

父母的受教育程度对子女教育期望的影响

侯倩倩 王思

(湖南大学经济管理研究中心, 湖南省、长沙市, 410000)

摘要: 在本文中, 我们利用 2010 年、2014 年和 2016 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS), 对父母的受教育程度对他们子女的教育期望的影响进行研究。我们采用父母是否愿意送孩子出国读书作为因变量来衡量父母对子女受教育的期望, 基于 OLS, Probit 估计, 利用配偶的受教育水平作为工具变量进行研究, 结果表明, 父母的教育水平与他们对孩子教育的期望之间存在正向显著的关系。父母的受教育水平越高他们想要送孩子出国读书的意愿越强, 父母接受教育的水平正向影响他们对子女的教育期望。同时, 我们发现虽然父亲和母亲的教育水平都会影响他们对子女的期望, 但是父亲母亲之间的性别差异确实存在, 相比父亲, 母亲对子女未来教育的影响更大。

关键词: 教育代际传递; 送孩子出国意愿; 父母受教育水平; 配偶受教育水平

中图分类号: F **文献标识码:** A

0 引言

教育作为组成人力资本的重要分部, 它不仅影响个人的经济发展还影响人们的非经济机会以及人们对生活方式的选择, 例如, 教育会影响个人偏好、生活习惯、职业类型、婚姻选择、生育选择等决定, 从而教育在个人职业发展和生活方式中扮演着极其重要的角色。教育的供给不仅仅来自于社会公共教育更是来自于家庭潜在教育, 父母的受教育程度和家庭背景等因素在很大程度上影响着下一代的教育环境, 父母一辈人决定着对孩子教育投资的数量、性质以及投资的时间分配, 而子女的未来发展在很大程度上会被这些决策影响。而拥有较高学历、社会地位和经济实力的父母更可能通过经济能力、社会关系等特殊资源来提高子女的社会地位和经济地位。知识改变命运, 尤其是对于社会底层的人来说, 接受教育是他们能够挤入上层社会最直接有效的方式, 然而在国内, 好的大学数量有限, 想要进入一个好的大学需要与千军万马一起竞争, 我国地区间经济差异明显及教育资源的分配扩大了我国教育的不公平属性。因此教育在父母辈与子辈间的代际间流动在一定程度上会造成社会资源的不公平分配现象, 教育作为弱势群体向上“跃升”的重要途径, 其代际流动尤其值得关注^[1]。

教育作为重要投资之一, 有关它的决策涉及诸多不确定因素, 在这个复杂的过程中, 父母以某种方式影响或决定教育的选择, 特别是对于那些无法独立理性地做出自己选择的青少年来说, 父母更是扮演着不可缺少的角色, “父母之爱子, 则为其计深远”。另一方面, 父母会对子女的教育形成期望而此期望会影响父母对子女的教育投入和子女接受教育的环境和机会, 从而会影响子女最终的受教育程度, “望子成龙望女成凤”是家长对子女的期望, 父母期望将子女培养成为优秀的人才就会更愿意投资更多资源于孩子的教育上从而促其达成他们的期望。父母对子女的期望形成受家庭背景、收入、父母教育等多方面的影响, 我们

主要聚焦于父母的受教育程度他们对子女教育期望的影响。我们以父母对子女的教育期望为因变量,以父母的受教育程度为自变量研究父母的受教育水平会怎样影响他们对子女的教育意愿和教育期望。

1 文献综述

代际传递是指代际间的社会地位流动(Goldthorpe, 2005),主要研究父母与子女间的经济、社会地位、教育的传承变动规律、机制和模式,主要讨论父辈母辈间的社会不平等地位的形成原因以及在何种程度上传递给下一代等问题。代际流动性的高低在一定程度上能够折射出社会机会的公平性,父母一辈向子女一辈的代际流动一定程度上影响着他们的社会阶层、地位、职业、收入、健康等各方面,代际流动性的高低反映了子女的社会资源的获取途径和社会地位的形成受父母的影响程度的大小^[2],尤其是教育作为能够区分不同阶层的工具其代际流动更能够影响社会公平。

关于代际传递的研究国内文献大多着眼与收入和教育的代际传递,主要关注父辈的经济收入水平、受教育程度对子辈经济收入水平、受教育程度的影响程度以及传递机制。教育的代际传递问题之所以受到学者青睐,除了教育本身对人类发展的重要性外还有几点原因:首先,不同代人的收入和受教育通常情况下是相关的,即阶级固化现象的存在;第二,教育在量化方面具有一些优势,教育在整个生命周期中十分稳定,在一定的年龄阶段达到一定的教育水平之后会保持相对的稳定。李煜(2006)从代际传递的不平等性出发进行探教育的代际传递问题^[3];郭丛斌、闵维方(2007)则聚焦于城镇居民的教育和收入的代际关系^[4];张建华、万千(2018)使用中国家庭跟踪调查数据研究高校扩招对教育代际传递的影响,发现不同省份高校扩招对代际传递带来的影响存在地区差异^[5]。

