

父代特征对子女教育期望的影响及其代际趋势

刘 杨 蔡宏波*

内容提要 本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据，实证分析了具有不同特征的父代对子女教育期望的差异化影响，并考察了不同年代出生的父代对其子女教育期望的变动趋势，检验了父代教育水平影响子女教育期望的作用机制。研究发现：第一，整体而言，父代受教育程度越高，对子女的教育期望越大，但收入水平的高低会对子女的教育期望产生显著影响；互为参照组的分析显示，“读书少的有钱人”对子女有着更高的教育期望，而高学历低收入的父代可能认为教育无用。第二，代际特征的影响不容忽视，不同时代背景下出生的父代，受教育程度与子女教育期望之间存在着“U”型关系，最低点为 1977 - 1981 年出生的父代，也就是高校开始扩招后升入大学和就业的群体。第三，将父代教育水平影响子女教育期望的作用机制中的收入因素进行 Oaxaca 分解后发现，教育回报和教育机会不平等两个因素是导致父代教育期望存在差异的根本原因。

关键词 父代 子女 教育期望 代际特征

一 引言

自古以来，“万般皆下品，惟有读书高”的传统观念深刻影响着每一代中国人。在儒家文化氛围中，中国的父母向来重视对于子女的教育投入，并期望子女能够获得令

* 刘杨，浙江海洋大学经济与管理学院、天水师范学院贸易研究中心，电子邮箱：name_liuyang@126.com；蔡宏波，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：hongbocai@bnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金地区科学基金项目“贸易开放与中国文化多样性的变迁：理论与测度与文化地图”（批准号：71863032）、国家自然科学基金面上项目“村庄民主治理与中国加工贸易转型”（批准号：71773007）、北京师范大学学科交叉建设项目“全球能源贸易网络：基于复杂系统的模型构建与应用”对本研究的资助。

人称赞的教育成就。一方面,子女教育的成功可以“光耀门楣”;另一方面,教育也是实现社会阶层向上流动的重要渠道(Blair & Qian, 1998)。教育对于个人的工作、收入、社会地位乃至婚姻匹配无疑有着至关重要的作用,故而父母总是对其子女持有较高的教育期望,特别是那些处于社会阶层底层的家庭,更是冀盼于“寒门出贵子”。然而,四十多年来中国社会贫富差距的加深以及阶层流动性的固化,使得父母的教育期望已在无形中发生了转变。中国家庭追踪调查(CFPS)2010年的基线数据显示,在养育观念上,同意“富人家的孩子未来的成就会越大”这一观点的占比为40.04%,甚至有超过一半的人认为“社会地位高的家庭,孩子未来的成就会越大”,“惟有读书高”不再是绝对的共识。

在阶层固化现象得到普遍关注,社会流动性趋弱的背景下,父代若是因为教育回报率下降而失去对教育的认可,抑或是面对着“入托难”、“择校难”、“学区房”等社会现象丧失对获取公平教育机会的信心,自然会降低教育期望。那么,受教育程度高但并未获得与之相匹配的收入水平和地位的父母是否仍主张子女“好好读书”?而受教育程度一般但生活优越、地位较高的家庭是否会认为“读书”并不那么重要?也就是说,教育程度不同、收入水平不同的父代对于子女的教育期望可能存在显著差异,不禁让我们怀疑新的“教育无用论”是否真的存在^①。因此,实证研究异质性的父代对子女教育期望的影响与变动趋势,是完善教育代际流动研究的关键一环,因为“谁更想让孩子获得好的教育”的问题是优先于“子女最终会获得怎样的教育”和“教育会带来多少回报”而存在的。

对于家庭教育期望的关注较早来源于代际资源传递的研究,学者们将父母对子女的教育期望视为“重要他人”的鼓励,将其作为中介变量分析家庭因素对子女教育的影响(Kim et al., 2013)。利用世代交叠模型的研究发现,教育程度越高的父母有着更长的生命预期,从而对自身以及子代教育有着更强烈的投资意愿。同时,高学历的父母不仅注重教育投资,也会把重视教育的理念传递给后代,形成一种家族化的教育氛围(Climent & Domenech, 2008; Kirchsteiger & Sebald, 2009)。

中国改革开放四十年来,经济的快速发展伴随着社会认知和价值观的转变,当下的父母不止关注子女是否获得了教育,也在乎子女在获得教育后能否得到满意的工作、较高的收入和令人满意的社会地位。作为子女接受教育所需的经济、文化资源的提供者,不同社会阶层的家庭在子女受教育过程中对“机会成本—收益”的感知是不同的

^① 新“教育无用论”的观点,是针对当前中国社会中,教育促进代际公平方面的作用日趋减小,贫富差距出现代际传承和明显固化的现象。

(Alexander & Cook, 1979)。在非完全移情机制的作用下^①，家庭决策中利他性的父母总是倾向于按照自身的效用函数来评价子女的行为，并具有将其偏好传递给子女的动机（阮荣平等，2015；Bisin et al., 2004），父母会结合自身经验和感受，改变对子女人力资本的投资决策，进而影响子女最终的教育获得。

从1978年开始，教育市场化的进程拉开帷幕，在普及基础教育的同时，逐步推进高等教育精英化改革（李春玲，2003）。这会明显带来两个方面的影响：一是大学扩招、研究生招生人数的直线上升使得获得高学历的就业人口迅速增长，形成了工资压缩效应。全社会教育水平的提高，引致受教育程度较高的个体收入下降（Torche, 2011）。中国劳动力市场上学历的回报降低已成为不争的事实（Knight & Li, 1996），而教育需求往往是基于教育回报的，特别是对于中、下阶层而言，当父母意识到获得教育并不能有效改善当前的生活现状时，自然会降低对子女的教育期望。二是市场化和精英化教育体系由强调公平性到突出英才培养，导致初始人力资本较高的学生更容易受到优质教育资源的青睐，所以当下的教育体系对父代的人力资本差异造成了放大效应。杨娟等（2015）利用四期的世代交叠模型分析发现，尽管子女的初始能力差距不大，但由于贫困家庭在早期教育投入和家庭教育选择上“捉襟见肘”，使其子女初等教育阶段人力资本存量较低，进而导致高等教育的参与率较低。加之中国父母更倾向于动用自身资源去帮助子女获得更稀缺、更优质的教育机会，这使得教育在一定程度上成为社会优势阶层能够继续传承所拥有的社会资源的一种有效工具（郭丛斌等，2009）。

