

# 收入不平等对中国家庭教育期望的影响<sup>\*</sup>

周广肃<sup>1</sup> 夏宇锋<sup>2</sup>

(中国人民大学劳动人事学院 北京 100872)

(北京大学教育学院 北京 100871)

**摘 要:** 本文基于收入不平等的视角,使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据(2010—2016),首次从个体层面考察了收入差距对教育期望的影响。结果表明,收入差距的扩大显著提高了父母对子女的教育期望,在使用不同收入差距衡量指标、替换教育期望变量等一系列稳健性检验和使用工具变量法克服内生性后,得到的结论均一致。机制分析表明,收入差距的扩大通过增加父母的物质渴求来提高其对子女的教育期望。此外,分样本的回归表明,收入差距影响教育期望的正向效果主要来源于独生子女、城市、党员、高收入等相对优势家庭和教育回报较高、教育机会分布不均的地区。

**关键词:** 收入差距 物质渴求 教育期望

**中图分类号:** F062.6 **JEL 分类号:** A20 D63 J24

## 一、引 言

近年来,中国社会的教育焦虑日益严重,天价学区房和扎堆报课外班等教育乱象,都与家长的教育焦虑密切相关。政府已出台了一系列政策以规制这些教育乱象。比如,在学区房方面,上海市于2021年推行“名额分配综合评价录取”的初升高新政,进一步扩大指标到区和指标到校的名额,以促进教育资源均衡化。在校外补习班方面,习近平总书记在2021年参加全国政协会议的医药卫生界、教育界委员联组会时指出治理校外培训乱象的重要性,教育部也于2021年成立校外教育培训监管司,旨在治理校外教育乱象,以减轻学生和家长的负担。从上述的教育乱象及其规制政策可见,社会整体性的教育焦虑程度已经比较严重,那么这种教育焦虑背后的根源是什么?这是值得研究者关注的问题,因为这不仅关系到中国家庭的人力资本投资与青少年的成长,而且关系到中国教育制度的健康发展。

本文认为教育焦虑体现了中国家长对孩子的高教育期望,希望子女获得高学历。这种高教育期望的成因可能有以下几点。首先,教育是一把社会流动的“双刃剑”,它既是社会流动的自致性因素,也是实现社会继承的手段(李煜,2006)。因此,相对优势人群可能会将子女教育作为维持家庭地位的投资,而相对弱势人群则可能会希望子女通过教育实现向上的阶层流动。其次,教育是家庭的一种人力资本投资,改革开放以来高等教育回报率的持续上升可能会促使父母愈发重视对子女的教育,提升对子女人力资本的投资(Zhang和Xie,2015;刘泽云,2015)。最后,文化传统可能会影响父母的教育心

<sup>\*</sup> 本文为中国人民大学科学研究基金项目“我国收入分配问题专题研究”(项目编号:21XNLG03)的阶段成果。作者感谢匿名审稿人在本文写作过程中提出的宝贵意见,文责自负。

态。在中国，有着“望子成龙，望女成凤”和“养儿防老”的文化传统，而这两者均与子女教育相关。关于前者，“学而优则仕”，传统社会中子女科举的成功是光耀门楣的事迹，成为举人或贡生后就可以在宗祠或祖屋前立起旗杆以彰显地位（杨懋春，2001），而今天考上重点大学也有着类似的情况；就后者而言，传统中国家庭是“反哺式”的（费孝通，1983），在社会保障体系不健全的情况下，养育子女可以为自身的老年生活提供一定的保障，子女教育的成功及其带来的事业成功势必会有助于父母个人未来的养老。

关于中国家庭的高教育期望，除了上文提到的几种解释，另一个可能的解释是收入差距的扩大。自改革开放以来，中国的收入差距逐渐扩大，收入最高的10%人口的收入份额从1978年的27%上升至2015年的41%，而收入最低的50%人口的收入份额从27%下降至15%（Piketty等，2019）。社会收入差距的扩大，可能会增加人们的收入比较和地位寻求，而实现地位寻求的一个重要手段就是投资教育等人力资本（Jin等，2011）。当收入不平等扩大时，教育回报率上升，父母可能增加对子女的人力资本投资（Solon，2004）。但是，收入不平等的扩大也可能使得父母失去投资子女教育的激励，孩子失去升学的动力（李佳丽和张民选，2020；Kearney和Levine，2016）。现有的文献尚未从收入不平等的视角对高教育期望给出解释，因此本文试图在这一问题的研究上有所贡献。