1.1 教育的代际传递及影响因素

教育的代际传递研究主要突出的是教育作为一种重要的人力资本在代际间的传递作用,父辈的教育水平在何种程度上以何种方式影响下一代的教育水平是其研究的主要方向。Joan Daouli, Michael Demoussis 和 Nicholas Giannakopoulos(2010)利用希腊家庭预算调查和 Cense 数据来研究父母及其女儿的教育成就及希腊的代际教育相关性^[6]。他们指出,在过去的 30 年里,教育流动性大量存在。Jin Tan Liu, Shin Yi Choub 和 Jin Long Liud(2006)使用台湾的数据集调查了大学学生的社会经济家庭背景^[7]。他们采用两部分模型来估计进入公立大学的条件概率和进入不同类型的公立大学的条件概率,发现上大学的人比不上大学的人更有可能来自受过良好教育的家庭。Anindya Sen 和 Anthony Clemente(2010)使用加拿大统计局一般社会调查的 1986 年,1994 年和 2001 年数据进行相关研究,发现父母双方都完成中学教育与后代的大学教育概率呈正相关^[8]。

国内外研究发现许多因素影响教育的代际传递,家庭收入水平、性别、城镇地区、基因遗传因素、国家政策、期望等都在某种程度上影响受教育的水平。在诸多文献中,教育的代

际传递研究主要集中在两个方面,一方面是先天因素对教育的影响,如基因遗传差异等影响的先天认知差异。Sandra & Paul(2005)利用挪威相关数据研究代际教育传递问题,研究发现在影响教育代际传递的诸多因素中家庭特征和遗传因素是最主要的两个;Bjorklund et al.(2002)研究发现尽管先天遗传和后天培养都显著影响教育的代际流动水平,但在不同的家庭背景中情况略有不同:在有血缘关系的父母与孩子之间先天遗传因素发挥更为重要的作用,而对于没有血缘关系的养父母和子女,后天的培养则起到更为重要的作用^[9];Chen et al.(2007)的研究侧面补充了Bjorklund的研究结果,研究认为养父母和养子女之间虽然存在正向的代际传递关系但是相比较亲生父母与亲生子女之前的正向关系来说小了很多^[10]。

另一个方面是性别、城乡地区、民族、职业、工作性质、家庭收入、国家政策等后天因素影响教育的代际传递水平^{[11][12][13]}。从性别因素来看,杨新铭和邓曲恒(2016)通过研究得出结论:在影响教育代际传递的诸多因素中父母的受教育水平是影响子代受教育水平最重要因素,而且母亲的影响作用要强于父亲^[14];从城乡地区差异来看,在中国,生活在农村的居民和农民工家庭的教育的代际传递要远远低于城镇家庭代际传递的水平,但Golley & Kong(2013)认为,出现这种现象的原因是农村家庭居民的教育水平普遍较低^[15];从职业和工作性质因素来看,邸玉娜(2014)研究发现父母一代的职业显著影响子女一代的教育水平和教育的收益率,工作单位为体制内的父母一代更倾向于间接的通过人力资本投资来提高子女一代的综合能力,而在体制外工作的父母更倾向于直接通过提高子女一代的经济资本从而直接提高子女的收入水平^[16];从政策因素来看,杨中超(2016)通过研究分析扩大高等教育覆盖范围对教育代际流动水平的影响,发现父母的受教育水平对子女的教育有正向影响,父母的教育程度越高,子女的教育程度也越高,从而形成了教育的代际传递^[17]。从收入因素来看,不同收入水平的家庭对教育的重视程度不同,启示我们应该对收入进行分级分层研究教育在不同收入阶层中的代际传递作用。

Sewwill and Shah(1967)构建高等教育、教育期望、智力水平和社会家庭经济地位的线性因果模型,最早的将教育期望引入教育获得研究;王甫勤和时怡雯(2014)利用2010年上海居民家庭生活调查数据并结合威斯康星教育获得模型的研究成果,选用大学教育期望进行接受教育研究及教育代际传递研究,他们发现接受过高等教育的父母对子女上大学的期望能够激发子女上大学的期望,同时,受过高等教育的父母更积极的参与子女的受教育过程,为子女创造更多支持条件,从而更有助于子女教育的获得^[18]。受教育程度越高的父母越是强调教育对个人发展的重要性,因此对子女教育获得的期望也就越高,同时受教育程度高的父母的社会资本和文化资本积累越多,能够为子女提供的教育资源也就越多,从而有助于子女教育的获得。

1.2 国内教育代际传递研究

关于教育代际传递的许多研究是立足与国外的样本数据,但是由于国情的不同,相关结论可能会有差别,因此国内的许多学者立足于中国家庭数据,借鉴相关研究方法来估计我国

教育的代际传递影响程度。Knight et al (2009) 选用 CHIP 2002 年数据中的农村样本对教育的代际传递进行研究, 发现家庭收入和父母的受教育水平会影响子女的辍学率和高中入学率, 家庭收入越高、父母的受教育水平越高, 孩子的辍学率就越小, 孩子的高中入学率也就越大^{[19][19]}。同时, 他们又使用 CHIP 2007 年数据并对子女样本进行分组来研究由于父辈和子辈间教育的代际传递所造成的不公平, 发现由于我国有关教育的相关政策在不同时期侧重点不同, 教育代际传递的影响存在明显差异, 父母的受教育水平对子女的影响程度不相同, 父母的受教育水平对年轻组子女的影响更大。Sato and Li (2007) 利用 CHIP 2002 年的农村样本数据研究阶级成分对后代受教育水平的影响, 发现地主、富农的后代的教育程度更改, 即使在控制了父母的教育水平、家庭收入以及其他家庭特征因素之后, 该结论仍然成立^[20]。文东茅(2005) 利用 2003 年北京大学毕业生就业状况调查问卷数据分别选取个体父母的职业类型和受教育程度为家庭背景指标来探究家庭背景因素对子女能够获得接受高等教育机会的影响, 他们家庭背景较好的家庭, 父母的受教育水平越高, 子女能够接受高等教育的机会也就越高^{[21][21]}。魏晓艳(2017) 利用 CFPS 数据研究“学二代”问题, 考察中国高等教育的代际传递现象, 发现父母是否受过高等教育影响子女是否接受高等教育以及影响子女接受教育的水平^[22]。