本文的边际贡献主要体现在：一是充分考虑父代异质性特征的前提下对教育投资决策背后的机制进行了实证分析，通过工具变量方法消除了内生性问题，丰富了现有的教育代际流动文献。二是父代所具有的时代特征对教育代际传递有着显著影响，目前尚无文献将代际趋势和教育期望相联系进行分析。本文基于对父代代际群体划分来研究这一问题，为中国教育改革与发展过程中的教育公平问题提供了一定证据。三是本文研究结果发现，父代“教育程度—收入高低”特征的差异对子女教育期望有着重要影响；并且，本文利用Oaxaca收入分解方法，通过观察教育回报和教育机会不平等对收入的影响在不同代际父代之间的趋势变化，为教育观念随时代的变迁提供一个全新的解读。

本文剩余部分安排为：第二部分介绍数据处理的过程及变量说明；第三部分是估计结果及实证分析和讨论；第四部分是对全文研究的总结及政策启示。

① 移情机制来自于心理学分析，指的是将自己过去对生活中某些重要情感投射到分析者身上的过程。

二 数据处理、变量说明与描述性分析

(一) 数据匹配及特征事实

本文采用北京大学中国社会科学调查中心建立的中国家庭追踪调查(CFPS)2018年数据。“中国家庭追踪调查(CFPS)”历经2008年、2009年的初访后,在2010年开展基线调查,范围覆盖了全国25个省市自治区,并分别于2012年、2014年、2016年、2018年开展了四轮追踪调查,可以视为一个具有全国代表性的样本。CFPS数据不仅样本量大、数据质量高,同时还包含了家户成员的受教育程度、收入、职业等诸多社会经济特征,以及本文研究所需的父母对子女教育期望、养育观等有效信息。

为了得到父代与子女配对信息,本文需要对原始数据进行匹配,将含有父代特征信息的个人自答信息与包含子女教育期望、子女特征的少儿父母代答信息对接起来。由于离异成人再次重组家庭现象的存在,家庭代码可能并不唯一,因而本文利用唯一的少儿库中的代答家长个人ID进行匹配。其中,个人自答问卷报告了成人样本及其父母、子女、配偶的基本信息,在所有32669个样本中,有22309个样本为在婚(有配偶),也就是说,该部分成人的配偶可能会出现再次报告“同一个子女”的情况;有10360个样本婚姻状态为未婚、离婚、丧偶等其他情况,该部分问卷中的配偶将不再出现在成人库中。为了避免出现不必要的重复观测以及定义混淆问题,有必要将两类情况分开处理。对于可能出现重复观测的在婚(有配偶)样本,本文利用2018年家庭样本编码进行识别,依靠性别变量区分为丈夫和妻子两个子样本,分别将两个子样本中的成人和少儿库的子女进行匹配,再利用少儿代码以子女为观测合并丈夫样本和妻子样本的匹配结果。出于研究目的,本文只保留合并结果中夫妻双方受教育程度较高者作为父代特征,当双方受教育程度相同时,则保留丈夫的数据。最后,以子女为观测进行最终的合并,生成涵盖有效信息最多的父代—子女配对样本集。

在CFPS2018年数据库中,少儿父母代答问卷包含的8454个少儿样本,相关问题由同住的、照顾该少儿最多的成年家长代答,能够有效反映父代对子女未来受教育程度的预期。与该子女群体相匹配的父代最早出生年份是1939年、最晚为1997年,其中出生于1957年之前以及1991年之后的父代样本只有109个,予以剔除,这样就保留了年龄为26~60岁,处于工作年龄段的父代样本。对于问卷中“希望孩子受教育程度”的回答为不知道以及拒绝回答的样本,同样予以剔除。最终获得3508个有效观测,作为实证研究所需的基本数据集。

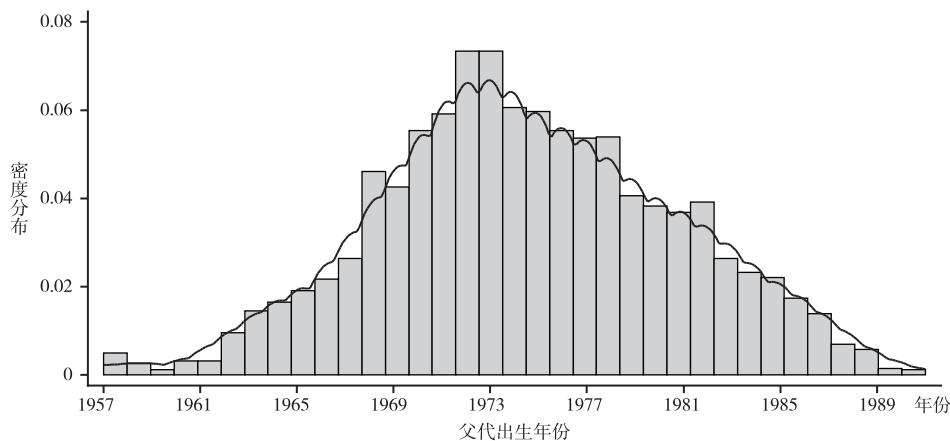


图1 父代出生年份的概率分布

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

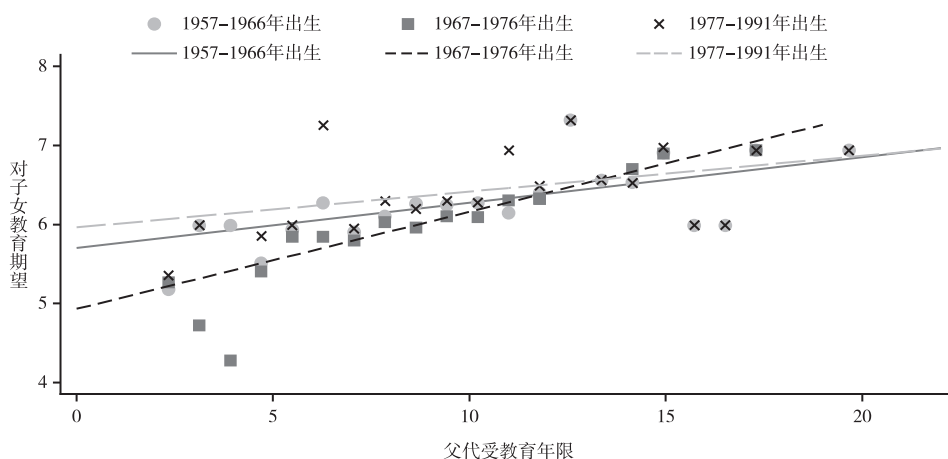


图2 父代不同受教育程度下教育期望值的散点图

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

如图1所示，可以观测到父代出生年份主要集中在20世纪60年代、70年代和80年代，这些年代出生的群体构成了当前社会各个阶层的中坚力量，也是对改革开放、教育体制改革等感受最强烈的群体。在图2中，描述了父代受教育程度与教育期望之间的相关关系，可见，父代受教育程度越高，对子女的教育期望值也越高。进一步从“文化大革命”和教育市场化改革开始年份作为划分依据，粗略地将父代划分为三组。

