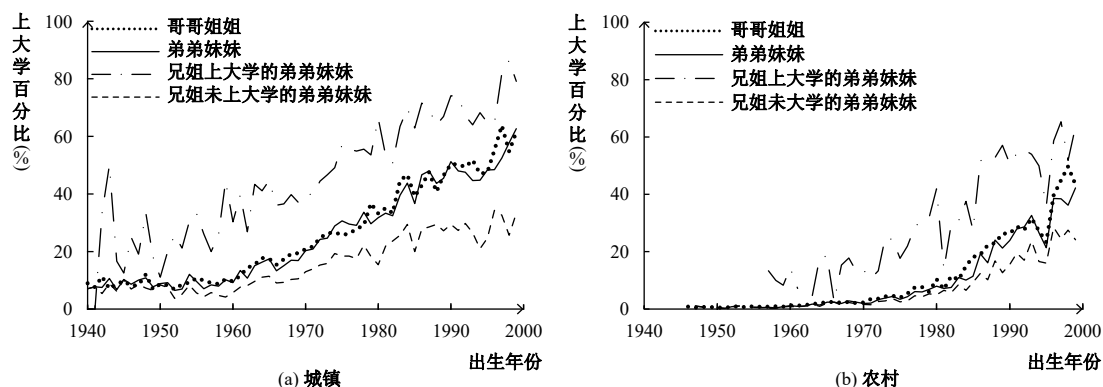


图1 兄姐上大学与同胞高等教育获得

^① 限于篇幅,变量的统计描述表格未列出,详见工作论文。

四、实证分析结果

(一)实证方法。本文采用倾向得分再加权法(*Reweighting on Propensity Score*)来检验姐姐上大学对同胞高等教育获得的影响。由于姐姐上大学是非随机的,会受家庭教育偏好、父母教育预期、家庭经济状况及自身进取精神等因素的影响,这些因素又与结果变量存在一定关联,如父母受教育程度更高、从事自营活动的家庭往往更加重视子女的学业,教育预期相对较高,教育投资也相对较多,子女的学业表现和教育结果相对更好,这意味着姐姐上大学样本和未上大学样本的较大差异可能会导致 *Probit* 回归结果有偏。有鉴于此,采用 Hirano 等(2003)提出的倾向得分再加权法进行分析。

与标准的倾向得分匹配(*PSM*)方法不同,倾向得分加权法并非为姐姐上大学的每个个体选择或构造一个姐姐未上大学的对照组个体,而是通过进行适当加权使得姐姐未上大学个体的样本集合与姐姐上大学个体的样本集合具有相同的协变量分布,即个体特征、家庭特征、城乡分布和省份分布等均较为相似,再基于这一加权样本进行估计分析。这一方法的优点在于通过加权使得整个姐姐未上大学个体的样本集合成为合适的对照组,保证控制组和实验组具有相同的协变量分布特征,同时还允许匹配估计量与其他估计方法相结合,具有较强的灵活性。Busso 等(2014)认为,倾向得分加权法明显优于倾向得分匹配。

对此,首先采用 *Probit* 模型对(1)式进行估计,得到姐姐上大学的倾向得分,即条件概率 Pr_1 ;其次,基于条件概率 Pr_1 构建权重,赋予姐姐上大学个体的权重为 1,姐姐未上大学个体的权重为 $Pr_1/(1-Pr_1)$ 。最后,采用加权 *Probit* 模型估计(2)式。

$$Pr_1(coll_old_i = 1|x) = \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m x_{im} + \epsilon_i \quad (1)$$

$$Pr_2(coll_young_i = 1|x) = \beta_0 + \beta_1 coll_old_i + \sum_{m=1}^M \gamma_m x_{im} + \epsilon_i \quad (2)$$

(1)式中,被解释变量 $Pr_1(coll_old_i = 1|x)$ 表示个体 i 姐姐上大学的概率;(2)式中, $Pr_2(coll_young_i = 1|x)$ 表示个体 i 获得高等教育入学机会的概率; $coll_old_i$ 表示个体 i 的姐姐上大学的虚拟变量,如果姐姐上大学则取值为 1,否则为 0; x_{im} 表示其他解释变量,包括性别、民族、兄弟姐妹人数、父亲为高中及以上学历、母亲为高中及以上学历、父母从事自营、农村、出生队列以及高考省份等; ϵ_i 和 ϵ_i 为随机干扰项。 α_0 和 β_0 为常数项, β_1 为姐姐上大学的系数,表示控制其他条件不变时,姐姐上大学对弟妹高等教育获得机会的影响; α_m 和 γ_m 为其他解释变量的系数。

(二)平衡性检验。表 1 给出了倾向得分加权前后姐姐上大学样本和未上大学样本的均值差异检验结果。可以看出,倾向得分加权前(表 1 第 2 列到第 4 列),姐姐上大学个体和未上大学个体在每一个协变量上均存在显著差异。前者多为女性、汉族、兄弟姐妹人数相对较少、父母受教育程度相对较高且从事自营活动的比例也相对较高等。这种数据的非平衡性恰恰说明原始样本的协变量分布存在较为严重的系统性差异,直接对姐姐上大学和未上大学个体的高等教育获得机会进行比较,可能会得出有偏的结果。而在倾向得分加权后(表 1 第 5 列到第 7 列),除兄弟姐妹人数外,姐姐上大学个体和姐姐未上大学个体在其他协变量上的差异均不显著。二者的个体特征、家庭特征及城乡分布和出生世代等差异在较大程度上得以削减,各方面特征已较为接近,更适于直接进行比较。图 2 所示的倾向得分再加权后处理组和对照组倾向得分区间较大范围的重叠也进一步肯定了这一结论。