1.3 文献述评

国内外关于教育的代际传递问题研究文献众多, 影响教育代际传递的因素也有很多, 许多学者对诸多因素进行了研究, 包括父母教育程度、家庭背景、收入等, 研究的因变量也有很多包括子女教育年限、接受高等教育等, 但是父母对子女的教育期望也会影响子女最终的受教育情况, 而这一层面的研究尚未获得学术界的重视, 相关研究也较为缺乏, 因此我们本篇文章从父母的受教育程度影响他们对子女的教育期望出发, 探究期望在教育代际传递中的作用。国内有关代际传递的研究较多局限于采用简单的 OLS 方法展开, 但是由于数据或者其他方面存在的各种问题, 仅采用 OLS 可能会产生偏差, 影响回归结果和最终结论的准确性, 因此本文引入父母对子女的受教育期望进行教育的代际传递研究, 采用配偶的受教育水平作为工具变量展开研究, 并且在稳健性检验中选用个体母亲的受教育水平作为新的工具变量进行稳健性检验来验证我们的结论。

2 理论模型

教育在促进经济增长方面的作用愈加凸显, 人力资本理论代表人物舒尔茨、明瑟等认为物力资本和人力资本一起构成完整的资本, 物力资本体现在实物产品上, 人力资本凝聚在劳动者的知识、能力、技能等上, 而这种人力资本正是促进生产发展经济增长的一个主要因素。教育是形成并累积人力资本的主要途径, 能够提高劳动生产能力和效率, 增加对教育的投资能够拉动经济增长促进经济发展。20 世纪 80 年代, Reomer(1986)、Lucas (1988) 等提出了内生增长理论, 再一次突出教育对经济增长的作用。Reomer(1986) 指出人们是通过教育而

获得知识的, 技术进步是知识的产物、教育和学习的结果, 而学习又是经验的不断总结, 经验的积累体现于技术进步之上。接受教育是形成人力资本的有力手段, Lucas(1988)认为人力资本分为通过学校教育获得的一般人力资本和在实践中获得的专业人力资本, 并且专业人力资本的形成直接取决于通过学校教育获得的一般人力资本的水平。如果一个人现有的基础教育水平很低, 那么他在实践中获得的专业化人力资本水平也不会很高, 没有学校教育获得的一般人力资本作为基础, 专业化人力资本积累效率和速度将会很慢, 此外, 学校教育可以产生人力资本规模效应, 能够更有效的提高人力资本水平, 学校教育是在各种教育环节中最为重要的一个部分。

柯布-道格拉斯生产函数引入劳动生产要素, 使我们能够研究人力资本因素在经济增长中的作用, 高人力资本将产生高产量, 而人力资本与教育的质量和数量密切相关。为了增加孩子的人力资本, 父母会选择增加对孩子教育的投资, 父母的受教育水平也是影响对教育的投资的因素之一, 在本文中, 我们采用如下简化方程去估计父母的受教育水平对孩子受教育情况的影响:

$$studyabroad_i = \beta parentedu_i + \alpha X_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

$studyabroad_i$ 代表父母是否想要送孩子出国读书; $parentedu_i$ 父母的教育水平; X_i 是一组控制变量; ε_i 代表误差, 其中包含了许多未被观测到的因素。

$$p(studyabroad_i = 1 | X_i) = \Phi(X_i' \beta_i) \quad (2.2)$$

X_i 包含了父母的教育以及其他一些控制变量。

3 数据和变量

3.1 数据

本文我们使用 CFPS (中国家庭追踪调查) 调查问卷数据, 北京大学中国社会科学调查中心跟踪收集个体、家庭和社区三个层次的数据, 这项调查是在 2010 年首次进行, 到目前为止它包括 5 次调查, 2016 年进行了最后一次。根据中国各省农村和城市地区的多阶段随机聚类过程, CFPS 样本覆盖了 25 个省、市、自治区 (不包括西藏, 青海, 新疆, 宁夏, 内蒙, 海南), 目标样本规模为 16000 户, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。对于每个人, 收集有关人口统计特征, 经济资源, 劳动力活动, 健康状况, 功能, 支出等重要信息的信息, 并将逐年追踪, 这些信息共同形成了一个长期的面板数据。

在大多数情况下, 面板数据在研究中是首选, 因为面板数据本身可以减轻由遗漏变量引起的内生性问题, 但是, 在我们的研究中, 我们主要关注父母的教育水平带来的影响, 而教育水平在一定时期内是确定不变的, 如果使用面板数据它将被固定效应或随机效应抵消, 因此在本文中我们仅使用截面数据而非面板数据。在分析父母的受教育水平对子女教育期望的影响时, 由于 2012 年的调查数据中没有收录我们的主要变量——出国留学选择, 因此我们