“文化大革命”十年间出生的父代群体受教育程度对教育期望的影响最为明显，而这十年恰恰是通过“运动”的形式阻断了家庭背景与教育获得之间联系的十年（李春玲，2003）。影响最弱的是教育市场化改革开始后即1977年以后出生的父代群体，从时间上看，这一阶段教育机会的不平等程度逐步增强，个人特征外的因素对教育获得的影响不断上升。由图2可以发现，要想更深层次地揭示本文所关心的问题，有必要对父代出生年份的时代背景进行探究，因此本文以每5年为1个年龄组群，将父代划分为7个代际群体^①。

（二）变量说明及统计描述

模型的被解释变量为父代对子女的教育期望，在少儿父母代答问卷中需要对“希望孩子受教育程度”这一问题进行回答，有效回答从高到低为“博士”、“硕士”、“大学本科”、“大专”、“高中”、“初中”、“小学”共7类，本文分别赋值为7至1，使其转换为定序测度值。考虑到该设定下被解释变量的分布问题，文章同时使用了有序离散因变量概率模型（Ordered Logit Model）回归与OLS估计进行对比。在稳健性分析中，本文将教育期望设定为二值哑变量，即大学本科以下受教育程度归为一类，大学本科（含）及以上受教育程度合并为一类。本文也注意到，以往学者经常利用亲子沟通、沟通时间等体现教育期望，所以问卷的相关信息“关心教育”、“主动沟通”等也将被采用，并作为稳健性分析的一部分。

对于父代受教育水平的度量，尽管成人问卷中提供了受访者“已经完成的最高学历”这一信息，但基于以下两点考虑，本文并不打算简单地使用教育年限来表示，原因如下：第一，随着整个社会教育水平的提高，在不同代际群体之间，个人受教育年限并不具备可比性，因为相同的学历在各自不同的代际群体中所处的教育地位可能并不相同，如对上世纪60年代或70年代出生的父代而言，大学本科学历足以在劳动力市场获得一份体面的工作和可观的收入，而今天类似的情况已不复存在；第二，父代对子女的教育期望更多地是基于自身的主观感受，故而绝对的教育年限值并不合理，产生作用的反而是父代在“同龄人”中对自身教育地位的认识。因此，本文利用父代受教育水平在各自所处代际群体中的百分位排序值来反映父代教育水平的高低。

其余的控制变量包括：收入地位的度量为父代收入水平在所处代际群体中的百分位排序值，当然本文也将使用收入水平的绝对值进行稳健性分析。个人社会网络为二

^① 这7个代际群体分别为出生年份在1957-1961年、1962-1966年、1967-1971年、1972-1976年、1977-1981年、1982-1986年和1987-1991年的父代。

值哑变量，如果在经济、子女上学、就医、工作等事务中受到过他人帮助，则赋值为1，否则为0。陈钊等（2009）在劳动力市场进入障碍的研究中，使用了类似方法来测度社会关系网络。比如对于父代的背景，利用了父代父亲的文化水平和父代父亲的政治身份（党员与否）来反映。除此之外还控制了一些文献中常见的社会特征变量，包括党员身份、户籍性质、性别、子女性别、是否多个子女、是否城镇居住等哑变量，以及省份固定效应和代际固定效应。表1为变量的统计性描述。

表1 变量统计性描述

变量	全体样本 N = 3508		代际群体一 N = 46		代际群体二 N = 275		代际群体三 N = 786	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
教育期望	6.09	1.30	5.27	1.44	5.82	1.41	5.96	1.35
受教育年限	8.35	4.02	6.27	5.11	7.49	3.94	7.97	4.02
收入地位	0.52	0.28	0.53	0.29	0.52	0.28	0.52	0.28
社会网络	0.52	0.50	0.42	0.50	0.58	0.49	0.55	0.50
父亲教育年限	4.99	4.42	1.71	3.05	3.54	4.35	4.38	4.45
父亲政治背景	0.15	0.36	0.12	0.33	0.17	0.38	0.16	0.36
党员与否	0.06	0.25	0.13	0.34	0.05	0.23	0.07	0.26
户籍性质	0.21	0.41	0.19	0.40	0.17	0.38	0.21	0.41
性别	0.66	0.47	0.87	0.34	0.77	0.42	0.74	0.44
子女性别	0.52	0.50	0.42	0.50	0.52	0.50	0.52	0.50
是否多个子女	0.42	0.49	0.79	0.41	0.78	0.41	0.58	0.49
是否城镇居住	0.39	0.49	0.35	0.48	0.36	0.48	0.39	0.49
变量	代际群体四 N = 1106		代际群体五 N = 764		代际群体六 N = 436		代际群体七 N = 95	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
教育期望	6.08	1.24	6.26	1.24	6.28	1.23	6.30	1.38
受教育年限	8.27	4.03	9.05	3.99	8.99	3.80	7.75	3.87
收入地位	0.52	0.28	0.52	0.28	0.53	0.27	0.54	0.26
社会网络	0.54	0.50	0.54	0.50	0.43	0.49	0.38	0.49
父亲教育年限	4.84	4.36	5.66	4.34	6.22	4.29	5.60	4.12
父亲政治背景	0.16	0.37	0.16	0.37	0.12	0.33	0.04	0.19
党员与否	0.08	0.26	0.07	0.25	0.04	0.19	0.00	0.00
户籍性质	0.23	0.42	0.24	0.43	0.18	0.39	0.04	0.20
性别	0.66	0.47	0.64	0.48	0.52	0.50	0.45	0.50
子女性别	0.54	0.50	0.53	0.50	0.48	0.50	0.55	0.50
是否多个子女	0.39	0.49	0.31	0.46	0.18	0.38	0.17	0.38
是否城镇居住	0.42	0.49	0.42	0.49	0.37	0.48	0.22	0.41