表1 平衡性检验

	加权前			加权后		
	姐姐上大学	姐姐未上大学	差异	姐姐上大学	姐姐未上大学	差异
男性	0.515	0.535	-0.020***	0.515	0.513	0.002
汉族	0.894	0.746	0.148***	0.894	0.897	-0.003
兄弟姐妹人数	3.424	4.270	-0.846***	3.424	3.394	0.030*
父亲高中以上学历	0.304	0.068	0.236***	0.304	0.309	-0.005
母亲高中以上学历	0.167	0.023	0.144***	0.167	0.174	-0.007
父母从事自营	0.036	0.015	0.021***	0.036	0.040	-0.004
农村	0.345	0.691	-0.346***	0.345	0.329	0.016
1940—1949年出生	0.018	0.077	-0.059***	0.018	0.018	0.000
1950—1959年出生	0.080	0.200	-0.120***	0.080	0.074	0.006
1960—1969年出生	0.186	0.312	-0.126***	0.186	0.179	0.007
1970—1979年出生	0.259	0.225	0.034***	0.259	0.249	0.010
1980—1989年出生	0.216	0.116	0.100***	0.216	0.220	-0.004
1990—1999年出生	0.241	0.071	0.170***	0.241	0.261	-0.02

注：***、**和*分别表示差异(t检验)在1%、5%和10%的水平上显著。限于篇幅,这里未报告省份和年份虚拟变量。

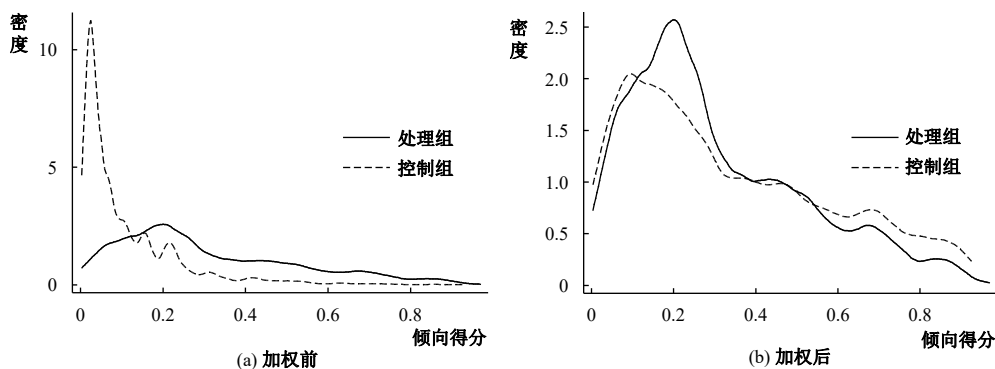


图2 处理组和控制组倾向得分的核密度

表2分别给出了姐姐上大学对同胞高等教育获得的总体估计结果,包括Probit估计结果和倾向得分再加权估计结果。表3进一步汇报了二孩家庭、多孩家庭、城镇家庭和农村家庭的分样本估计结果。这里不仅讨论了姐姐上大学对同胞最终高等教育获得的影响,也考虑了姐姐上大学对同胞高中升大学机会的影响,此时符合条件的样本除了所有上过普通高中的人之外,还包括那些初中毕业后考上技校、职高或中专的人(统称为非普通高中生),这一人群也具有考大学的资格。整体来看,姐姐上大学能够显著提升弟妹上大学的概率,即姐姐上大学对同胞高等教育获得具有显著的正向溢出效应,且这一效应在二孩家庭和城镇家庭内部更为强烈。其一,由全体样本估计结果可知,与姐姐未上大学的同胞相比,姐姐上大学的同胞考上大学的概率高出25.7%(高中以上人群为23.9%),且这一效应在1%的置信水平上高度显著,这充分肯定了同胞互动逻辑下姐姐教育表现突出的教育溢出效应。其二,由分样本估计结果可知,姐姐上大学对同胞高等教育获得的正向溢出效应在二孩家庭中更为强烈,表3回归(2)姐姐上大学的边际效应为31.6%,远高于回归(3)的22.4%,高中以上人群的回归结果同样肯定了这一结论,这可能是因为在二孩家庭中同胞互动的频率更高,选取的参照标的也较为固定,弟妹教育获得受姐姐的影响相对更大,也可能与二孩家庭中资源稀释效应相对较弱有关。其三,与农村家庭相比,城镇家庭中姐姐上大学对同胞高等教育获得的正向溢出效应也较为强烈,表3回归(4)姐姐上大学的边际效应

为 25.5%, 略高于回归(5)的 23.9%, 这可能是因为城镇家庭的父母更为注重子女的生理健康、学习表现和社交能力, 同胞良性互动的概率也相对较高, 姐姐对弟妹的影响也相对较大。