本文使用2010—2016年四期的CFPS数据，考察收入不平等对中国家庭教育期望的影响。回归结果显示，收入差距的扩大显著提升了父母对子女的教育期望。区县层面的收入基尼系数每提高0.1，父母对子女的教育期望就会提高0.1859个单位。本文随后使用了其他几种收入差距的衡量指标，并替换教育期望变量和使用有序Probit模型，回归结果保持稳健。为克服潜在的内生性问题，本文还使用了工具变量法，仍得到一致的结论。随后，本文分析了潜在的作用机制。收入不平等程度的扩大会提高人们的物质渴求，这可能是父母对子女教育期望提高的重要原因。最后，本文还分样本进行讨论，发现收入差距影响教育期望的正向效果主要来源于独生子女、城市、党员、高收入家庭和教育回报较高、教育机会分布不均的地区。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献综述，回顾已有的相关研究，并指出本文可能的贡献；第三部分介绍本文使用的数据来源、主要变量的描述性统计以及计量模型；第四部分报告实证分析结果，并进行稳健性检验；第五部分进一步讨论收入差距影响教育期望的内在机制，并进行异质性分析；最后总结全文。

## 二、文献综述

现实中不断扩大的收入不平等得到了文献的关注，已有文献研究了收入不平等的诸多影响。在宏观经济方面，收入不平等会通过消费波动引致经济波动（巩师恩和范从来，2012），也不利于经济增长的持续（Berg和Ostry，2017）。在社会意义方面，收入不平等不仅会增加失业、带来犯罪（Wu和Wu，2012），而且会增加社会机会的不均等，进而抑制代际流动（Corak，2013）。关于对个体经济决策的影响，现有文献发现收入不平等的扩大抑制了家庭消费（Papadopoulos，2019），也通过增加人们的物质渴求提高了家庭对股票和广义风险金融资产的投资概率（周广肃等，2018）。此外，现有文献也发现了收入不平等对个体福利水平的影响，收入不平等的扩大对人们的幸福感和身体健康均具有消极影响（Oishi等，2011；Pickett和Wilkinson，2015）。

那么，收入不平等是否会影响微观教育决策呢？现有的研究主要从家庭特征的视角

来探讨微观教育决策的影响因素,比如说父母权力资本(丁小浩和翁秋怡,2015)、住房财富(陈永伟等,2014)等。社会整体的收入不平等对微观教育决策的影响主要通过改变人们对教育的效用来实现,但现有的实证证据并不一致。一方面,有研究发现收入不平等会让个体更加重视教育的作用,收入不平等的扩大会加剧教育竞争或增强人们追求社会地位的动机,以提高家庭的教育支出(Jin等,2011;Zhang和Xie,2016)。另一方面,也有研究发现了不一致的结论。在收入不平等较严重的地区,低收入家庭学生感知到的教育回报较低,更倾向于在高中阶段辍学(Kearney和Levine,2016)。还有研究发现,收入不平等对家庭教育投资的影响是倒U形的,当贫富差距未超过阶层流动的限度时,教育可以改变命运,父母有投资子女教育的激励,但当贫富差距形成巨大鸿沟时,教育并不能实现阶层流动,父母会缺乏投资子女教育的激励(李佳丽和张民选,2020)。总之,收入不平等对微观教育决策的影响是不确定的。

相对于客观的微观教育决策,本文关注的教育期望是一种主观心态。教育期望包括父母对子女的教育期望和子女自身的教育期望,被认为是预测教育获得和学业成就的重要指标(Bozick等,2010),本文所关注的教育期望是父母对子女的教育期望。家庭教育支出、校外教育参与、学区和择校等教育问题可能均与父母对子女的教育期望息息相关。已有的研究考察了家庭特征对教育期望的影响,发现社会经济地位越高的家庭对教育的期望越高(刘保中等,2014)。也有研究关注阶层分割的作用,发现初中学校的阶层分割程度越低,学生的教育期望越高(吴愈晓和黄超,2016)。不过,这些研究都没有考察社会整体层面的不平等对教育期望的影响,本文旨在从收入不平等的视角出发,为中国家庭的教育期望提供一种新的解释。

综上所述,本文将首次利用中国家庭层面的微观数据,考察地区收入不平等对家庭教育期望的影响,并在以下方面做出可能的边际贡献:首先,通过对收入差距的不同测量指标,综合探讨收入不平等对家庭教育期望的影响;其次,利用工具变量法克服潜在的内生性,提高估计的精确性;再次,从物质渴求的视角解释收入差距影响教育期望的内在机制;最后,探究不同人群和不同地区的家庭教育期望受收入差距异质性的影响。

### 三、数据、变量与计量模型

#### (一) 数据与变量描述

本文所使用的数据是CFPS 2010—2016年四期的面板数据。CFPS是北京大学中国社会科学中心开展的全国性大型社会调查项目,于2010年开展了基线调查,此后每两年进行一次追踪调查,共覆盖全国25个省级行政区<sup>①</sup>。

CFPS数据分为村居数据、家户数据、家户成员数据、成人数据和儿童数据五个模块。本文对家户数据、成人数据和儿童数据进行了匹配,所使用的家庭收入、家庭人口规模等信息来自家户数据,父母年龄、父母最高学历等信息来自成人数据,孩子性别、孩子年龄、孩子户口等信息来自儿童数据,经过处理后共得到6563个孩子2010年至2016年间11230个观测值的非平衡面板数据。