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018年数据计算得到。

三 实证分析

首先,本文考察父代教育水平对子女教育期望的影响,重点分析随时间推移的代际特征变化,同时进行稳健性和内生性检验。其次,根据父代教育水平、收入水平两个维度将样本划分为四个群体,互为参照组,从而进行更高层次的探讨。最后,将父代教育水平对子女教育期望的影响分解为教育回报解释的部分和教育机会不平等解释的部分,并对三者之间的作用趋势做出对比。

(一) 基准回归和代际特征的影响

如表2所示,基准回归的模型(1)结果显示,父代受教育程度提高确实显著增加了对子女的教育期望值。模型(2)~(4)中,逐步控制了收入水平、社会网络、父代父亲背景,以及个人特征,可以发现,父代受教育程度的系数符号和显著性没有改变,并且在控制了更多的变量后系数值有所下降,表明父代教育水平对子女教育期望的作用有一部分是通过上述因素发生的,除去父代教育水平的贡献外,非教育因素的作用不容忽视。

表2 基准回归结果

变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) Order Logit
父代教育水平	1.218 *** (0.076)	1.153 *** (0.081)	1.007 *** (0.094)	0.720 *** (0.101)	1.088 *** (0.164)
收入水平		0.221 *** (0.078)	0.205 ** (0.087)	0.220 ** (0.102)	0.310 * (0.166)
社会网络			0.053 (0.047)	0.046 (0.046)	0.069 (0.076)
父代父亲教育水平			0.024 *** (0.006)	0.013 ** (0.006)	0.026 *** (0.010)
父代父亲政治背景			0.080 (0.068)	0.062 (0.067)	0.115 (0.108)
党员与否				0.127 (0.087)	0.251 (0.154)
户籍性质				0.150 ** (0.070)	0.274 ** (0.119)
性别				-0.088 (0.057)	-0.137 (0.092)

续表

变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) Order Logit
子女性别				0.117 ** (0.045)	0.185 ** (0.075)
是否多个子女				-0.087 * (0.052)	-0.172 ** (0.086)
是否城镇居住				0.113 * (0.062)	0.239 ** (0.100)
代际固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省区固定效应				控制	控制
观测值	3508	3508	2763	2761	2761
R^2	0.094	0.096	0.100	0.148	0.063

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；如无特别说明，模型中均控制了截距项。

资料来源：根据中国国家家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

估计结果中，收入水平的系数显著为正，并且在加入其他控制变量后，该系数无论是符号、大小还是显著性都没有发生实质性变化，这充分说明收入水平越高的父代更希望子女获得更好的教育。其他变量的估计系数也值得关注：父代父亲的受教育程度显著影响父代对子女的教育期望，以家中长辈文化水平为代表的家庭文化资本可以得到有效延续，并形成一种良好的教育氛围，加之“文化大革命”以前出生并接受过良好教育的人，普遍拥有较高的职业地位，可以为后代提供相对优越的家庭背景。相对农业户口而言，拥有非农业户口的父代对子女寄予更高的教育期望，同样的结果也体现在居住地为城镇的父代与居住地为农村的父代，这一现象无疑是长期以来教育资源城乡分配严重不均造成的。相比女孩，男孩更容易获得更高的教育期望，在控制了其他因素之后，子女性别的估计系数如此之大并且统计显著，不能不说子女教育观念问题上的“性别歧视”值得引起重视。而有趣的是，父亲和母亲的性别差异对教育期望的影响却并不显著，这或许从另一侧面反映出父代对子女的教育期望可能也是整个家庭共同认可的结果，在后文稳健性分析中进一步控制了配偶受教育水平后，这一结果依旧没有改变。另外，多子女家庭受限于家庭资源的约束，父母的教育期望要显著低于独生子女家庭。

如前文所述，父代出生年代不同导致的代际差异可能也会影响对子女的教育期望。为了更好地检验和识别代际特征产生的影响，本文利用代际哑变量和父代教育水平的

交互项作为解释变量，考察不同时间段父代的受教育程度对子女教育期望的影响，估计结果见表 3。

表 3 考虑父代代际特征交互项的回归结果

变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) Ordered Logit
Cohort1 × 父代教育水平	2.433 *** (0.767)	2.383 *** (0.767)	3.265 *** (0.790)	2.708 *** (0.786)	3.636 *** (1.253)
Cohort2 × 父代教育水平	1.219 *** (0.274)	1.172 *** (0.273)	0.879 *** (0.317)	0.713 ** (0.321)	1.075 ** (0.460)
Cohort3 × 父代教育水平	1.185 *** (0.171)	1.115 *** (0.171)	0.783 *** (0.290)	0.492 ** (0.207)	0.820 *** (0.302)
Cohort4 × 父代教育水平	1.318 *** (0.124)	1.241 *** (0.127)	1.124 *** (0.142)	0.841 *** (0.146)	1.238 *** (0.246)
Cohort5 × 父代教育水平	0.909 *** (0.166)	0.832 *** (0.168)	0.709 *** (0.185)	0.402 ** (0.188)	0.576 * (0.297)
Cohort6 × 父代教育水平	1.337 *** (0.228)	1.289 *** (0.230)	1.497 *** (0.248)	1.146 *** (0.250)	1.798 *** (0.392)
Cohort7 × 父代教育水平	1.714 *** (0.484)	1.677 *** (0.487)	1.243 ** (0.615)	1.133 * (0.601)	1.479 * (0.819)
收入地位		0.229 *** (0.078)	0.216 ** (0.087)	0.229 ** (0.102)	0.322 * (0.167)
其他控制变量			控制	控制	控制
1957 - 1976 系数均值	1.539	1.478	1.513	1.189	1.692
1977 - 1991 系数均值	1.320	1.266	1.150	0.894	1.284
观测值	3508	3508	2763	2761	2761
R ² 或伪 R ²	0.096	0.099	0.106	0.153	0.065