表 2 姐姐上大学与同胞高等教育获得

	全部人群		高中以上人群	
	Probit 回归	倾向得分再加权	Probit 回归	倾向得分再加权
姐姐上大学	0.123***(0.003)	0.257***(0.006)	0.213***(0.007)	0.239***(0.009)
男性	0.011***(0.002)	-0.009(0.007)	0.011(0.007)	-0.012(0.010)
汉族	0.009**(0.004)	-0.004(0.012)	0.002(0.012)	-0.018(0.016)
兄弟姐妹人数	-0.015***(0.001)	-0.046***(0.003)	-0.023***(0.003)	-0.033***(0.004)
父亲高中及以上学历	0.058***(0.003)	0.120***(0.008)	0.081***(0.009)	0.094***(0.011)
母亲高中及以上学历	0.059***(0.005)	0.122***(0.011)	0.096***(0.012)	0.096***(0.015)
父母从事自营	0.026***(0.008)	0.046**(0.020)	0.055**(0.022)	0.059**(0.028)
农村	-0.086***(0.003)	-0.127***(0.008)	-0.076***(0.008)	-0.055***(0.012)
1950-1959 年出生	-0.009(0.005)	-0.015(0.024)	-0.112***(0.025)	-0.098**(0.040)
1960-1969 年出生	0.018***(0.005)	0.025(0.023)	-0.055**(0.024)	-0.075**(0.038)
1970-1979 年出生	0.039***(0.006)	0.067***(0.023)	0.028(0.025)	0.018(0.038)
1980-1989 年出生	0.086***(0.007)	0.122***(0.025)	0.108***(0.027)	0.080**(0.040)
1990-1999 年出生	0.153***(0.009)	0.198***(0.026)	0.141***(0.028)	0.108***(0.041)
样本量	49 590	49 590	14 772	14 772
Pseudo R ²	0.3061	0.1950	0.1506	0.1086

注: (1)全部人群回归分析纳入了所有弟妹样本, 高中以上人群分析仅纳入高中及以上学历的弟妹样本; (2)括号内为标准差, **、*和'分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; (3)上表均控制了省份固定效应和年份固定效应, 下表统同。

表 3 姐姐上大学与同胞高等教育获得: 分家庭类型

		回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)
		全体	二孩家庭	多孩家庭	城镇家庭	农村家庭
全部人群	姐姐上大学	0.123***(0.003)	0.316***(0.012)	0.224***(0.007)	0.255***(0.008)	0.239***(0.009)
	样本量	49 590	8 981	40 600	17 642	31 937
	Pseudo R ²	0.3061	0.1667	0.1734	0.1841	0.2007
高中以上人群	姐姐上大学	0.213***(0.007)	0.259***(0.014)	0.224***(0.011)	0.238***(0.011)	0.220***(0.015)
	样本量	14 772	4 630	10 133	8 833	5 928
	Pseudo R ²	0.1506	0.0999	0.0993	0.1124	0.1102

注: 上表均控制了协变量, 协变量包括男性、汉族、兄弟姐妹人数、父亲高中及以上学历、母亲高中及以上学历、父母从事自营、农村及出生队列等, 下表统同。

此外, 兄弟姐妹人数、父母受教育程度、家庭经济状况以及城乡和出生世代差异也均会对个体高等教育获得产生影响。具体而言, 兄弟姐妹人数对个体高等教育获得具有显著的负向作用, 这一效应在全体人群样本和高中以上人群样本中表现得相对稳定, 这肯定了家庭内部资源稀释效应的重要影响。同时, 父亲和母亲具有高中及以上学历的个体考上大学的概率相对较高, 可能是因为受教育程度更高的父母更重视教育, 也更注重对子女的教育投资, 进而有助于子女成功考上大学; 而父母从事自营活动在一定程度上意味着家庭经济状况相对较好, 子女能够获得的经济支持和教育投入相对较多, 也更容易考上大学。此外, 城乡和出生世代差异对个体高等教育获得也存在显著影响。与城市相比, 农村人群考上大学的概率相对较低, 这一方面与农村经济发展相对落后有关, 也与教育资源的城乡配置差异有关, 农村子女能够获得的经济支持相对较低, 同时较难获得优质教育资源。同时, 出生世代的差异也会对个体高等教育获得机会产生影响, 与

上世纪40年代出生的个体相比,50年代出生的个体考上大学的概率相对较低,这与历史背景密切相关;60年代出生的个体上大学的概率相对较高,但上高中的人口却更少选择考大学,这与李春玲(2014)的研究发现相一致,其认为尽管恢复高考给予了部分60后重新上大学的机会,但是改革开放初期的市场化浪潮也导致了一部分60后在完成中等教育后辍学提前走向社会并步入劳动力市场;而70年代、80年代和90年代出生的个体相对更容易考上大学,这部分群体多是在改革后接受教育的,考大学的机会相对较多,同时随着高校扩招的启动与推进,这一效应便越来越强烈。

五、进一步分析与扩展讨论

(一)异质性分析。通过上文计算发现,兄姐上大学对同胞高等教育机会获得具有显著的正向溢出效应,且这一效应在二孩家庭和城镇家庭内部较为强烈。还要看到,不同个体从兄姐上大学中的受益情况存在差别,这主要与同胞互动的频率和质量有关,一般而言,同胞互动更为频繁且互动质量更高的个体受兄姐的影响也更大。鉴于此,本部分将出生位序、性别组合和年龄差距等同胞结构因素以及父母离异和亲子互动等家庭因素纳入分析,^①在模型中依次加入兄姐上大学与各个因素的交互项,以便确定这些因素对同胞教育溢出效应的影响。