本文的被解释变量为教育期望,根据儿童问卷中的问题“您希望孩子念书最高念完哪

---

<sup>①</sup> 不包含西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南、香港、澳门和台湾等省级行政区。

一程度?”<sup>①</sup> 构造。关键解释变量为收入基尼系数，是根据家庭人均收入构造的区县层面的收入基尼系数，而在稳健性检验时，本文还使用了区县层面的收入 Theil 指数和收入 MLD 指数。<sup>②</sup> 此外，本文还分别控制了家庭人口规模、家庭人均收入等家庭层面的控制变量，父亲年龄、父亲最高学历、父亲政治面貌等父亲层面的控制变量，母亲年龄、母亲最高学历、母亲政治面貌等母亲层面的控制变量，孩子性别、孩子户口、孩子年龄、孩子上学阶段、孩子兄弟姐妹数等孩子层面的控制变量，以及城市平均收入水平和城市明清进士数这两个城市层面的控制变量。<sup>③</sup> 本文实证分析中所使用变量的定义与描述性统计情况详见表 1。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名	定 义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
教育期望	小学—博士分别为 6—22	11 230	15.941	2.851	6	22
基尼系数	区县层面的收入基尼系数	11 230	0.458	0.078	0.198	0.79
Theil 指数	区县层面的收入 Theil 系数	11 230	0.397	0.21	0.064	2.231
MLD 指数	区县层面的收入 MLD 系数	11 230	0.493	0.194	0.073	1.412
家庭人口规模		11 230	5.288	1.871	2	17
家庭人均收入		10 707	8.645	1.239	0.182	14.21
父亲年龄		11 230	37.825	6.188	20	82
父亲最高学历	未上过学—博士分别为 0—22	11 057	7.774	3.971	0	19
父亲政治面貌	党员 = 1	11 229	0.084	0.278	0	1
母亲年龄		11 229	35.908	6.004	19	76
母亲最高学历	未上过学—博士分别为 0—22	10 900	6.646	4.433	0	22
母亲政治面貌	党员 = 1	11 229	0.022	0.146	0	1
孩子性别	男性 = 1	11 230	0.531	0.499	0	1
孩子户口	非农户口 = 1	11 171	0.179	0.383	0	1
孩子年龄		11 228	9.266	3.409	1	15
孩子上学阶段	幼儿园—大学分别为 1—5	11 229	2.781	0.767	1	5
孩子兄弟姐妹数		11 230	0.959	0.968	0	7
城市平均收入水平		11 230	9.048	0.498	7.565	10.876
城市明清进士数		11 195	2.034	2.281	0.01	16.41

## （二）计量模型

本文首先使用如下基本模型考察收入不平等对教育期望的影响：

$$Expectation_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \times Inequality_{ijt} + \beta_2 \times X_{ijkt} + \theta_i + \sigma_i + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中， $Expectation_{ijkt}$  表示教育期望，下标  $i$ 、 $j$ 、 $k$ 、 $t$  分别表示第  $i$  个省份、第  $j$  个区县、第  $k$  个孩子和第  $t$  年， $Inequality_{ijt}$  表示基尼系数， $X_{ijkt}$  表示其他控制变量， $\theta_i$  表示年份虚拟变量， $\sigma_i$  表示省份虚拟变量， $\varepsilon_{ijkt}$  表示随机扰动项。由于父母对孩子的教育期望在区域内可能存在一定的相关性，回归时本文采用区县层面的聚类稳健标准误。

此外，本文在稳健性检验时还使用到了有序 Probit 模型来考察收入不平等对教育期

① 具体为：小学为 6，初中为 9，高中为 12，大学专科为 14，大学本科为 16，硕士为 19，博士为 22。  
 ② 在计算收入不平等的衡量指标时，剔除了样本量小于 30 的区县。  
 ③ 家庭人均收入取对数值。感谢匿名审稿人的宝贵建议，本文加入城市平均收入水平和城市明清进士数两个变量，前者是城市层面家庭人均收入均值的对数，后者是城市层面明清进士人数（百人），以控制住经济发展水平和文化底蕴/文化传承对于教育期望的影响。

望的影响，具体模型如下：

$$Expectation_{ijkt}^* = \beta_0 + \beta_1 \times Inequality_{ijt} + \beta_2 \times X_{ijkt} + \theta_t + \sigma_i + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中， $Expectation_{ijkt}^*$  表示教育期望的连续性潜变量，其他变量的含义与式（1）一致，回归时仍使用区县层面的聚类标准误。由于式（2）中被解释变量为一个有序变量，假定  $r_1 < r_2 < \dots < r_7$ （均为待估参数，称截断点），那么  $Expectation_{ijkt}^*$  和  $Expectation_{ijkt}$  的关系为：

$$Expectation_{ijkt} = \begin{cases} 1, & Expectation_{ijkt}^* \leq r_1 \\ 2, & r_1 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_2 \\ 3, & r_2 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_3 \\ 4, & r_3 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_4 \\ 5, & r_4 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_5 \\ 6, & r_5 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_6 \\ 7, & r_6 < Expectation_{ijkt}^* \leq r_7 \end{cases} \quad (3)$$