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；其他控制变量的估计系数和显著性与基准回归相比并无明显变化，限于篇幅此处不再报告；Cohort1 ~ Cohort7 分别代表出生于 1957 - 1961 年、1962 - 1966 年、1967 - 1971 年、1972 - 1976 年、1977 - 1981 年、1982 - 1986 年和 1987 - 1991 年的父代代际群体的哑变量。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

纵向比较每一个代际交互项的系数后发现，模型（1）~（5）估计系数值均呈先下降后回升的“U”型趋势，最低值出现在代际群体 5 即 1977 - 1981 年出生的父代。

同时，1957 - 1976 年出生的父代其估计系数平均值高于 1977 - 1991 年出生的父代，历史的“痕迹”清晰可见。为了更好地呈现变动趋势，本文进一步采用滚动回归的估计方法，具体做法是以 5 年为时间窗口^①，将 1957 - 1991 年共 35 年滚动划分为 31 个子样本区间，针对每个子样本进行估计进而得到 31 个系数值，然后描绘出长期趋势的变动（见图 3）。无论解释变量为父代教育水平的百分位排序值，还是学历等级排序值（小学为 1，依次类推，博士为 7），都可以发现“U”型趋势比较明显，在加入了控制变量后波动更加平滑，但最低点均出现在 1977 年以后，与回归结果基本一致。

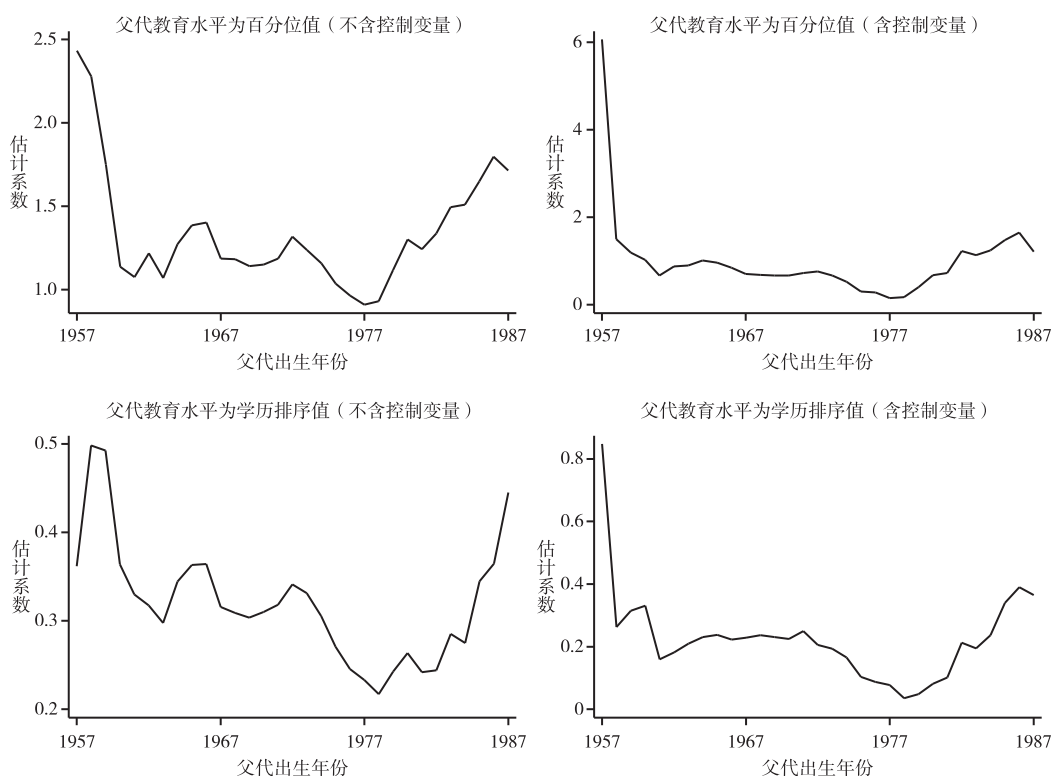


图 3 滚动回归结果图示

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

^① 滚动回归的估计对于时间区间长短的划分存在一定的主观性，因此本文也利用了 7 年和 10 年两个时间长度进行了相同的工作，结果没有显著差异。

上世纪70年代末以后,全国上下的中心工作转到发展经济上来,教育方针政策也发生了变化,对教育主要功能的定位不再局限于消除阶级差异,而更加注重为经济增长培养和选拔人才(李春玲,2003)。随之而来的是教育导向由大众化向精英化转变,教育体制由计划向市场转变,迎来1999年高考扩招的父代出生年份正好位于U型谷底的1980年前后,扩招带来的就业难以及工资压缩效应使得这一代际群体的父代对“读书改变命运”的观念产生了新的思考和态度。

(二) 稳健性检验

基准回归和考虑代际差异性影响的估计表明,父代教育水平对子女的教育期望有着显著正向作用。本文将通过改变被解释变量、主要解释变量的度量方式和控制婚姻中教育匹配问题等考察结果的稳健性。

表4(1)~(3)对被解释变量进行了重新度量。首先,如果认为父母对子女的教育期望只是一个“模糊判定”,那么度量指标应该“宜粗不宜细”,本文利用哑变量的方式来区分高、低教育期望,即大学本科及以上学历的教育期望赋值为1,本科以下的几类受教育程度则为0,估计结果见(1)列。可见,父母的受教育程度越高,越希望子女获得高学历。其次,在教育成就代际传递的文献中发现,心理学和教育学领域的研究者通常从“沟通”层面进行阐释,当父母对子女寄予较高期望时,就会更多地指导子女学习,组织丰富的课余活动(比如共同阅读、参观博物馆等),并积极主动地通过家校沟通的方式参与到学校教育中来,故而父母的教育观也是其教育期望的一个具体表现。幸运的是,在少儿父母代答问卷中有访员观察信息,即访员不需要提问而是通过观察孩子的家庭环境进行评价,比如根据孩子的画报、图书、学习材料等评价“父母关心孩子教育”的情况;根据访问过程中父母与孩子的沟通与交流评价“主动与孩子沟通”的情况。本文选取这两个度量值作为被解释变量进行稳健性检验,结果分别报告于(2)、(3)列,尽管样本量发生了改变,但父代教育水平的系数值依旧显著为正。在(4)列中,采用收入水平绝对值,可以发现之前结论仍然稳健。