表4和表5分别报告了全部人群和高中以上人群含交互效应模型的估计结果,证实了出生位序、性别组合和年龄差距等同胞结构因素及父母离异和亲子互动等家庭因素对同胞教育溢出效应的影响。其一,与其他兄姐相比,长子(长姐)上大学对弟妹的溢出效应更强,这可能与中国传统文化下“长幼有序”和“长兄如父”的道德观念赋予长子(长姐)的重要地位有关,在这一道德观念的熏陶下,弟妹可能受长子(长姐)影响更大,也更容易做出同长子(长姐)相似的选择,而这一效应在长子和长姐间的差异在高中以上人群中并不显著,在某种程度上表明长子和长姐对弟妹高等教育获得的影响同等重要。其二,与异性同胞相比,同性同胞间教育溢出效应更大,这很可能与同性同胞关系更亲密且知识及经验的可参考性更强有关,在相处过程中同性同胞会更自然地进行交流,关系体验也相对较高,进而强化了同胞间的教育溢出效应,也进一步印证了Joensen和Nielsen(2018)的研究结论,即同性同胞对彼此有较大影响力。其三,年龄差距与同胞教育溢出效应间存在“倒U形”曲线关系,以4—6岁年龄差距为最佳,这一年龄差距下同胞关系更可能以良性方式运行,而不至于游离在年龄差距过大造成疏远和年龄紧挨造成侵略竞争的两极,这与张克中等(2013)研究的发现较为接近,其将年龄差距分为1—3岁和大于3岁两类,发现1—3岁的年龄差距会加剧同胞间教育资源竞争性,拥有兄姐不利于弟妹的教育获得,而当年龄差距大于3岁时,拥有兄姐对弟妹的教育获得具有显著的正向影响。其四,父母离异的家庭,兄姐上大学对同胞的教育溢出效应相对较小,一种可能原因在于父母离异导致子女更多地生活在单亲家庭或重组家庭中,同胞互动的次数较为有限,同时父母离异也会对子女心理产生冲击,影响同胞互动,进而不利于发挥同胞教育溢出效应。而那些生活在完整家庭中的子女,相互之间更容易理解支持,维持一种亲密的关系,进而兄姐对弟妹教育获得的影响也相对较大。此外,亲子互动也有助于强化兄姐上大学对同胞的教育溢出效应。通常,在注重亲子互动的家庭中长大的同胞更容易理解和包容父母亲 and 兄弟姐妹,同胞关系也较为亲密,相应地,同胞互动质量也相对较高。

^① 亲子互动,以子女和父母之间是否存在经济转移为依据,当子女给予父母现金、礼品和宴请(折成现金)时,视为存在亲子互动,并赋值为1,否则赋值为0。

表 4 异质性分析: 全部人群

	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)
姐姐上大学	0.213***(0.012)	0.275***(0.008)	0.252***(0.009)	0.275***(0.008)	0.317***(0.009)	0.071***(0.010)
姐姐上大学×姐姐为头胎	0.060***(0.013)					
姐姐上大学×长子		-0.031***(0.010)				
姐姐上大学×同性同胞			0.047***(0.010)			
姐姐上大学×年龄差距				0.012***(0.002)		
姐姐上大学×年龄差距平方				-0.001***(0.000)		
姐姐上大学×父母离异					-0.054***(0.027)	
姐姐上大学×亲子互动						0.040***(0.010)
样本量	48 248	48 248	49 590	48 248	16 231	49 590
Pseudo R ²	0.2018	0.1922	0.1856	0.1968	0.1718	0.3511

表 5 异质性分析: 高中以上人群

	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)
姐姐上大学	0.161***(0.015)	0.242***(0.010)	0.219***(0.011)	0.255***(0.011)	0.278***(0.012)	0.073*(0.039)
姐姐上大学×姐姐为头胎	0.072***(0.017)					
姐姐上大学×长子		-0.016(0.014)				
姐姐上大学×同性同胞			0.046***(0.013)			
姐姐上大学×年龄差距				0.009***(0.003)		
姐姐上大学×年龄差距平方				-0.001***(0.000)		
姐姐上大学×父母离异					-0.070***(0.031)	
姐姐上大学×亲子互动						0.114***(0.038)
样本量	14 584	14 584	14 772	14 584	7 279	14 772
Pseudo R ²	0.1290	0.1118	0.1064	0.1095	0.1075	0.1784

(二)稳健性检验。为检验本文第四部分模型估计结果的稳健性,本文进行了以下估计:第一,前文根据个体是否具备大专及以上学历来界定高等教育获得,然而随着高校扩招的持续推进,高校招生规模和毕业人数均出现了明显大幅度的增加,在这一背景下,将大专学历纳入高等教育获得范畴可能会高估姐姐上大学对同胞高等教育获得的溢出效应。下文拟采用个体是否具备大学本科及以上学历来重新界定高等教育获得并对模型进行估计(稳健性检验一)。第二,考虑到受教育年限增加也是姐姐教育深化的重要体现,尤其对多在《义务教育法》颁布实施前接受中小学教育的50后、60后和70后群体的教育深化更具代表性,加之这一群体的父母受社会政治变迁影响多为文盲和半文盲人口,家庭中姐姐对同胞的教育溢出效应可能更加强烈,因此下文将采用受教育年限来量化姐姐教育深化程度并对同胞高等教育获得进行估计(稳健性检验二)。第三,由于教育机会获得与社会政治变迁紧密相关,这既体现在高等教育改革对高等教育机会获得的直接影响,涉及1977年恢复高考之前采用的工农兵推荐上大学(李春玲,2003),1978年之后的全国高考以及1999年及以后持续推进的高校扩招,也体现为1979年计划生育政策实施和改革开放推进导致的家庭子女数量减少和经济状况改善对高等教育机会获得的间接影响,同时计划生育政策的实施也会使得政策实施前后同胞样本的代表性存在差异。为避免这些因素的影响,分别选取兄弟姐妹均出生在1979年之前且在1978—1998年间上大学的样本(稳健性检验三),以及兄弟姐妹均出生在1979年之后且在1999年之后上大学样本(稳健性检验四)进行估计,其中前者不受计划生育政策和高校扩招政策的影响,后者均受计划生育政策和高校