没有使用该年份数据，然后将剩下的 2010 年、2014 年和 2016 年数据合并组成一个大的数据库进行我们的研究。另一个需要明确的是，我们关心父母将孩子送到国外学习的意愿，这是父母对子女一种预期的期望，并不是已经完成或者发生的事件，由于子女的部分数据是由家长代答故为避免样本的选择性偏差，我们需要格外关注样本范围。我们主要关注父母的受教育水平对其对子女未来受教育水平的期望的影响，我们仅将目光聚焦与父母的子样本，剔除掉孩子的样本。表 4.1 给出我们 2010 年、2014 年和 2016 年合并的数据的描述性统计。

3.2 变量与分析

表 1 2010、2014、2016 年合并数据主要变量的描述性统计

变量	定义	样本量	均值	方差	最小值	最大值
因变量						
送孩子出国	想过送孩子出国为 1, 没想过为 0	44680	0.2141	0.4103	0	1
自变量						
受教育年限	父母的受教育年限	54976	7.3386	4.6617	0	22
性别	男性为 1, 女性为 0	55143	0.4829	0.4997	0	1
年龄	年龄	55162	39.2655	12.9114	17	66
婚姻状况	在婚为 1, 否则为 0	53295	0.8687	0.3378	0	1
子女数量	养育的子女数量	17396	1.6482	1.1570	0	10
家庭收入	家庭年收入(元)	52269	62976.46	158801.5	0	1.14*10 ⁷
城乡	城镇为 1, 农村为 0	54905	0.4082	0.4915	0	1
工具变量						
配偶受教育水平	配偶的受教育年限	46806	7.1060	4.6923	0	22

数据来源：CFPS 2010、2014、2016 调查数据

表 1 中给出的统计性描述分为因变量、自变量和控制变量三部分。对于因变量部分,我们选取了带有期望特质并且可量化的变量¹: 是否想要送孩子出国读书。这个变量体现了父母的教育观念和对子女教育的关注,能够恰当衡量父母对子女教育的期望,虽然这只是父母对孩子的期望,并不一定是未来确定要发生的事情,但父母对子女的受教育期望会影响他们对子女教育的观念和投资理念,从而最终影响子女的受教育情况。在本文中,我们研究的因变量为是否想过送孩子出国读书,它是一个虚拟变量,它描述了父母是否考虑过未来将孩子送到国外学习,如果答案是肯定的即想过未来送孩子出国读书,我们定义为 1, 否则我们定义为 0。在我们的样本中, 21.41% 的父母想要将孩子送出国读书, 如果具体细分父母考虑送孩子出国读书的时间段(图 1), 我们会发现父母考虑送孩子出国的时间段较为集中 17.16% 的父母想要在大学阶段将孩子送出国读书, 49.28% 的父母想要在研究生阶段送孩子出国读

¹ 本篇文章研究的子女群体的年龄在 0-16 岁之间, 该年龄阶段的孩子尚未完成所有教育, 我们无法取得具体受教育程度数据, 我们本篇文章研究的重点为父母对孩子受教育程度的期望, 不涉及孩子的具体受教育程度。

书。我们的数据中接近一半的家长还是期望在子女研究生阶段将其送出国读书，这也符合目前国内父母选择送孩子出国读书的现状。

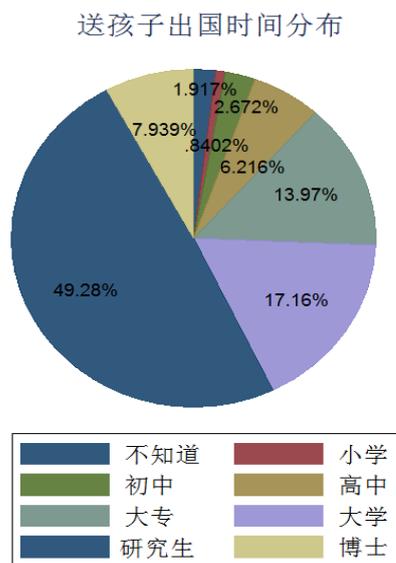


图1 父母选择送孩子出国的时间分布图

4 实证分析

4.1 基本 OLS 及 Probit 回归分析

表2给出了我们因变量为是否想过送孩子出国读书时的 OLS 估计结果，OLS 估计能够给出我们回归的平均结果，使我们对整个回归结果有一个整体认识。由于我们两个因变量都是虚拟变量，使用 OLS 估计得到的结果可能只能给出我们大致的结果并不精确。为了保持我们研究的严谨性使结论更加精确，我们还使用非线性概率模型——Probit 模型，并在表3中给出 probit 的边际估计结果。对比 OLS 估计结果和 Probit 估计结果我们发现两种方法估计出的回归系数值的大小和统计性显著结果基本相同，即父母的受教育程度对他们送孩子出国留学的意愿有积极的且统计学上显著的影响，父母的受教育水平越高他们送孩子出国留学的意愿越强。我们依次将不同变量加入方程得到不同的模型，不同的模型给出了我们不同的参数系数，但正的统计显著性是恒定的，这也与文献中父母和孩子的教育水平之间的存在正的代际相关性相符合。