本文的研究对于父代的观测选取了夫妻双方中学历较高的一方,而现实中普遍存在着婚姻关系的教育匹配现象,即高学历者总是倾向于寻找学历相仿的配偶,那么这一因素会影响到估计结果吗?(5)列控制了配偶的学历水平重新估计,发现结论没有变化,同时配偶教育水平的估计系数亦显著为正,进一步表明父代对子女的教育期望可能是整个家庭达成共识的结果。可见,本文估计结果是稳健的。

表 4 稳健性检验

变量	(1) 大学本科及以上为 1	(2) 父母主动关心 孩子教育	(3) 父母主动与孩子 沟通交流	(4) 改变收入变量的 测量方式	(5) 控制配偶 学历水平
父代教育水平	0.172 *** (0.031)	0.573 *** (0.127)	0.856 *** (0.142)	0.196 *** (0.026)	0.565 *** (0.107)
收入地位	0.096 *** (0.029)	-0.052 (0.127)	-0.055 (0.141)	0.192 * (0.102)	0.214 ** (0.103)
配偶教育水平					0.036 *** (0.007)
社会网络	控制	控制	控制	控制	控制
父辈背景	控制	控制	控制	控制	控制
个人社会特征	控制	控制	控制	控制	控制
代际固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2803	2315	1815	2803	2743
R^2	0.105	0.098	0.157	0.142	0.158

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

（三）内生性检验

在前文中，即使加入多方面的控制变量来减少可能存在的遗漏变量问题，也通过更换不同的度量指标以避免度量误差，但仍有可能存在内生性导致的估计偏误。一方面，子女学习能力较为突出时，父母的教育期望值越高，而受教育程度越高的父母对子女学习能力的培养更具技巧和心得。另外，遗传因素不容忽视，高学历父母的“优秀基因”会使子女综合素质更加突出，更容易获得高的教育期望。为了检验前文估计是否存在内生性，本文利用上世纪 70 年代末 80 年代初中小学学制改革导致的父代教育年限变动作为工具变量进行 2SLS 回归，类似工具变量的选取方法也出现在 Black et al. (2005)、林莞娟和张戈 (2015) 的研究中。在 1978-1981 年，中国部分省市分批进行了中小学基础教育学制改革，中小学生学习年限有所延长，旧学制的 5 年小学 + 3 年初中（或 6 年小学 + 2 年初中）改为 5 年小学 + 4 年初中（或 6 年小学 + 3 年初中）^①，这一改革对父代受教育年限的影响是外生的，

① 涉及学制改革的省份有 17 个，分别是：福建、河南、广东、贵州、甘肃，改革年为 1978 年，“小学 + 初中”学制由 6 + 2 改为 6 + 3；北京，改革年为 1979 年，学制由 5 + 3 改为 5 + 4；黑龙江、四川、重庆、湖南，改革年为 1979 年，学制由 6 + 2 改为 6 + 3；辽宁，改革年为 1980 年，学制由 5 + 3 改为 5 + 4；江西、浙江，改革年为 1980 年，学制由 6 + 2 改为 6 + 3；江苏、山东、湖北、广西，改革年为 1981 年，学制由 6 + 2 改为 6 + 3。

与个人能力、家庭背景等个体特征无关，满足了相关性要求，同时也对子女教育期望不存在偏效应，符合外生性条件，因此可以有效识别父代教育水平对子女教育期望的影响。

保留获得初中及以上学历的父代样本，并以 12 岁时居住地来判断是否属于学制改革省份（12 岁时正处于小学或初中教育阶段）来对哪些父代受到了学制改革的影响进行推断。以甘肃省为例，该省 1978 年实施学制改革，小学入学年龄为 7 岁，小学修学年限为 6 年，那么 1965 年出生的父代正好处于小学毕业的年龄，最早受到了学制改革影响，而该省 1964 年以前出生的父代不受影响。依此推算，本文样本中的父代最先受到学制改革影响的出生年份为 1965 - 1968 年，这个年龄段的父代以及该年龄段升入小学并已在小学就读即更早出生 5 年的父代，作为 2SLS 估计的样本（出生年份为 1960 - 1968 年），当父代受到学制改革影响时工具变量赋值为 1，否则为 0。具体结果见表 5。

由于工具变量的选取导致了样本量的变动，表 5 第（1）、第（2）列提供了全部样本和工具变量估计样本的 OLS 结果，以便考察样本量变化是否对结果造成较大的影响，可以看到结果没有发生实质性变化。就工具变量的相关性而言，第一阶段的估计结果表明学制改革显著影响了父代教育水平，两者高度相关。同时，弱工具变量检验的 F 统计量值为 434.52，远远大于临界值 10，说明学制改革哑变量并非弱工具变量，满足工具变量的相关性要求。Hausman 内生性检验结果表明，模型中父代教育水平的内生性并不显著，可见内生性问题未对前文结果产生影响，OLS 估计量是最佳线性无偏的。

表 5 内生性检验

变量	(1) OLS(全部样本)	(2) OLS(IV 样本)	(3) 2SLS	(4) 第一阶段
父代教育水平	0.720 *** (0.101)	0.866 *** (0.290)	1.125 ** (0.455)	
学制改革哑变量				0.338 *** (0.016)
收入地位	0.220 ** (0.102)	0.102 * (0.058)	0.083 * (0.046)	0.005 (0.006)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
弱工具变量 F 值			434.52	
Wu-Hausman			0.182 [0.670]	
观测值	2803	349	349	349
R ²	0.148	0.179	0.164	0.6146

注：第一阶段回归因变量为父代教育水平；方括号 [] 内为 Wu-Hausman F 检验的统计 P 值；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

（四）受教育程度和收入水平不同的父代之间比较

正如前文分析，收入水平的差异会对同等受教育程度父代之间的教育期望形成影响。比如，学历较高但收入水平不高、工作不理想的父代，相比那些获得同样学历的“富有者”，对子女教育期望是否存在差异？为了对这一问题提供经验证据，本文根据父代是否属于高学历、是否具有高收入两个维度将样本划分为四类群体，并分别两两组合来设置参照组构建估计模型，估计结果见表6。

基准回归中，受教育程度与收入水平是父代在代际群体中的百分位排序值，这一处理方式很好地切合了当前研究目的。本文将受教育程度位于代际群体中排序在0.7~1.0的父代（前30%）认定为高学历者，0.6以下（后60%）认定为低学历者，并剔除了排序位于0.6~0.7的个体以突出差异性。收入水平高低的划分亦同。