扩招政策的影响。第四,前文主要采用倾向得分再加权法进行估计,这里借鉴 Huang 等(2020)的处理思路,以 *Unlucky*(兄弟姐妹是否出生在 1948—1958 年)作为兄弟姐妹上大学的工具变量,采用工具变量法进行重新估计,以减轻可能存在的内生性问题。具体而言,借助文化大革命(1966—1976)这一历史冲击考察高考暂停十年(1977 年冬恢复高考)的影响,那些在文化大革命时期完成高中学业本该考大学的学生失去了上大学的机会,按照 18 岁参加高考计算,这些个体多出生在 1948 年至 1958 年期间,也就是说历史上文化大革命导致的高考暂停对个体高等教育获得具有很强的解释力。鉴于此,利用这一历史冲击,将出生于 1948—1958 年的个体定义为“*Unlucky*”个体,并将其作为兄弟姐妹上大学的工具变量,同时,为排除高考暂停对兄弟姐妹上大学的影响,将弟妹限制为 1959 年以后出生的群体,以保证高考暂停仅可能会对兄弟姐妹上大学产生影响,而不会对弟妹高等教育获得产生直接影响(稳健性检验五)。

表 6 报告了稳健性检验结果,限于篇幅,这里省略了性别、民族和兄弟姐妹人数等协变量的估计结果,仅将兄弟姐妹上大学的估计结果报告于表 6。第一,当以个体是否具备大学本科及以上学历来重新界定高等教育获得时,与预期一致,兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得的溢出效应略有下降,与兄弟姐妹未上大学个体相比,兄弟姐妹上大学个体考上大学的概率高出 15%(高中以上人群为 15.1%),这一效应在 1% 的置信水平上仍然高度显著,肯定了同胞互动逻辑下兄弟姐妹教育表现突出对同胞高等教育获得的积极意义。第二,采用受教育年限来量化兄弟姐妹教育深化程度的结果显示,兄弟姐妹受教育年限每增加一年,同胞考上大学的概率将相应增加 1.8%,再次证实了兄弟姐妹教育深化对同胞教育获得的突出贡献。第三,当把兄弟姐妹样本限定为出生在 1979 年之前且在 1978—1998 年上大学时,可以看到与兄弟姐妹未上大学个体相比,兄弟姐妹上大学个体考上大学的概率显著高出 22.5%(高中以上人群为 22.0%),进一步肯定了兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得的正向溢出效应。把兄弟姐妹样本限定为出生在 1979 年之后且在 1999 年之后上大学时的估计结果再次肯定了这一结论。第四,在采用工具变量法进行重新估计时,尽管 *IV Probit* 估计系数和 *2SLS* 估计系数大小存在差异,但估计系数均为正,表明兄弟姐妹上大学对同胞高等教育获得确实存在显著的正向影响,这一结果在全部人群和高中以上人群中均成立,这也进一步强化了前文研究结论的可信性。此外,我们也在第一阶段检验了工具变量的有效性,可以看出, *Unlucky* 对兄弟姐妹上大学具有显著的负向影响,证实了高考暂定十年对个体高等教育机会获得的不利影响。控制其他协变量不变,在考察 *Unlucky* 对兄弟姐妹上大学的影响时,工具变量显著性 *F* 检验的值分别为 9.78(全部人群)和 13.39(高中以上人群),表明弱工具变量问题在这一回归中并不明显。

表 6 兄弟姐妹上大学与同胞高等教育获得:稳健性检验

		回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)	回归(7)	回归(8)
全部人群	兄弟姐妹上大学	0.150*** (0.006)	0.018*** (0.000)	0.225*** (0.010)	0.289*** (0.010)	2.857*** (0.492)	0.481 (0.298)	-0.020*** (0.007)	-0.021*** (0.007)
	样本量	49 591	48 254	25 996	10 661	37 980	37 988	37 980	37 988
	<i>Pseudo R</i> ²	0.1405	0.3005	0.1901	0.1458	-	-	-	-
高中以上人群	兄弟姐妹上大学	0.151*** (0.008)	0.025*** (0.001)	0.220*** (0.014)	0.236*** (0.013)	2.259*** (0.108)	1.141*** (0.367)	-0.062*** (0.017)	-0.064*** (0.018)
	样本量	14 773	14 590	7 094	5 515	12 908	12 916	12 908	12 916
	<i>Pseudo R</i> ²	0.0758	0.1277	0.0950	0.0812	-	-	-	-

注:(1)稳健性检验一、稳健性检验三和稳健性检验四均采用倾向得分再加权估计;(2)考虑到兄弟姐妹受教育年限为连续型变量,因此稳健性检验二采用的是 *Probit* 估计,并汇报了边际效应;(3)回归(5)和回归(6)分别汇报了 *IV Probit* 估计和 *2SLS* 第二阶段的估计结果,回归(7)和回归(8)分别为 *IV Probit* 估计和 *2SLS* 第一阶段的估计结果,后 4 列汇报的均为估计系数。

(三)机制探讨。是什么原因致使姐姐上大学对同胞高等教育机会获得产生了正向影响?可能有两种传导机制值得考虑。一种是姐姐对同胞的知识传递,姐姐凭借自身智力发展和教育获得的先行优势,可以通过对年幼同胞进行功课辅导和方法分享,实现代内文化知识传递,进而对弟妹高等教育获得产生促进作用。这一机制也被张文宏和栾博(2018)证实。为检验这一传导机制,首先考察了姐姐上大学对同胞教育分流(重点学校和非重点学校)的影响。考虑到重点学校和非重点学校在学生声望、师资配备、基础设施以及经费来源等方面的差异(李海涛,2008),能否进入重点学校就读对个体未来的教育机会获得具有重要意义(王威海和顾源,2012)。这意味着,姐姐对弟妹的功课辅导在提升其学业成绩表现的同时,也有助于其考上重点学校,^①进而对其高等教育获得产生影响。这里将重点学校定义为“高中毕业的学校类型是:全国或省级重点中学、地区(市、区)级重点中学、县级及其他重点中学”或“所在学校的教学质量(与学校所在县市其他学校比较):市/县内最好、市/县内比较好”。此外,还进一步考察了弟妹高中学习科目类型(文艺体育类、文史类、理工类和文理综合等)与姐姐相同,即“高中同文理”对其高等教育获得的影响。