#### 四、实证分析结果

##### （一）基准回归结果

本文首先进行对式（1）的基准回归，回归结果如表 2 所示，第（1）—（4）列相继控制了家庭、父亲、母亲、孩子和城市层面的特征，四列均控制了年份和省份固定效应。从这四列的结果可以看出，核心解释变量基尼系数的回归系数的显著性和大小都比较稳定。以第（4）列结果为例，基尼系数的回归系数为 1.859，说明基尼系数每增加 0.1，教育期望将增加 0.1859，经济效果较为显著，表明地区内部收入差距的扩大显著提高了父母对子女的教育期望。

就控制变量的回归结果而言，家庭层面、父亲和母亲层面、孩子层面、城市层面的特征普遍会对教育期望产生影响。在家庭层面，家庭人口规模对教育期望具有显著的负向影响，而家庭人均收入对教育期望具有显著的正向影响，但在控制孩子层面的特征后两者均不显著。在父亲和母亲层面，父亲和母亲的最高学历在回归结果中始终表现出对教育期望的显著正向影响，说明父母的人力资本越高，对子女的教育期望也会越高。在孩子层面，孩子的性别和户口均对教育期望具有显著的正向影响，年龄和兄弟姐妹数量均对教育期望具有显著的负向影响，说明父母对子女的教育期望存在一定的性别偏好，独生子女得到的教育期望更高，而农业户口和较大的年龄会对教育期望带来不利影响。在城市层面，城市平均收入水平和城市明清进士数对教育期望均具有显著的正向影响，说明城市的经济发展水平越高，文化底蕴越深厚，教育期望也会越高。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	1.448 ** (0.671)	1.554 ** (0.634)	1.575 ** (0.627)	1.859 *** (0.584)
家庭人口规模	-0.079 *** (0.022)	-0.067 *** (0.021)	0.014 (0.026)	0.013 (0.025)



(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭人均收入	0.096 *** (0.032)	0.057 * (0.034)	0.037 (0.034)	0.017 (0.035)
父亲年龄	-0.017 *** (0.006)	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.013)	-0.006 (0.013)
父亲最高学历	0.129 *** (0.012)	0.088 *** (0.013)	0.075 *** (0.013)	0.074 *** (0.013)
父亲政治面貌	0.259 ** (0.118)	0.141 (0.116)	0.128 (0.113)	0.143 (0.115)
母亲年龄		-0.000 (0.012)	0.009 (0.013)	0.010 (0.013)
母亲最高学历		0.092 *** (0.011)	0.074 *** (0.011)	0.071 *** (0.011)
母亲政治面貌		0.395 * (0.225)	0.328 (0.219)	0.247 (0.213)
孩子性别			0.181 *** (0.069)	0.179 *** (0.069)
孩子户口			0.436 *** (0.109)	0.415 *** (0.108)
孩子年龄			-0.070 *** (0.018)	-0.068 *** (0.018)
孩子上学阶段			0.139 * (0.078)	0.134 * (0.079)
孩子兄弟姐妹数量			-0.226 *** (0.048)	-0.204 *** (0.047)
城市平均收入水平				0.340 ** (0.135)
城市明清进士数				0.056 ** (0.028)
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	10 539	10 306	10 248	10 218

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平，括号内为区县层面的聚类稳健标准误；后同。

## (二) 稳健性检验

首先，在基准回归部分，本文主要以区县层面家庭人均收入的基尼系数衡量收入不平等，但是基尼系数的计算方式存在一定局限性，对处在收入分布中间部分的家庭收入更加敏感（周广肃等，2018）。本文将收入的基尼系数替换为 Theil 指数和 MLD 指数（均为区县层面），以验证基准回归结果的稳健性。表 3 的第（1）—（2）列汇报了替换其他收入差距指标的回归结果，在控制年份、省份固定效应和不同层面控制变量的情况下，Theil 指数和 MLD 指数的回归系数均显著为正，说明基准回归结果是比较稳健的，收入差距的扩大确实显著提高了父母对子女的教育期望。

表3 替换指标的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Theil 指数	0.710*** (0.171)			
MLD 指数		0.722*** (0.244)		
基尼系数			1.907*** (0.583)	1.719*** (0.574)
其他控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	10 218	10 218	10 450	10 299

虽然控制了父母的最高学历，但是前文只是考察了收入不平等对于教育期望的影响。为了检验回归结果的稳健性，本文进一步将被解释变量替换为父母对子女教育期望和自身最高学历之差，这可以理解为一种教育的代际补偿意愿。表3汇报了相应的回归结果，第（3）列的被解释变量是父母对子女教育期望与父亲最高学历的差值，第（4）列的被解释变量则是父母对子女教育期望与母亲最高学历的差值。回归结果表明，收入差距的扩大显著增加了父母对子女教育期望和自身最高学历的差值，即地区收入差距越大，父母越希望子女最高学历超过自身。