表6的第（1）列固定了高学历来看高、低收入的差异影响，以高学历高收入者为参照组，发现高学历但低收入的父代估计系数显著为负，表明同样是“读书多”的父代，低收入者在子女教育期望上显著低于高收入者，这从一个侧面说明“新教育无用论”的实质并非教育“无用”，而是当获得的回报无法与教育付出相匹配时产生的一种消极态度。表6第（2）列以高收入高学历为参照组，发现高收入低学历者相比高收入高学历的父代，更希望子女能够获得更好的教育，“读书少的有钱人”对下一代的教育期望更高这一判断在统计上是显著的，这恰好说明教育在一定程度上充当了社会优势阶层传承其所占有优质社会资源的工具。表6第（3）列以低学历低收入者为参照组，发现低学历高收入的父代与参照组相比没有显著差异，一是希望子女能够借助教育改变命运、“出人头地”，二是期望社会等各方面地位在下一代继承和延续。表6第（4）列以低收入低学历为参照组，来比较低学历和高学历的父代，差异并不显著，表明对于收入水平较低的父代在面临“学区房”、“择校费”等教育机会的分配时，并无任何优势，自然而然丧失了对子女获得更好教育的信心。

表6 父代教育水平、收入水平与子女教育期望

参照组 变量	(1) 高学历高收入	(2) 高收入高学历	(3) 低学历低收入	(4) 低收入低学历
高学历低收入	-0.285** (0.127)			

续表

参照组 变量	(1) 高学历高收入	(2) 高收入高学历	(3) 低学历低收入	(4) 低收入低学历
高收入低学历		0.836 *** (0.249)		
低学历高收入			0.160 (0.202)	
低收入高学历				-0.172 (0.209)
父代教育水平	1.111 *** (0.381)	2.164 *** (0.479)	1.794 *** (0.475)	1.009 *** (0.379)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1604	870	899	1633
R ²	0.093	0.150	0.188	0.161

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据计算得到。

表 6 的 4 组对比检验表明，在高收入群体中，学历较低的父代反而对子女有着更高的教育期望；而对那些低收入的父代而言，学历高低与否没有表现出显著的差异。可见，父代对子女的教育期望是一个复杂关系，不仅仅与父代教育水平相关，还受到了教育回报率的变动、教育机会平等性、社会变迁对教育作用和教育目的的认识等多个因素的影响。

（五）教育回报和教育机会不平等作用机制的分析

收入水平作为父代对子女教育期望的重要影响因素，是教育回报的直接体现，也是教育机会分配的先决条件。本文借鉴 Blanden et al. (2007)、元寿伟 (2016) 关于代际收入传递机制分析的分解方法，在父代教育水平影响子女教育期望的作用机制中，将收入因素产生的作用分解为收入可以解释的部分以及收入外其他因素解释的部分。其中，收入解释的部分又可分为父代教育水平对父代收入的影响—教育回报，以及父代收入对子女教育的影响—教育机会不平等。分别见式（1）和式（2）：

$$y^p = \alpha + \varphi E^p + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$E^c = \beta + \rho y^p + \mu_i \quad (2)$$

其中，上标 p 、 c 分别代表父代和子代， y^p 表示父代收入， E^p 表示父代教育水平，

E^e 表示教育期望。系数 φ 是对教育回报率的衡量， ρ 是对教育机会不平等的衡量^①。进一步，参照 Blanden et al. (2007)，父代教育水平对子女教育期望的影响系数 (λ) 可以分解为由收入因素解释的部分 ($\varphi \times \rho$)，教育回报与教育机会不平等的乘积，以及收入外其他因素影响的部分，见式 (3)：

$$\lambda = \varphi \times \rho + \text{cov}(E^p, \varepsilon_i) / \text{Var}(E^p) \quad (3)$$

对式 (3) 进行 Oaxaca 分解来考察父代教育水平对教育期望的影响、教育回报率、教育机会不平等三者之间长期趋势的变动关系，如下：

$$\lambda_t - \lambda_{t-1} = \underbrace{(\varphi_t - \varphi_{t-1})\rho_t}_{\text{教育回报的影响}} + \underbrace{(\rho_t - \rho_{t-1})\varphi_{t-1}}_{\text{教育机会不平等的影响}} + \underbrace{(\text{cov}(E_t^p, \varepsilon_{i,t}) / \text{Var}(E_t^p) - \text{cov}(E_{t-1}^p, \varepsilon_{i,t-1}) / \text{Var}(E_{t-1}^p))}_{\text{其他因素的影响}} \quad (4)$$

上式左侧为父代教育水平对子女教育期望影响系数的差分，反映了该系数的趋势变化，通过分解可以将该变化分为教育回报导致的变动、教育机会不平等导致的变动、其他影响因素导致的变动三个部分。图 (4) 给出了上述变动之间的相互关系。

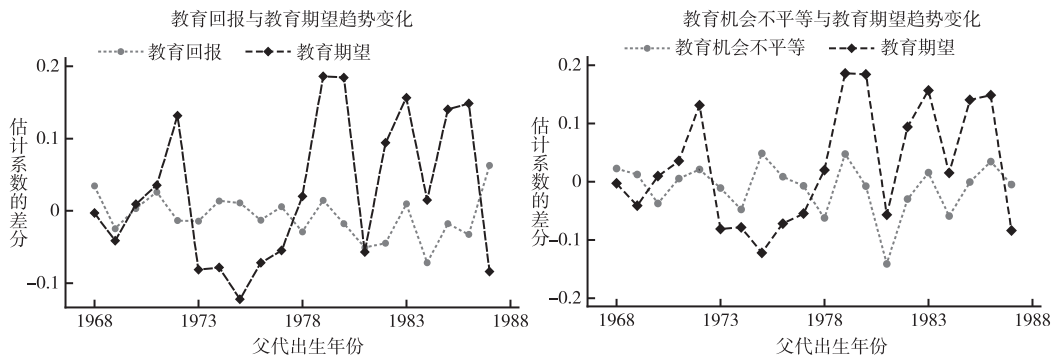


图 4 教育期望与教育回报、教育机会不平等之间的长期变动关系

资料来源：根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2018 年数据计算得到。

图 4 中，首先将父代教育水平对子女教育期望影响的变动趋势和教育回报作用的变动趋势相比较，可以发现，除 1975 年前后几年出生的父代外，两者的变化趋势具有

① 传统意义的教育机会不平等指的是父代收入水平对子女教育获得的影响，本文在此处的设定则关注的是一种父代在主观上判定的教育机会不平等，即父代在当前收入水平下面临教育资源和教育机会分配不公时，会降低对子女获得更优质教育的期望。