表3给出了我们用非线性的 Probit 方法以父母是否想要送孩子出国读书为因变量的估计结果。首先，在第(1)栏中，我们只将我们感兴趣的主要变量，即父母接受教育年限作为自变量放入回归方程，边际回归结果系数为 0.0045，并且在 99%的水平上显著，这意味着父母额外多接受一年的教育将会使他们想要将孩子送出国留学的概率提高 0.4%。然后，在第(2)栏中我们将个人特征变量添加到回归中，控制个人特征后，我们主要变量的边际系数为 0.0053，在 99%的水平上显著，同时我们发现性别变量的系数为负并且在 95%的水平上显著，意味着父亲和母亲的受教育水平对他们送孩子出国的意愿的影响不同，并且母亲的受教

育水平的影响作用大于父亲，受过高水平教育的母亲更倾向于送孩子出国读书；父母的年龄和送他们孩子出国的意愿之间成正比，父母的年龄越大送孩子出国的意愿越大，年龄的增加会增加财富以及积累阅历，随着年龄的增加他们也会明白送孩子出国对孩子的益处，更倾向于做出送孩子出国读书的决定。那么年龄越大送孩子出国的意愿就越强吗？为进一步研究年龄对于送孩子出国的影响，在第（3）栏中，我们将年龄平方添加到回归方程中，新的估计结果显示，在加入年龄平方变量后我们的主要参数的系数仍然是正的显著的，其估计值的大小没有发生变化，但年龄的平方项显著，年龄与送孩子出国读书的意愿之间存在非线性关系，因此我们在后续的研究中保留平方项，以期对年龄变量的影响更深入的研究。接下来在第（4）栏中，我们将家庭背景变量添加到回归方程中作为控制变量。估计结果中的主要参数边际效应为 0.0039，与先前未控制家庭背景变量的结果相比略有下降，主要是因为收入是影响父母送孩子出国留学意愿的一个重要因素，当我们把家庭收入作为控制变量进行回归时，教育系数降低是合理的。城乡变量正向显著意味着城镇家庭的父母更愿意把孩子送出国，因为居住在城镇的家庭对于信息的获取能力和接受能力都要高于农村家庭，他们可以更容易获取和利用教育资源。

表 2 父母的教育水平对送孩子出国意愿的影响的 OLS 回归结果

OLS	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	0.0045 ^{**} (7.72)	0.0058 ^{***} (8.15)	0.0059 ^{***} (8.20)	0.0041 ^{**} (5.51)
性别（男性=1）		-0.0083 ^{***} (-3.46)	-0.0077 ^{***} (-3.19)	-0.0051 ^{**} (-2.05)
年龄		0.0007 ^{***} (3.54)	-0.0019 (-1.63)	-0.0024 ^{**} (-1.98)
年龄平方			0.0030 ^{**} (2.21)	0.0033 ^{**} (2.37)
婚姻状况（在婚=1）		0.0211 ^{***} (3.25)	0.0277 ^{***} (3.58)	0.0225 ^{***} (2.80)
家庭收入				0.0161 ^{***} (4.52)
城乡（城镇=1）				0.0266 ^{***} (2.98)
常数项	0.341 ^{***} (6.03)	0.286 ^{***} (4.97)	0.332 ^{***} (5.46)	0.186 ^{**} (2.58)
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	43029	41198	41198	39161

注：括号里为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。回归结果以家户为聚集单位，年龄的平方项为年龄进行平方后除以 100 的结果，我们对家庭收入取自然对数。

表 3 父母的教育水平对送孩子出国意愿的影响的 Probit 回归的边际结果

Marginal probit	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	0.0045 ^{***} (7.65)	0.0058 ^{***} (8.13)	0.0058 ^{***} (8.18)	0.0039 ^{***} (5.38)
性别（男性=1）		-0.0082 ^{**} (-3.39)	-0.0076 ^{**} (-3.14)	-0.0049 [*] (-1.96)
年龄		0.0007 ^{***} (3.58)	-0.0019 (-1.62)	-0.0024 ^{**} (-1.97)
年龄平方			0.0030 ^{**} (2.20)	0.0034 ^{**} (2.36)
婚姻状况（在婚=1）		0.0213 ^{***} (3.14)	0.0279 ^{***} (3.46)	0.0226 ^{***} (2.72)
家庭收入				0.0163 ^{***} (4.23)
城乡（城镇=1）				0.0270 ^{***} (3.03)
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	43012	41184	41184	39148

注：括号里为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。回归结果以家户为聚集单位，年龄的平方项为年龄进行平方后除以 100 的结果，我们对家庭收入取自然对数。

4.2 配偶的受教育水平为工具变量的回归

我们需要关注的一件事是，尽管我们在回归中增加了个人特征和家庭背景，但仍然存在一些变量我们是无法量化进入回归方程的，例如个体能力等。此外，我们的数据属于调查问卷数据且问卷中部分数据是由他人代答，会影响到数据质量从而产生一些误差，另外在我们样本选择的过程中可能存在一些测量误差和选择性偏差，这些都会导致我们的结果受到内生性问题的影响，而内生性会使我们的结果产生偏差，从而降低结果的可信度。在本文中，我们将使用工具变量来解决内生性问题并使我们得到的结果更加精确。