最后，鉴于前文基准回归部分是将被解释变量——教育期望视为一个连续变量进行回归分析，这种处理可能会使得结果存在偏差，因此本文将教育期望视为一个定序变量，使用有序 Probit 模型进行稳健性检验。表4的第（1）—（7）列分别汇报了收入差距对教育期望的影响在从小学到博士这七个不同学历层次上的平均边际效应及其聚类标准误，所有回归均控制各层次控制变量和年份、省份的固定效应。从表4的回归结果可以发现，收入差距对教育期望为大专及以下均具有显著的负向影响，而对大学本科及以上均具有显著的正向影响。以大学本科为例，收入差距每提高1个百分点，父母期望孩子读到大学本科的概率平均会提高4.4个百分点，这说明收入差距的扩大会促使父母提高对孩子接受本科教育的期望。

表4 有序 Probit 模型的回归结果

	小学 (1)	初中 (2)	高中 (3)	大专 (4)	大学本科 (5)	硕士 (6)	博士 (7)
基尼系数	-0.012*** (0.004)	-0.034*** (0.011)	-0.121*** (0.038)	-0.043*** (0.014)	0.044*** (0.014)	0.034*** (0.011)	0.132*** (0.043)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	10 218	10 218	10 218	10 218	10 218	10 218	10 218

### （三）内生性讨论

前文的一系列稳健性检验已经基本验证了基准回归结果的稳健性，然而不可忽视的是，地区收入差距与父母对子女的教育期望之间存在潜在的内生性。具体而言，此处内生性的来源可能是遗漏变量和双向因果，前者是因为可能存在同时影响收入差距和教育

期望的变量，但并没有被纳入回归当中，而后者是因为教育期望可能会对人力资本水平产生影响，进而影响收入和收入分配。为了克服这一内生性问题，本文参考余锦亮和卢洪友（2019），将城市平均地形坡度作为地区收入差距的工具变量，地形坡度主要是自然形成的，对教育期望来说是相对外生的，但地形坡度会造成地区内市场分割，对收入差距来说是相对内生的。同时，本文也控制了城市的平均收入水平和城市的明清进士数量，以控制经济发展水平和文化底蕴/文化传承对于教育期望的影响。回归结果如表 5 所示，收入不平等仍然对教育期望具有显著的正向影响。

表 5 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)
基尼系数	11.466*** (3.629)		
Theil 指数		2.754*** (0.963)	
MLD 指数			3.851*** (1.428)
其他控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
一阶段 F 值	21.924	16.258	19.311
观测值	9 156	9 156	9 156

## 五、进一步讨论

### （一）影响机制分析

通过前文的分析讨论，基本可以得到这样的结论：收入差距的扩大提高了父母对子女的教育期望，而且主要提高的是父母对子女接受本科教育和研究生教育的期望。接下来，本文将进一步探讨地区收入差距提高父母对子女教育期望的内在机制。

Jin 等（2011）认为收入差距的扩大会增加人们的收入比较和地位寻求，而人力资本投资是地位寻求的一个重要手段。周广肃等（2018）在考察收入不平等对于家庭风险金融资产投资的影响时发现，收入不平等的扩大刺激了家庭的物质渴求，进而提高了家庭对风险金融资产的投资。物质渴求也是一种地位寻求，由 Inglehart（1990）和 Michalos（1991）提出，它主要受过去的收入或消费水平和收入比较影响（Stutzer，2004）。基于上述文献，本文认为地位寻求可能是收入不平等影响教育期望的内在机制，随着收入不平等的扩大，人们改善或维持自身相对地位的动机增强，进而提高对子女的教育期望。下文将对该机制进行验证。

参考周广肃等（2018）的做法，本文用实际经济地位/自评经济地位<sup>①</sup>来衡量物质渴求，即物质渴求的衡量指标是人们实际经济地位与自评经济地位的差异，此时的物质渴求不仅衡量人们对客观物质收入的看重程度，也衡量人们对社会地位追求的动机。人们实际经济地位与自评经济地位的差异越大，说明物质渴求越强，对客观物质收入越看重，

① 实际经济地位是通过在同一区县内部将收入排序构造而得，赋值 1—10；自评经济地位是根据 CFPS 问卷中“您的个人收入在本地属于哪个层级”构造而得，赋值 1—5。



对社会地位的追求动机越强烈。表6的第(1)—(4)列汇报了父亲物质渴求的相关结果,第(5)—(8)列汇报了母亲物质渴求的相关结果。回归结果表明,收入差距显著增加了家庭中父亲/母亲的物质渴求,而物质渴求的增加又显著提高了父亲/母亲对于子女的教育期望。表6的回归结果验证了“收入差距——物质渴求——教育期望”可能是收入差距影响教育期望的一种内在机制。为了验证本文的理论逻辑,需要证明教育对个人地位提升的作用,本文分别考察了教育对个人自评社会地位、自评经济地位和实际经济地位的影响,发现在控制了性别、年龄、户籍等特征后,受教育年限与个人的自评社会地位、自评经济地位和实际经济地位均呈现出显著的正向相关关系<sup>①</sup>,即教育是人们提升自身地位的重要方式。