限于篇幅,这里仅汇报全部人群的估计结果。表7回归(1)结果表明姐姐上大学显著提高了同胞在重点学校就读的概率,有助于其接受更优质的教育。回归(2)借鉴王军鹏等(2020)的处理思路,采用渠道效应的方法对传导机制进行了检验,发现当控制重点学校时,姐姐上大学对同胞高等教育机会获得的影响尽管仍高度显著,但系数值有所下降,由基准回归结果的0.257降至0.218,这意味着知识传递导致的教育分流可能是姐姐上大学影响同胞高等教育机会获得的一种传导机制。此外,我们还将姐姐上大学与同胞高中同文理的交互项纳入回归,结果见回归(3),可以看到交互项系数在1%的置信水平上显著为正,这意味着,与高中学习科目类型不同的同胞相比,高中学习科目类型相同的同胞间教育溢出效应更大,可能是当弟妹高中学习科目类型与姐姐相同时,姐姐可能会把自己在高中学习阶段的书籍和笔记直接留给同胞,同时还可以将自己在不同课程时的学习方法和解题心得分享给弟妹,进而有助于同胞的学业成绩提升。

表7 机制分析:全部人群

	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)	回归(5)	回归(6)
姐姐上大学	0.055***(0.005)	0.218***(0.010)	0.070***(0.003)	0.195***(0.015)	0.202***(0.012)	0.252***(0.007)
重点学校		0.311***(0.009)				
姐姐上大学×高中同文理			0.113***(0.010)			
姐姐上大学×本科院校				0.041***(0.009)		
姐姐上大学×体制内工作					0.021*(0.013)	
姐姐上大学×父亲高中及以上学历						-0.014(0.013)
样本量	49 591	49 590	49 590	49 590	49 590	49 590
Pseudo R ²	0.1613	0.2724	0.3464	0.1961	0.2360	0.2018

另一种是榜样效应,在多孩家庭内部,学业表现优良的姐姐为弟妹提供了学习的榜样,且家庭特征和外在环境的高度相似性,其学业成就和发展经历对弟妹妹的参照价值可能更大,能够在较大程度上激励弟妹好好学习,提升弟妹的教育获得水平。为检验这一传导机制,首先构建姐姐上大学与姐姐上本科院校的交互项,与那些姐姐上专科院校的个体相比,姐姐考上本科院校无疑对弟妹的示范效应更强,更能激发同胞的主观能动性。从回归(4)的结果可以看出,姐姐上大学与本科院校的交互项系数显著为正,肯定了上述结论。进一步地,姐姐上大学也有助于强

^①由于本文研究群体均在2006年以前入小学和中学,因此新《义务教育法》的颁布不会对这一群体产生影响,仍主要通过入学考试的形式上重点学校。

化其自身在劳动力市场的表现,如获得体制内工作的机会。回归(5)的结果显示姐姐上大学与体制内工作的交互项系数为正,这意味着姐姐在劳动力市场的良好表现有助于激发弟妹学习的主观能动性,激励其努力学习争取获得高等教育机会。需要说明的是,姐姐上大学与体制内工作的交互项系数的显著性相对有限,这可能与同胞年龄差距较大造成的互动不足有关,姐姐步入劳动市场而弟妹还在中小学阶段的同胞往往年龄差距较大,互动相对有限。

此外,还有一种竞争性的观点认为,父母可能会在同胞间采取不同的教养方式,在家庭内部资源分配过程中偏向部分子女,这意味着姐姐上大学可能是其占据较多家庭资源投入的结果,在家庭资源有限的情况下,分配给弟妹的家庭资源随之减少,从而不利于同胞高等教育机会的获得。对此,我们借鉴陶东杰等(2017)的处理思路,将父亲受教育水平作为家庭资源约束变量,将姐姐上大学与父亲受教育水平做交互,在资源竞争假定下,预期姐姐上大学与父亲受教育水平交互项的估计系数为正,即父亲受教育水平越高,家庭资源约束强度越小,姐姐上大学对弟妹的负向影响也越小。回归(6)报告了这一估计结果,与预期不同,姐姐上大学与父亲受教育水平的估计系数并不显著为正,表明在中国目前的家庭情形下,尚未发现可以有力支持这一竞争性解释的经验证据。

(四)扩展分析。教育是人力资本提升的重要路径,对个体就业获得和就业选择有重要影响,这意味着姐姐上大学对同胞高等教育获得的影响很可能会进一步传导到就业选择上,包括选择是否就业及何种类型的就业等。鉴于此,本部分将同胞就业状况纳入分析,分别考察姐姐上大学对同胞就业参与及体制内就业和个体私营企业就业的作用,以便全面认识同胞溢出效应的影响。表8报告了姐姐上大学对同胞就业选择的影响。我们发现,姐姐上大学能够显著提高同胞的就业概率,与姐姐未上大学的个体相比,姐姐上大学的个体参加就业的概率高出1.3%。从就业类型选择上来看,姐姐上大学降低了同胞进入个体私营企业就业的概率,但提高了进入体制内单位就业的概率,表明姐姐上大学的个体更青睐也更容易获得“工作稳定、福利优厚”的优质就业岗位。这一方面是由于姐姐上大学能够带来教育正向溢出效应,另一方面兄弟姐妹这一天然的社会资本在劳动力市场中还具有信息传递的功能(刘小鸽和魏建,2016),姐姐上大学后眼界的开拓和人脉资源的积累也为同胞就业选择提供了一定帮助。