有效的工具变量必须同时符合两个基本要求，工具变量与内生变量相关但工具变量本身是外生的即相关性和排他性。通常，我们认为制度改革是严格外生的，它们是工具变量的最佳选择，它们是准实验，与任何个体特征不相关，因此它们可以排除个体因素，并专注于我们想要检验的效果，因此许多学者用制度改革作为工具变量进行教育的代际传递研究。除此之外，一些学者提出使用配偶的受教育水平作为工具变量，在配偶选择的过程中学历的“门当户对”现象是存在的，高学历的人更倾向于找高学历的人结为夫妻，因此认为配偶的受教育水平与个人的受教育水平相关但与个人自身的能力关系不大，可以作为个人受教育水平的工具变量（Wooldridge, 2002）。

我们选用配偶的受教育水平作为工具变量时，因为对子女人力资本的投资包括教育期望在很大程度上是家庭决策因而配偶的受教育水平会对因变量产生直接影响从而使工具变量

的排他性受到影响,对于这个问题我们做了以下三点:第一,因为我们研究的关键在于父母的受教育程度对子女教育的期望的影响,因变量是父母对子女的教育意愿,虽然在一定程度上会受到配偶的影响但最重要的影响因素还是个体自身因素, L. Hoogerheide, J. H. Block, and R. Thurik(2012)用贝叶斯分析方法用2004年德国社会经济数据研究相关家庭背景作为教育的工具变量的有效性,他们认为即使工具变量对因变量有适度的直接影响,结果也相差不大,工具变量的排他性受到影响并不一定会导致结果的无效^[23];第二,我们的回归结果中报告的第一阶段F值为1079.18,远大于10,我们认为较大的第一阶段F值增强了在排他性受到影响时结果的可信度;第三,在后面的稳健性检验中我们选择个体母亲的受教育水平作为工具变量进行了稳健性检验并得到了一致的结果。

表4为我们利用配偶的受教育年限作为工具变量的第一阶段回归结果。首先,Wald内生性检验结果显示内生性问题的存在,验证了利用工具变量解决内生性问题的必要性;其次,配偶的受教育年限与样本对象本人的受教育水平高度正向相关,在选择配偶的时候存在“门当户对”现象,高学历的人在选择配偶的时候往往也会选择较高学历的,我们使用配偶的受教育水平作为工具变量是可行的。

表4 配偶的受教育水平作为工具变量的第一阶段回归

	(1) 2SLS 受教育年限	(2) IVprobit 受教育年限
配偶的受教育年限	0.3983 ^{***} (76.97)	0.3983 ^{***} (45.54)
性别(男性=1)	1.829 ^{***} (47.75)	1.830 ^{***} (32.27)
年龄	-0.0902 ^{***} (-7.47)	-0.0902 ^{***} (-7.17)
年龄平方	-0.0015 (-0.11)	-0.0014 (-0.10)
婚姻状况(在婚=1)	0.0016 (0.01)	0.0017 (0.01)
家庭收入	0.4730 ^{***} (22.63)	0.4730 ^{***} (20.09)
城乡(城镇=1)	1.239 ^{***} (28.43)	1.238 ^{***} (23.84)
常数项	3.3401 ^{***} (7.85)	3.3914 ^{***} (7.07)
省份	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
样本量	33370	33360
F值	1006.05	-

注:括号里为t值,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。回归结果以家户ID为聚集单位,年龄的平方项为年龄进行平方后除以100的结果,我们对家庭收入取自然对数。

表5为利用配偶的受教育年限作为工具变量的第二阶段回归估计结果,第(1)我们使

用 2SLS 的回归方法进行估计, 第 (2) 列我们使用 IVProbit 的回归方法进行估计。第 (1) 列父母的受教育年限对他们送孩子出国留学的意愿的影响为 0.01, 这意味着父母增加一年的教育将增加他们送孩子出国读书的意愿为 1%, 这一结果和第 (2) 列中使用 IVprobit 估计出的基本相同。这一结果也正说明了使用 OLS 估计和 Probit 估计得出的结果基本相同, 使用 IV 之后的估计结果均比未使用工具变量前的 OLS 和 Probit 结果更大, 这表明未使用工具变量前的 OLS 和 Probit 模型低估了父母的教育水平对子女教育期望的影响。因变量为送孩子出国意愿时, 35 岁之前父母送孩子出国的意愿随着年龄增长为降低, 35 岁之后随着年龄增长而增加, 父母的婚姻状况对他们送孩子出国的意愿没有显著影响, 家庭收入决定了父母的经济实力是影响父母送孩子出国读书的重要因素, 城乡因素会影响他们的意愿。

表 5 配偶的受教育水平作为工具变量的第二阶段回归

	(1)	(2)
	2SLS	IVProbit
IVProbit	送孩子出国	送孩子出国
受教育年限	0.0100*** (5.21)	0.0096*** (5.11)
性别 (男性=1)	-0.0149*** (-4.21)	-0.0142*** (-4.09)
年龄	-0.0048*** (-3.02)	-0.0048*** (-3.07)
年龄平方	0.0068*** (3.77)	0.0068*** (3.79)
婚姻状况 (在婚=1)	0.0217 (1.54)	0.0214 (1.51)
家庭收入	0.0116*** (3.03)	0.0118*** (2.87)
城乡 (城镇=1)	0.0179* (1.79)	0.0190* (1.90)
常数项	0.233*** (2.93)	- -
省份	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
样本量	33370	33360

注: 括号里为 t 值, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。回归结果以家户 ID 为聚集单位, 年龄的平方项为年龄进行平方后除以 100 的结果, 我们对家庭收入取自然对数。