表6 机制分析结果

	物质渴求 (1)	物质渴求 (2)	教育期望 (3)	教育期望 (4)	物质渴求 (5)	物质渴求 (6)	教育期望 (7)	教育期望 (8)
基尼系数	3.050 *** (0.475)	2.966 *** (0.468)			3.672 *** (0.585)	3.626 *** (0.566)		
物质渴求			0.076 *** (0.022)	0.043 ** (0.021)			0.067 *** (0.019)	0.038 ** (0.019)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
父亲控制变量		是		是				
母亲控制变量						是		是
孩子控制变量				是				是
城市控制变量				是				是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	9 573	9 425	9 573	9 343	9 422	9 162	9 422	9 085

(二) 异质性分析

已有研究发现城乡分割(黄超,2017)、家庭社会经济地位(刘保中等,2014)、父母权力资本(丁小浩和翁秋怡,2015)、性别和是否为独生子女(崔盛和宋房纺,2019)等因素均会影响家庭教育行为。如果收入差距确实是通过增加父母物质渴求从而影响父母对子女的教育期望,那么这种影响效果可能会在不同群体之间存在异质性。本文在这一部分考察了收入差距对教育期望正向影响的异质性,表7汇报了相应的回归结果。第(1)—(2)列根据孩子是否为独生子女分类,考察是否为独生子女的群体间差异,结果表明收入差距对独生子女组的教育期望的正向效果的显著性更强且效果更大;第(3)—(4)列根据家庭居住地分类,考察不同居住地的群体间差异,结果表明收入差距对教育期望的正向影响主要来自城市家庭,对农村家庭的影响则不显著;第(5)—(6)列根据父母是否有一方为党员分类,考察不同政治面貌家庭的群体间差异,结果表明收入差距在父母有一方为党员群体中的正向效果更大;第(7)—(8)列根据家庭人均收入分为高低两组<sup>②</sup>,考察不同物质资本家庭的群体间差异,结果表明收入差距对教

① 自评社会地位是根据CFPS问卷中“您在本地的社会地位”构造而得,赋值1—5,实际经济地位与自评经济地位的构造方式与上文一致。限于篇幅,此处不再报告相应结果。  
 ② 本文将同一年同一区县内家庭人均收入前30%的家庭定义为高收入组,后30%的家庭定义为低收入组。

育期望的正向影响主要来自高收入家庭，而非低收入家庭。总之，表 7 的结果说明，当收入差距扩大时，独生子女家庭、城市家庭、党员家庭和高收入家庭这些相对优势群体的反应更为强烈。

表 7 人群异质性分析结果

	独生 (1)	非独生 (2)	农村 (3)	城市 (4)	非党员 (5)	党员 (6)	低收入 (7)	高收入 (8)
基尼系数	2.135 *** (0.670)	1.591 ** (0.733)	0.777 (0.786)	3.192 *** (0.711)	1.740 *** (0.619)	3.259 *** (1.200)	0.719 (0.852)	2.578 *** (0.884)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 532	6 686	6 151	3 995	9 197	1 021	2 734	2 749

除了人群异质性，本文还考察了父母出生年代的异质性，生自不同年代的父母经历的时代变迁不同，教育观念可能会存在差异。本文根据 1966 年、1978 年这两个节点将父母出生年代分为三组，表 8 汇报了相应的结果，第（1）—（3）列为根据父亲出生年代划分的结果，第（4）—（6）列为根据母亲出生年代划分的结果。表 8 的结果表明，收入不平等对于教育期望的正向效果只存在于父母出生于 1966—1977 年和 1978 年及以后的组别，且效果在 1978 年及以后的组别更大，而不存在于 1966 年之前的组别，这说明家庭教育观念在不同年代生人之间存在异质性，经济社会的发展可能提升了父母在收入分化加剧的情况下对子女的教育期望。

表 8 父母出生年代异质性分析结果

	1966 年前 (1)	1966—1977 年 (2)	1978 年及以后 (3)	1966 年前 (4)	1966—1977 年 (5)	1978 年及以后 (6)
基尼系数	-0.486 (1.652)	1.823 *** (0.606)	2.045 ** (0.801)	-1.365 (2.433)	1.432 ** (0.664)	2.107 *** (0.746)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	534	5 390	4 293	270	4 573	5 374