表8 扩展讨论

	回归(1)	回归(2)	回归(3)
	就业	体制内就业	个体或私营企业就业
姐姐上大学	0.013***(0.005)	0.139***(0.008)	-0.046***(0.007)
样本量	40 626	36 399	36 399
Pseudo R ²	0.0662	0.1160	0.0900

六、总 结

本文基于中国家庭收入调查(CHIP)2013年和2018年的城镇和农村住户调查数据,考察了姐姐上大学对同胞高等教育获得的影响。研究发现:(1)姐姐上大学对同胞高等教育获得具有显著的正向影响,且这一影响在二孩家庭和城镇家庭中更为强烈,证实了同胞间教育溢出效应的存在。(2)这一效应会受同胞结构和家庭因素的影响,长子(长姐)、相同性别和年龄差4-6岁的同胞间溢出效应更为强烈,婚姻破裂和亲子互动也会在一定程度上影响教育溢出效应。(3)进一步分析发现姐姐对同胞的知识传递及榜样效应可能在其中发挥了重要的传导功能。(4)姐姐上大学对同胞高等教育获得的影响也会进一步作用于同胞的就业选择上,有姐姐上大学的同胞就业参与率更高,且更青睐也更容易获“工作稳定”“福利优厚”。

在全面放开“二孩”背景下,单从子女数量带来的资源稀释效应来看,无疑会得出生育二胎不利于子女教育获得的结论。然而,教育作为家庭、学校和社会共同作用的结果,自然会受到人与人互动的影 响,而同胞又是家庭系统中最直接、最持久的人际纽带,其对个体教育获得的影响不容忽视。本文的结果表明,姐姐上大学不仅有助于其自身发展,弟妹也能从中受益良多,这也为看待全面放开“二孩”政策提供了新的理解角度。因此,注重子女教育,尤其是年长子女的教育至关重要,让姐姐提前结束学业进入劳动力市场并不是一个合适的选择。在实践中,一方面父母要重视对年长子女的教育支持,包括必要的功课辅导和经验分享,另一方面也要注重构建良好的家庭关系,这有助于同胞互动质量的提高及教育溢出效应的发挥。本文的研究结果也具有一定的政策含义:第一,应全面看待生育二胎对家庭的综合影响,既要看到子女数量增加带来的资源稀释效应,还要看到子女互动的积极意义,包括成长中的陪伴者,互助者和赡养父母的合作者等等。第二,促进生育二孩的政策制定需要充分考虑“生育选择”问题,那些婚姻稳定、注重亲子互动以及一胎年龄适中的家庭可能更适合作为激励对象。

参考文献:

- [1]李春玲. 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)[J]. 中国社会科学, 2003, (3): 86—98.
- [2]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考察[J]. 社会学研究, 2014, (2): 65—89.
- [3]李海涛. 中国教育不平等问题的统计研究[M]. 杭州: 浙江工商大学出版社, 2008.
- [4]刘小鸽, 魏建. 计划生育是否提高了子代收入?[J]. 人口与经济, 2016, (1): 117—125.
- [5]罗楚亮, 孟昕. 高等教育机会不均与高中入学决策的城乡差异[J]. 教育经济评论, 2016, (1): 90—111.
- [6]陶东杰, 王军鹏, 张克中. 家庭规模、资源约束与子女教育分布——基于 CFPS 的实证研究[J]. 华中科技大学学报社会科学版, 2017, (2): 45—54.
- [7]王春超, 肖艾平. 班级内社会网络与学习成绩——一个随机排座的实验研究[J]. 经济学(季刊), 2019, (3): 1123—1152.
- [8]王军鹏, 张克中, 鲁元平. 近朱者赤: 邻里环境与学生学习成绩[J]. 经济学(季刊), 2020, (2): 521—544.
- [9]王威海, 顾源. 中国城乡居民的中学教育分流与职业地位获得[J]. 社会学研究, 2012, (4): 48—66.
- [10]殷戈, 黄海, 黄炜. 人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据[J]. 经济学(季刊), 2020, (4): 1491—1514.
- [11]张克中, 陶东杰, 江求川. 中国农村子女教育同胞竞争效应研究[J]. 教育与经济, 2013, (6): 44—53.
- [12]张文宏, 栾博. 同胞结构、代内文化资本传递与教育获得[J]. 社会科学战线, 2018, (9): 230—239.
- [13]张兆曙, 戴思源. 中国农村家庭教育资源分配的“末孩优势”及其影响因素[J]. 人口学刊, 2018, (5): 15—27.
- [14]赵颖. 同群效应如何影响学生的认知能力[J]. 财贸经济, 2019, (8): 33—49.
- [15]Aguirre J, Matta J. Walking in your footsteps: Sibling spillovers in higher education choices[J]. *Economics of Education Review*, 2021, 80: 102062.
- [16]Barham V, Boadway R, Marchand M, et al. Education and the poverty trap[J]. *European Economic Review*, 1995, 39(7): 1257—1275.
- [17]Barroso M M. Social perceptions of siblings' sexual composition: Evidence from Portuguese youth[J]. *Journal of Comparative Family Studies*, 2011, 42(5): 687—702.
- [18]Black S E, Devereux P J. Recent developments in intergenerational mobility[R]. IZA Discussion Paper No. 4866, 2010.