4.3 稳健性检验——以母亲的受教育水平²为工具变量

对于前面我们选用配偶的受教育水平作为工具变量可能会受到排他性的影响, 在本阶段, 我们选择母亲的受教育年限作为工具变量来进行稳健性检验。相比于配偶的受教育程度

² 这里母亲是我们研究对象的母亲, 即父母的母亲, 子女的奶奶或者外婆

对个人对子女受教育期望的影响程度，母亲的受教育程度对更具有排他性。表 6 给出的回归结果我们可以看到利用母亲的受教育程度作为工具变量解决内生性的问题之后，父母的受教育程度对子女有正向显著的影响并且存在性别差异，母亲的受教育程度他们对子女未来受教育程度的影响更大。

表 6 稳健性检验：以母亲的受教育水平作为工具变量

	(1)	(2)
	送孩子出国	最高学历
第一阶段回归		
母亲受高等教育	0.2386 ^{***}	0.2394 ^{***}
	(39.65)	(39.81)
F值	424.71	428.31
第二阶段回归		
受教育年限	0.0073 ^{**}	0.0237 ^{***}
	(1.99)	(7.32)
性别	-0.0101 [*]	-0.0298 ^{***}
	(-1.92)	(-5.64)
年龄	-0.0019	0.0007
	(-1.31)	(0.46)
年龄平方	0.0033 [*]	0.0033 ^{**}
	(1.87)	(1.97)
婚姻状况（在婚=1）	0.0288 ^{***}	0.0278 ^{***}
	(3.15)	(3.06)
家庭收入	0.0121 ^{**}	0.0122 ^{***}
	(2.54)	(2.64)
城乡（城镇=1）	0.0203 [*]	0.0188 ^{***}
	(1.68)	(1.68)
常数项	0.2045 ^{**}	0.4337 ^{***}
	(2.22)	(6.40)
省份	Yes	Yes
年份	Yes	Yes
样本量	28729	28916

注：我们的分析基于 2SLS 回归，括号里为 t 值，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。回归结果以家户 ID 为聚集单位，年龄的平方项为年龄进行平方后除以 100 的结果，我们对家庭收入取自然对数。

5 结论与建议

在本文中，我们使用 2010 年、2014 年和 2016 年中国家庭追中调查（CFPS）调查数据，从教育期望的角度出发对父母的受教育水平他们对子女受教育水平的影响进行研究，探究教育在父母辈与子辈间的代际流动性。父母的受教育水平会影响他们对教育投资的观念和意愿从而影响对子辈的教育期望最终影响子辈的受教育水平，为研究教育期望和子女受教育水平两者之间的关系我们采用父母是否想过送孩子出国读书作为因变量来衡量父母的教育期望，然后我们基于一系列 OLS，Probit，IV 估计结果检验我们的假设并得出结论，即父母的

教育水平他们对孩子受教育水平产生了积极的影响。与以前的研究不同，我们使用期望变量进行研究，这与使用“已完成教育年限”验证父母与下一代之间教育的特殊传递的研究不同。

首先，基于 OLS 和 Probit 估计，父母教育对他们将孩子出国留学的意愿有显著影响。父母的受教育年限增加一年他们送孩子出国读书的意愿增加 0.4%，婚姻、家庭收入和城镇对他们送孩子出国的意愿有正向显著的影响，父亲的影响小于母亲，年龄呈现倒 U 型影响。然而，这些结果可能会受到内生性的影响从而产生偏差，我们使用工具变量方法来解决内生性问题，选用配偶的受教育水平作为本人受教育水平的工具变量。使用工具变量后的估计呈现出不同的结果：父母的受教育水平他们对子女受教育水平正向显著结果与未使用工具变量前的结果相同，但主要研究变量系数大于未使用工具变量前的结果，男性和女性之间的差异更加凸显出来。因变量为是否想要送孩子出国读书，父母的受教育年限增加一年他们送孩子出国读书的意愿增加 1%；母亲的受教育水平对子女受教育的影响显著高于父亲，主要是因为两者社会分工和扮演的角色不同从而导致对子女教育的关注点和关注度的不同；年龄呈现 U 型分布，转折点为 35 岁，35 岁之前随着年龄的增长父母送孩子出国的意愿降低，35 岁之后随着年龄的增长父母送孩子出国读书的意愿增加，主要原因有两点：第一，35 岁之前，孩子的年龄较小，国内教育尚能满足父母的需求，送孩子出国读书的需求尚未明显出现；第二，35 岁前的父母的社会财富积累尚未完成，生活压力巨大而送孩子出国读书成本较高，35 岁之后随着年龄增长，父母的财富积累已经达到一定水平，对送孩子出国的需求日渐产生；城镇家庭的父母对于教育的重视程度高于农村，并且思想开放程度和灵活程度也高于农村，所以对于送孩子出国读书的意愿也会高于农村父母。

“父母之爱子，则为其计深远”，父母的受教育水平会影响他们对教育投资的观念和意愿从而影响子辈的受教育水平，受教育水平高的父母更是明白教育能够带来的溢价，从而增加对子辈教育的投资，提高对子辈最高学历的期望。父母在很大程度上影响子女的教育，包括对子女教育的观念、对子女教育的投资、对子女教育的参与度，父母是教育的一个重要环节，尤其是母亲在子女的教育中扮演十分重要的角色，但是，目前我国女性平均教育水平仍低于男性，尤其是偏远农村地区的女性教育欠缺，受教育水平较低，直接影响其对子女教育的支持和参与。因此，今后教育发展的方向应该加强农村地区女性教育，普及灌输教育观念，解放女性教育思想，提升女性入学率。

参考文献

- [1] 林莞娟.教育的代际流动：来自中国学制改革的证据.[J]北京师范大学学报(社会科学版)(2):118-129,2015.
- [2] Pronzato, C. An examination of paternal and maternal intergenerational transmission of schooling. *Journal of Population Economics*, 25, 591-608,2012.
- [3] 李煜.制度变迁与教育不平等的产生机制——中国城市子女的教育获得（1966—2003）[J].*中国社会科学*(4): 97-109,2006.

