

父代教育水平、代际传递与子代基础教育不平等^{*}

刘金典 程名望 吴春燕

摘要: 基于中国教育追踪调查数据, 采用 OLS 和多元有序 logistics 回归分析方法, 本文研究了教育代际传递在初等教育阶段的显著性及作用机制。本文研究发现: 初中阶段存在显著的教育代际传递效应, 父母受教育水平对子女学业表现具有显著影响。父母最高受教育年限每增加 1 年, 子女平均成绩提高 0.322 分。其中, 城市父母受教育水平对子女学业表现的影响强度大于农村; 父亲受教育水平对子女学业表现的影响大于母亲; 随着子女平均成绩的提高, 父母受教育水平对子女平均成绩的影响强度趋于下降, 表明学业表现欠佳的“后进生”受父母教育水平的影响更大。进一步的中介效应检验表明, 父母教育水平通过影响教育期望和教育投入作用于子女学业表现。父母对子女的教育期望、子女自身教育期望和亲子互动都具有部分中介作用, 中介效应占总效应比重分别是 45.067%、43.329% 和 0.939%。基于 2020 年中国家庭追踪调查数据对机制的再检验再次证实中介效应的显著性。因此, 要重视初等教育资源的合理配置, 对普通家庭的孩子进行适度的政策倾斜; 父母要注重家庭文化资本建设, 既要提高对子女的教育期望, 也要增加对子女的陪伴, 担当起子女成长中的“重要他人”角色。

关键词: 代际传递 学业表现 教育不平等 阶层流动

一、引言

近年来, 教育代际传递持续受到民众的关注, “寒门能否出贵子”的争论时常成为舆论热点(童馨乐等, 2019)。教育公平关系到家庭收入增长和阶层跃迁, 甚至会影响经济发展和社会稳定(杨成荣等, 2021)。教育是一把双刃剑, 既能成为优势阶层实现阶层再生产的工具, 也是普通家庭向上流动的手段。教育究竟是导致阶层固化, 还是助益阶层流动, 取决于教育代际传递效应的强弱(刘精明, 2008)。事实上, 中国政府高度重视教育公平问题, 普惠性义务教育的实施推动基础教育快速普及。自 2000 年以来, 全国初等教育进入全面普及阶段, 基础教育扩展基本达到饱和, 不同社会地位家庭的子女在初等教育入学机会上并无显著差异。^① 然而, 教育资源的总量增长掩盖了优质教育资源分配的不平等, 基于教育年限计算的教育基尼系数不足以衡量真实的教育不平等程度(刘精明, 2023)。城乡间基础教育入学机会的公平并未促使教育质量差距缩小, 城乡教育质量在基础教育阶段就已分化, 经过教育累积效应引发高中与大学入学机会与质量的不平等(李春玲, 2014)。国际比较研究表明, 中国基础教育机会不平等程度较高, 特别是高于儒家文化圈的其他东亚及东南亚经济体。基础

^{*} 刘金典, 西北农林科技大学经济管理学院, 邮政编码: 712100, 电子邮箱: kimjeonleo@126.com; 程名望, 同济大学经济与管理学院, 邮政编码: 200092, 电子邮箱: walkercheng@163.com; 吴春燕, 西北农林科技大学高等教育研究所, 邮政编码: 712100, 电子邮箱: trunyenwu@126.com。基金项目: 陕西省自然科学基金基础研究计划青年项目“鸿沟抑或福利: 数字技术采纳对陕西省农村居民共同富裕的影响机理研究”(2023-JC-QN-0779); 陕西教师发展研究计划青年项目“高校教师 AI-TPACK 素养对教学效果的影响研究”(SJS2022ZQ024)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见, 文责自负。

^① 2022 年, 中国九年义务教育巩固率高达 95.50%, 高等教育毛入学率达到 59.60%。网址: http://www.moe.gov.cn/fbh/live/2023/55167/sfcl/202303/t20230323_1052203.html。