另一方面，现有研究发现高等教育回报率的上升（刘泽云，2015）和精英大学录取机会的分布不均（郭丛斌等，2020），那么区域间教育回报和教育机会垄断的差异是否也会影响收入不平等对教育期望的影响？关于教育回报，本文通过 CFPS 数据计算了各省历年大专及以上学历劳动者收入均值与高中及以下学历劳动者收入均值之比，根据这一比值的高低将不同省份分为低教育回报、中教育回报和高教育回报三个组别。<sup>①</sup> 关于教育机会垄断，本文参考了郭丛斌等（2020）的分组，根据精英大学录取机会的垄断情况将不同省份划分为无垄断组、轻度垄断组、中度垄断组和高度垄断组。<sup>②</sup> 表 9 汇报了相应

① 本文将这一比值每年在前 25% 的省份定义为高教育回报组，后 25% 的省份定义为低教育回报组，中间的省份定义为中教育回报组。

② 郭丛斌等（2020）基于国内某精英大学 2007—2017 年的新生调查数据，计算了各省录取人数的赫芬达尔指数，该指数越高的省份，精英大学录取机会越集中于少数几所高中，即教育机会垄断性越强，高中教育水平越不均衡（存在超级中学现象）。

的回归结果，可以发现收入不平等对于教育期望的正向效果不存在于低回报组，而存在于中回报组和高回报组，也不存在于无垄断组，而存在于轻度垄断组、中度垄断组和高度垄断组。这意味着在教育回报较低和教育机会分布比较均衡的地区，收入差距不会促使父母提升对子女的教育期望，即收入不平等对于家庭教育期望的影响与当地的教育回报和教育机会均衡性密切相关。

表9 教育回报和教育机会垄断的异质性分析结果

	低回报 (1)	中回报 (2)	高回报 (3)	无垄断 (4)	轻度垄断 (5)	中度垄断 (6)	高度垄断 (7)
基尼系数	-0.312 (1.158)	2.069 ** (0.958)	2.202 *** (0.672)	-1.237 (1.706)	1.975 *** (0.698)	3.490 *** (1.084)	3.246 *** (1.055)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3 669	3 729	2 820	2 721	2 518	2 799	2 180

六、结论与启示

中国是世界上教育规模较大的国家之一<sup>①</sup>，正在努力实现从世界教育大国到世界教育强国的转变，与教育相关的问题深深地影响了经济社会的各个方面。而社会整体的收入差距也会对教育产生重要的影响，但是收入差距对教育期望的影响这一问题在学界尚缺乏充分研究。本文首次使用 CFPS 2010—2016 年四期面板数据，在个体层面对收入不平等如何影响父母教育期望进行了研究。本文的研究结果表明，收入不平等的扩大会显著提升父母对子女的教育期望，其中主要提升父母对子女接受本科教育和研究生教育的期望。收入不平等对父母教育期望的这一作用主要存在于独生子女、城市、党员和高收入的家庭，以及教育回报较高和教育机会分布不均的地区。机制分析则表明，收入不平等会增加父母的物质渴求，从而提高其对子女的教育期望。

本文的研究结论表明，收入不平等会对父母的教育期望产生显著的正向影响。父母提升对子女的教育期望固然有利于子女的教育获得，但是本文的机制分析表明，收入分化下的高教育期望受到了物质渴求的驱使，也就是说父母的高教育期望并不一定是一种健康理性的心态，甚至可能会给孩子带来过于沉重的学业负担和心理压力。因此，教育部门和相关媒体需要注意引导和树立正确的教育价值观，形成健康的家庭教育心态，避免家庭教育受到收入不平等引致的负面影响。并且，本文的异质性分析表明，收入不平等对教育期望的影响主要存在于高收入家庭等相对优势群体当中，由此带来的代际传递和社会分化都很可能造成社会不平等，如何科学有效地提高弱势群体对子女的教育期望同样值得政策制定者重视。最后，本文的研究可以在一定程度上解释当下中国社会中父母的教育焦虑心态及其行为表现，收入不平等可能是父母教育焦虑的社会根源，所以政策制定者需要特别关注如何将社会整体的收入不平等程度控制在合理的范围内，以及如何减轻收入不平等带来的各种负面效应。

① 根据教育部发布的 2019 年全国教育事业统计公报，全国共有各级各类校园 53.01 万所，各级各类学历教育在校生 2.82 亿人，专任教师 1 732.03 万人。