- [4] 郭丛斌、闵维方.中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究.[J]教育研究(5): 3-14,2007.
- [5] 张建华,万千.高校扩招与教育代际传递.[J]世界经济(4): 168-192,2018.
- [6] Joan Daouli, Michael Demoussis and Nicholas Giannakopoulos. Mothers, fathers and daughters: Intergenerational transmission of education in Greece. *Economics of Education Review*, 29, 83-93,2010.
- [7] Jin Tan Liu, Shin Yi Choub and Jin Long Liud. Asymmetries in progression in higher education in Taiwan: Parental education and income effects. *Economics of Education Review*, 25, 647-658,2006.
- [8] Anindya Sen, Anthony Clemente. Intergenerational correlations in educational attainment: Birth order and family size effects using Canadian data. *Economics of Education Review*,29,147-155,2010.
- [9] Bjorklund , A. et al, “ Brother correlations in earnings in Denmark , Finland , Norway and Sweden compared to the United States”, *Journal of Population Economics*,15(4):57-72,2002.
- [10] Chen Z. Y, . X. R. Liu and B. H. Kaplan. “The Relationship Between Perceived Parental Rejection During Early Adolescence and adult depressive affect, ” *Conference Papers*,2007.
- [11] 徐晓红.教育、职业对收入差距代际传递影响的实证分析.[J]统计与决策(24): 99-102,2016.
- [12] 朱健, 徐雷, 王辉.教育代际传递的城乡差异——基于中国综合社会调查数据的验证.[J]教育与经济(34):45-55,2018.
- [13] Blanden, Jo and Gregg, Paul. “Family Income and Educational Attainment: A Review of Approaches and Evidence for the UK.” *University of Bristol, Centre for Market and Public Organisation Working Paper*,2004.
- [14] 杨新铭, 邓曲恒.中国城镇居民收入代际传递机制——基于 2008 年天津微观调查数据的实证分析.[J]南开经济研究(1): 44-57,2016.
- [15] Golley, Jane, Kong, Sherry Tao. Inequality in Intergenerational Mobility of Education in China. *China & World Economy*,21, 15-37,2013.
- [16] 邱玉娜.代际流动、教育收益与机会平等——基于微观调查数据的研究.[J]经济科学(1):65-74,2014.
- [17] 杨中超.我国高等教育扩张对教育代际传递的影响研究.[J]大连理工大学学报(社会科学版)(38):119-125,2017.
- [18] 王甫勤,时怡雯.家庭背景、教育期望与大学教育获得——基于上海市调查数据的实证研究.[J]社会(34):175-195,2014.
- [19] Knight,J.,T.Sicularandx.Yue. Educational Inequality in China: The Intergenerational Dimension. *CIBC Working Paper*,2011.
- [20] Sato,H. and S.Li. Class Origin, Family Culture, and Intergenerational Correlation of Education in Rural China. *IZA Discussion Paper No.2642*,2007.
- [21] 文东茅.家庭背景对我国高等教育机会及毕业生就业的影响.[J]北京大学教育评论(03):58-63,2005.
- [22] 魏晓艳.高等教育代际传递及其影响因素的实证研究——谁是“学二代”?[J]中国经济问题(6): 87-97,2017.
- [23] L. Hoogerheide, J. H. Block, and R. Thurik. Family background variables as instruments for education in income regressions: A bayesian analysis.[J]*Economics of Education Review*, 31(5):515-523,2012.

The Impact of Parents' Education on Their Expectation of Child's Education

HOU Qianqian, WANG Si

(CEFMs of Hunan University, Changsha / Hunan, 410000)

Abstract: In this paper, we employ 2010, 2014 and 2016 China Family Panel Studies (CFPS) survey data to study the influence of parents' education on their children's education from the perspective of educational expectations. We study the intergenerational transmission of education from the perspective that parents' educational level will affect their perception and willingness to invest in their children's

education, thus affecting their children's educational expectations and the educational level of their offspring. To conduct our study, we use parents' willingness of sending their children study abroad as dependent variable to measure parents' educational expectation. Our researches are based on a series of OLS, Probit and IV estimations, the results show that there is a positive and significant relationship between parents' education and their expectations for children's education. The higher the educational level of parents, the stronger their willingness to send their children abroad to study. The higher the educational level of parents, the higher their expectations for their children's education. Parents' expectations for their children's education affect the ways of taking education and thus have an impact on their children's final education. At the same time, we find that although both of father's education and mother's education will affect their expectations for their children, the gender differences between father and mother do exist. Compared with father, mother has a greater impact on children's future education.

Keywords: intergenerational transmission; the willingness of sending children study abroad; parents' educational level; spouse's educational level