教育阶段单纯的“悬梁刺股”式努力已难以弥补教育资源差异导致的学业表现不平等(张楠等, 2020)。市场化的推进和劳动力市场竞争的加剧,凸显了人力资本投资对职业地位获得和收入水平提升的关键作用,引发父母对子女教育投资的高度重视,不惜动用经济资本、社会资本和文化资本等为子女争取优质教育资源,从“学区房”抢购潮和“影子教育”的快速扩张中可见一斑。影子教育市场依据家庭的投资意愿和投资能力分配优质的教育资源,占据优势地位的父母能动用各类资源为其子女获得更为优质的教育资源,处于不利地位的子女受到家庭资源匮乏的制约,无法享受到与家庭背景较好的孩子同等的教育条件,客观上强化了教育资源获取的“奖优罚弱”(李煜,2006)。教育具有累积优势效应和路径依赖特征,子女前期学业表现的劣势会累积成为后期入学机会和质量的差距,优质教育资源分配不均衡引发最终教育获得的不平等(唐俊超,2015;Zwier et al,2020)。因此,就中国目前来说,教育机会匮乏时代的入学机会不平等,被教育饱和时代的学业表现不平等所取代。在统一考试和择优录取的招生制度下,学业表现的优劣直接关系到升学和择校。因家庭背景造成的学业表现不平等,演变成升学机会的不平等,最终引发最高受教育程度和质量的分化。基于此,从微观视角研究父母教育水平对子女学业表现的影响及机制,成为近年来教育获得与教育公平领域研究的重点(Szumski & Karwowski,2012)。

本研究旨在揭示父代教育不平等对子代基础教育不平等的影响,主要采用中国教育追踪调查数据中标准化测试成绩的不平等来反映基础教育不平等。现有的关于教育不平等的研究常从教育年限和升学机会来反映教育结果差异,但教育结果差异源自前期教育获得差距,基础教育阶段学业表现的不平等,能较好衡量基础教育获得的不平等(罗楚亮、刘晓霞,2018)。因此,对基础教育阶段父代教育不平等与子代学业表现不平等二者关系模式的研究,有助于从源头理解教育不平等产生的内在机制(江求川、任洁,2020)。从政策角度而言,对教育获得不平等的政策干预越早,政策成本越低,干预效果越好。成人后的教育结果不平等较难改变,且干预成本较高(Barnett,2011)。因此,本研究为更好地理解教育代际传递的关键机制,破解教育公平难题,乃至打破阶层固化、促进代际流动具有重要意义。

在已有研究的基础上,本文采用2014年中国教育追踪调查数据,分析父母教育水平对子女学业表现的影响及其机制。本文的贡献和创新有:(1)从父母教育成就对初中生子女学业表现影响的角度研究教育代际传递,不仅能降低遗漏变量对估计结果的扭曲,而且能从教育过程上剖析教育不平等的形成,为抑制家庭间教育差距的进一步扩大提供新的视角。首先,已有研究重点关注父母与子女的最终教育成就间的关系,但教育代际传递不是一蹴而就的,而是一个连续的过程,父母对子女教育成就的影响是在每个教育阶段逐渐累积的,子女早期阶段的学业表现,是最终教育层次和教育质量获取的基础和前提,最终教育获得不平等是学业表现不平等累积发展的结果(唐俊超,2015)。其次,以子女最终教育成就作为因变量的教育代际传递研究,重点关注结构性因素对其教育获得的影响,忽视了教育发展中个人努力、教育选择、个人机遇和情感体验等因素的影响,难以处理遗漏变量偏误(林晓珊,2019)。选取初中生学业成绩作为因变量,一定程度上降低了遗漏变量偏误。原因在于,初中生心智尚未成熟,对家庭具有较强的经济依赖性,在重大的教育抉择上还无法独立决策,父母教育水平对初中子女的学业成绩影响更直接、更显著。并且诸如中考、高考等重大教育事件尚未发生,教育选择、个人机遇等不可观测因素的作用尚未显现,降低了遗漏变量偏误对估计结果的扭曲。(2)采用多种方法增强估计结果的稳健性。首先,采用混合条件过程(conditional mixed process, CMP)方法进一步克服模型潜在的内生性问题;其次,采用倾向得分匹配法、多元有序logistics回归法、分位数回归方法及变量替换法等对核心结论进行稳健性检验;最后,分城乡、性别与科目检验父母教育水平与子女学业表现二者关系的异质性,从而丰富了研究结果。(3)采用中介效应模型探讨了教育代际传递的机制,为资源转化模式与家庭文化资本理论提供新的实证证据。结果表明,教育投资与教育期望被识别为教育代际传递的关键机制,证实资源转化模式与文化资本模式在中国家庭情境下的适用性,为破解家庭地位不平等引发的子女学业表现不平等提供一定的政策启示。