- [19]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.
- [20]Buist K L, Deković M, Prinzie P. Sibling relationship quality and psychopathology of children and adolescents: A meta-analysis[J]. *Clinical Psychology Review*, 2013, 33(1): 97–106.
- [21]Busso M, DiNardo J, McCrary J. New evidence on the finite sample properties of propensity score reweighting and matching estimators[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(5): 885–897.
- [22]Campione-Barr N. The changing nature of power, control, and influence in sibling relationships[J]. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2017, 2017(156): 7–14.
- [23]Ceja M. Understanding the role of parents and siblings as information sources in the college choice process of Chicana students[J]. *Journal of College Student Development*, 2006, 47(1): 87–104.
- [24]Deng Z, Treiman D J. The impact of the cultural revolution on trends in educational attainment in the People's Republic of China[J]. *American Journal of Sociology*, 1997, 103(2): 391–428.
- [25]Downey D B, Condrón D J. Playing well with others in kindergarten: The benefit of siblings at home[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2004, 66(2): 333–350.
- [26]Dustan A. Family networks and school choice[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 134: 372–391.
- [27]Goodman J, Hurwitz M, Mulhern C, et al. O brother, where start thou? Sibling spillovers in college enrollment[R]. NBER Working Paper No. 26502, 2019.
- [28]Goodman J, Hurwitz M, Smith J, et al. The relationship between siblings' college choices: Evidence from one million SAT-taking families[J]. *Economics of Education Review*, 2015, 48: 75–85.
- [29]Hart S L, Behrens K Y. Affective and behavioral features of jealousy protest: Associations with child temperament, maternal interaction style, and attachment[J]. *Infancy*, 2013, 18(3): 369–399.
- [30]Hirano K, Imbens G W, Ridder G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score[J]. *Econometrica*, 2003, 71(4): 1161–1189.
- [31]Huang Z K, Phillips G M, Yang J L, et al. Education and innovation: The long shadow of the cultural revolution[R]. Tuck School of Business Working Paper No. 3560399, 2020.
- [32]Joensen J S, Nielsen H S. Spillovers in education choice[J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 157: 158–183.
- [33]Loury L D. Siblings and gender differences in African-American college attendance[J]. *Economics of Education Review*, 2004, 23(3): 213–219.
- [34]Nicoletti C, Rabe B. Sibling spillover effects in school achievement[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2019, 34(4): 482–501.
- [35]Oymak C. High school students' views on who influences their thinking about education and careers. Stats in Brief[R]. NCES 2018-088, 2018.
- [36]Qureshi J A. Additional returns to investing in girls' education: Impact on younger sibling human capital[J]. *The Economic Journal*, 2018, 128(616): 3285–3319.
- [37]Stocker C M, Youngblade L. Marital conflict and parental hostility: Links with children's sibling and peer relationships[J]. *Journal of Family Psychology*, 1999, 13(4): 598–609.
- [38]Tippett N, Wolke D. Aggression between siblings: Associations with the home environment and peer bullying[J]. *Aggressive Behavior*, 2015, 41(1): 14–24.
- [39]Voorpostel M, van der Lippe T, Dykstra P A, et al. Similar or different? The importance of similarities and differences for support between siblings[J]. *Journal of Family Issues*, 2007, 28(8): 1026–1053.

The Spillover Effect of the Elder Sibling Going to College on the Younger Sibling's Access to Higher Education

Yuan Lulu¹, Luo Chuliang²

(1. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China;

2. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Summary: The interaction among siblings has played an important role in obtaining access to education for individuals. In the background of the universal two-child policy, it will undoubtedly come to the conclusion that having a second child is not conducive to children's education, judging from the resource dilution effect. However, education, as a result of the joint influence of family, school and society, is naturally affected by the interaction among people. As the most direct and lasting interpersonal bond in the family system, siblings are closely related to individual education acquisition. In fact, due to the rapid change of knowledge between generations, the study of individuals is often carried out through siblings' counseling or social training institutions, rather than through continuous counseling by parents. One question arises: To what extent is individual's education affected by the interaction among siblings within the family? More specifically, how does the elder sibling going to college affect the younger sibling's access to higher education?

Based on the two-wave data of Chinese Household Income Project (CHIP) in 2013 and 2018, this paper evaluates the impact of the elder sibling going to college on the younger sibling's access to higher education. This paper finds that: (1) The elder sibling going to college has a significant positive impact on the younger sibling's access to higher education, and the impact is stronger in two-child families and urban families, showing an educational spillover effect among siblings. (2) The spillover effect is related to the sibling structure and family factors. Specifically, it will be stronger when the elder sibling is the eldest, they have the same gender, and their age gap is 4-6 years. And marriage breakdown and parent-child interaction will also affect it to a certain extent. (3) A further analysis of potential mechanisms reveals that the knowledge transfer and role model effects from the elder sibling to the younger sibling perform certain key functions. (4) The spillover effect could also be further transmitted to the younger sibling's employment. The individual with an elder sibling going to college is more likely to get a job and participate in state-owned departments.

The conclusions of this paper reveal that the elder sibling going to college not only has great contribution to their own development, but also makes the younger sibling benefit from it, which provide a new perspective for understanding the universal two-child policy. Therefore, it is crucial to pay attention to education, especially the education of the elder sibling. It is not an appropriate choice for the elder sibling to end their studies and then take part in the labor market early. In terms of policy implications, on the one hand, we should take a comprehensive assessment about having a second child on the family, not only the resource dilution effect, but also the positive impact of the interaction among siblings such as companions, mutual aids and partners of supporting parents. On the other hand, the formulation of policies to promote fertility desire for two-child needs to consider the issue of "birth choice". And the family with stable marriage, parent-child interaction, and an elder child of moderate age may be more suitable as incentive targets.

Key words: interaction among siblings; education attainment; spillover effect

(责任编辑 石头)