## 参考文献:

1. 陈永伟、顾佳峰、史宇鹏:《住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自 CFPS 2010 数据的证据》[J],《经济研究》2014 年第 1 期,第 89—101 页。
2. 崔盛、宋房纺:《父母教育期望与教育投入的性别差异——基于中国教育追踪调查的实证研究》[J],《中国人民大学教育学报》2019 年第 2 期,第 154—168 页。
3. 丁小浩、翁秋怡:《职业权力与家庭教育支出——基于政治经济学视角的实证分析》[J],《教育研究》2015 年第 8 期,第 33—41 页。
4. 费孝通:《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》[J],《北京大学学报(哲学社会科学版)》1983 年第 3 期,第 7—16 页。
5. 巩师恩、范从来:《收入不平等、信贷供给与消费波动》[J],《经济研究》2012 年增 1 期,第 4—14 页。
6. 郭丛斌、张首登、万博绅:《中国高考难度:大些好,还是小些好——从县市高中学生精英大学入学机会公平的视角》[J],《教育研究》2020 年第 2 期,第 111—123 页。
7. 黄超:《教育期望的城乡差异:家庭背景与学校环境的影响》[J],《社会学评论》2017 年第 5 期,第 65—78 页。
8. 李佳丽、张民选:《收入不平等、教育竞争和家庭教育投入方式选择》[J],《教育研究》2020 年第 8 期,第 75—84 页。
9. 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》2006 年第 4 期,第 97—109、207 页。
10. 刘保中、张月云、李建新:《社会经济地位、文化观念与家庭教育期望》[J],《青年研究》2014 年第 6 期,第 46—55、92 页。
11. 刘泽云:《上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率的长期变动(1988—2007)》[J],《北京大学教育评论》2015 年第 4 期,第 65—81、186 页。
12. 吴愈晓、黄超:《基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望》[J],《中国社会科学》2016 年第 4 期,第 111—134、207—208 页。
13. 杨懋春:《一个中国村庄:山东台头》[M],江苏人民出版社,2001 年。
14. 余锦亮、卢洪友:《收入不平等与公众环保偏好》[J],《经济学动态》2019 年第 11 期,第 50—67 页。
15. 周广肃、樊纲、李力行:《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》[J],《世界经济》2018 年第 4 期,第 53—74 页。
16. Berg, A. G., Ostry, J. D., 2017, "Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?" [J], *IMF Economic Review*, Vol. 65, No. 4: 792-815.
17. Bozick, R., Alexander, K., Entwisle, D., Dauber, S., Kerr, K., 2010, "Framing the Future: Revisiting the Place of Educational Expectations in Status Attainment" [J], *Social Forces*, Vol. 88, No. 5: 2027-2052.
18. Corak, M., 2013, "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility" [J], *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27, No. 3: 79-102.
19. Inglehart, R. 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society* [M], Princeton University Press.
20. Jin, Y., Li, H., Wu, B., 2011. "Income Inequality, Consumption, and Social-status Seeking" [J], *Journal of Comparative Economics*, Vol. 39, No. 2: 191-204.
21. Kearney, M. S., Levine, P. B., 2016, "Income Inequality, Social Mobility, and the Decision to Drop out of High School" [J], *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 47, No. 1: 333-396.

22. Michalos, A. C. , 1991, *Global Report on Student Well-Being, Volume 1: Life Satisfaction and Happiness* [M], Springer.
23. Oishi, S. , Kesebir, S. , Diener, E. , 2011. “Income Inequality and Happiness” [J], *Psychological Science*, Vol. 22, No. 9: 1095-1100.
24. Papadopoulos, G. , 2019, “Income Inequality, Consumption, Credit and Credit Risk in a Data-driven Agent-based Model” [J], *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 104: 39-73.
25. Pickett, K. E. , Wilkinson, R. G. , 2015. “Income Inequality and Health: A Causal Review” [J], *Social Science & Medicine*, Vol. 128: 316-326.
26. Piketty, T. , Yang, L. , Zucman, G. , 2019. “Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978-2015” [J], *American Economic Review*, Vol. 109, No. 7: 2469-96.
27. Solon, G. , 2004, *A Model of Intergenerational Mobility Variation Over Time and Place* [M], Cambridge University Press.
28. Stutzer, A. , 2004. “The Role of Income Aspirations in Individual Happiness” [J], *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 54, No. 1: 89-109.
29. Wu, D. , Wu, Z. , 2012, “Crime, Inequality and Unemployment in England and Wales” [J], *Applied Economics*, Vol. 44, No. 29: 3765-3775.
30. Zhang, Y. , Xie, Y. , 2016. “Family Background, Private Tutoring, and Children’s Educational Performance in Contemporary China” [J], *Chinese Sociological Review*, Vol. 48, No. 1: 64-82.

## The Impact of Income Inequality on Educational Expectation of China’s Households

Zhou Guangsu<sup>1</sup>, Xia Yufeng<sup>2</sup>

(1. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

(2. Graduate School of Education, Peking University)

**Abstract:** From the perspective of income inequality, this study, for the first time, investigates the impact of income disparity on educational expectation of Chinese households using China Family Panel Studies (CFPS) data from 2010 to 2016. The results show that the widening in income disparities has substantially increased the educational expectation of Chinese households. This conclusion remains consistent after robustness tests on different measurements of income disparity and different educational expectation variables are conducted and potential endogeneity problems are addressed with instrumental variables. Mechanism analysis shows that the widening of income disparity increases household educational expectation by fuelling parents’ material aspiration. Further analysis on sub-samples shows that the positive effect of income disparity on household educational expectation is more significant in families with only one child, families living in urban areas, families with CPC members, and high-income families and regions with higher returns to education and uneven distribution of educational opportunities.

**Keywords:** income disparity; material aspiration; educational expectation

**JEL Classification:** A20; D63; J24