高度的一致性。进一步考虑教育机会不平等的作用，也发现了相似的规律。由此可见，不同受教育程度的父代，对子女怀有怎样的教育期望，确实与父代所面临的教育回报与教育机会不平等密切相关。在上世纪 70 年代中期出现的不一致情况，也与前文实证分析中发现的代际波动趋势基本吻合。事实上，上世纪 70 年代出生的父代，有着鲜明的时代烙印，他们出生于国家百废待兴的年代，成长于改革开放时期，工作于新世纪伊始经济飞速发展且收入差距迅速拉大的十年，在参与 CFPS 2018 年度调查时正处 40 岁前后，对于经济社会的认知以及教育作用的态度，鲜明地区别于其他代际群体。他们对于子女教育所持有的观点及其深层次原因，也是我们这个国家发展和时代变迁的一个缩影。

四 结论与启示

子女受教育程度的高低，很大程度上是父母人力资本投资决策的结果，而做出怎样的决策则依赖于父母对子女的教育期望。“谁更想让子女获得好的教育”是教育代际传递研究中经常被忽略的问题。本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）2018 年数据，实证研究了父代教育水平对子女教育期望的影响。

整体而言，父代的受教育程度与子女教育期望之间成显著的正相关关系，学历越高的父代更希望子女获得更好的教育，即使在控制了其他影响因素之后，父代教育水平仍然是最主要的影响因素。同时也注意到，父代对子女的教育期望有着鲜明的时代特征，在考虑了代际因素的情况下，父代教育水平的估计系数成“U”型趋势，最低点位于 1977 - 1981 年出生的父代。另外，考虑父代教育水平可能存在的内生性问题，本文利用中小学学制改革作为工具变量，重新估计的结果并无实质变化。当进一步分析不同学历水平、不同收入水平的父代在子女教育期望上的差异时，发现在高收入群体中，学历较低的父代相比高学历者，反而对子女有着更高的教育期望，而那些较低收入水平的父代，学历高低与否则没有表现出显著差异。最后，以收入水平为体现的教育回报和教育机会不平等，是导致父代教育期望差异的内在机制，分解父代教育水平作用路径的估计结果也证实了这一观点。

本文研究结论对于重新认识受教育程度不同的父代在子女教育中扮演何种角色具有重要意义，也对近年来中国社会广泛讨论的“新教育无用论”和“寒门再难出贵子”等提供了一种新的微观解释。本文识别了父代教育水平对子女教育期望的影响效应和作用机制，为更全面地理解教育成就代际传递问题提供了有益参考。

参考文献：

- 陈钊、陆铭、佐藤宏（2009），《谁进入了高收入行业？——关系、户籍与生产率的作用》，《经济研究》第10期，第121-132页。
- 郭丛斌、闵维方（2009），《教育：创设合理的代际流动机制》，《教育研究》第10期，第5-12页。
- 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，第86-98页。
- 林莞娟、张戈（2015），《教育的代际流动——来自中国学制改革的证据》，《北京师范大学学报（社会科学版）》第2期，第118-129页。
- 亓寿伟（2016），《中国代际收入传递趋势及教育在传递中的作用》，《统计研究》第5期，第77-86页。
- 阮荣平、郑风田、刘力（2015），《教育与宗教信仰的代际传递阻滞》，《经济学动态》第12期，第43-56页。
- Alexander, Karl & Martha Cook (1979). The Motivational Relevance of Educational Plans: Questioning the Conventional Wisdom. *Social Psychology Quarterly*, 42 (3), 202-213.
- Bisin, Alberto, Giorgio Topa & Thierry Verdier (2004). Religious Inter-marriage and Socialization in the United States. *Journal of Political Economy*, 112 (3), 615-664.
- Black, Sandra, Paul Devereux & Kjell Salvanes (2005). Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, 95, 437-449.
- Blair, Sampson & Zhenchao Qian (1998). Family and Asian Students' Educational Performance: A Consideration of Diversity. *Journal of Family Issues*, 19 (4), 355-374.
- Blanden, Jo, Paul Gregg & Lindsey Macmillan (2007). Accounting for Intergenerational Income Persistence: Non-cognitive Skills, Ability and Education. *The Economic Journal*, 117, 43-60.
- Climent, Amparo & Rafael Domenech (2008). Human Capital Inequality, Life Expectancy and Economic Growth. *The Economic Journal*, 118 (4), 653-677.
- Kim, Youngmi, Michael Sherraden & Margaret Clancy (2013). Do Mothers' Educational

Expectations Differ by Race and Ethnicity, or Socioeconomic Status? *Economics of Education Review*, 33, 82 – 94.

Kirchsteiger, Georg & Alexander Sebald (2009). Investments into Education: Doing as the Parents Did. *European Economic Review*, 54 (4), 727 – 739.

Knight, John & Li Shi (1996). Educational Attainment and the Rural-Urban Divide in China. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68 (1), 83 – 117.

Torche, Florencia (2011). Is a College Degree Still the Great Equalizer? Intergenerational Mobility across Levels of Schooling in the United States. *American Journal of Sociology*, 117, 763 – 807.

Paternal Characteristics and Expectation on Children's Education across Cohorts

Liu Yang^{1,2} & Cai Hongbo³

(School of Economics and Management, Zhejiang Ocean University¹;

Research Center of Trade, Tianshui Normal University²;

Business School, Beijing Normal University³)

Abstract: Based on the data from Chinese Family Panel Studies (CFPS 2018), this paper investigates how different paternal characteristics influence fathers' expectation on children's educational attainment, controlling for different birth cohorts of fathers. The results include, first, the higher the paternal education level the higher the expectation will be. But income has a significant moderating effect, while the less educated but wealthy fathers expect higher education for their children. Second, the differences across cohorts are also noticeable. There is a U-shaped pattern in the relationship between fathers' education and their expectation across their birth cohorts. And third, Oaxaca decomposition indicates that inequalities in educational return and education opportunity are the primary factors for differences in expectation.

Keywords: parent, children, educational expectations, intergenerational features

JEL Classification: I29, J13, J24

(责任编辑:一帆)