二、文献综述与研究假说

国内外学者持续关注子女学业表现差异产生的根源,重点从个体特征、家庭特征、学校特征和地域特征等方面展开分析。首先,人口特征,如性别、民族、户口、年龄、独生子女等因素,被识别为子女学业表现的影响因素。早期对学业表现的性别差异研究认为,在初等教育尚未普及和经济水平普遍较低的情况下,男孩相对女孩占有更多的教育资源,这导致女性在教育获得上处于劣势地位,父权制观念越浓厚的地区、群体和家庭,不利于女孩的性别歧视越严重(吴愈晓,2012;邵岑,2015)。但近期研究表明,在计划生育政策和义务教育普及背景下,女孩在教育获得上的不利地位逐渐消失,甚至发生戏剧性的逆转,在学业表现和升学率上呈现女孩超越男孩的现象,被学者们称作“男孩危机”(Mensah & Kiernan,2010;李文道、孙云晓,2012)。“资源稀释论”认为,相对独生子女家庭,多子女家庭的教育资源会因兄弟姐妹数量的增加而被“稀释”,从而制约孩子的教育发展。实证研究也表明子女数量与子女学业表现呈现负相关特征(张月云、谢宇,2015)。其次,理论和实证研究证实家庭特征对子女学业表现的作用不容忽视(Jerrim et al,2021)。1966年美国《科尔曼报告》认为子女学业表现主要取决于家庭而非学校(Coleman,1968)。实证研究证实家庭是子女成长关键期的主要场域,家庭环境和父母教育水平对子女认知能力和学业成就的影响甚至超过学校教育的影响(李忠路、邱泽奇,2016)。对欧洲和美国的研究也进一步表明,个人教育获得差异的40%~60%归因于家庭因素(Björklund & Salvanes,2011)。再次,教育资源配置在城乡、地区、学校间存在显著差异,这些结构性因素都会反映到子女的学业表现上。教学质量对学生的学业成绩有直接影响,中学的办学质量参差不齐,由于历史性因素学校被划分为三六九等,重点中学控制更优质的教育资源、更专业的师资队伍和更优质的生源,学生学习成绩较好,升学率更高。在排名靠前的重点中学就学,对学生学业表现产生积极影响(庞维国等,2013)。同样地,进入在年级中排名较为靠前的班级,也有助于学生学业表现的提升。因此,应控制学校质量与班级质量对子女学业表现的影响。在国家“两免一补”“特岗制度”等教育政策的推动下,农村地区在教育投入、师资队伍建设和教育设施上有了长足进步,但与城市教育质量相比差距仍然较大。长期的城乡二元户籍制度,造成城乡间子女在教育数量与质量获取的隔离(褚宏启,2009)。中国区域间发展的非均衡性导致区域间教育投入的不均衡,中等教育资源配置的区域差异依然较大且缩小缓慢(郑展鹏、岳帅,2017)。因此,应控制区域及城市因素对子女学业表现的影响。

国内外学者持续关注教育代际传递问题,证实父母和子女在最终教育成就上存在显著的代际传递效应(Marks,2008;李军、周安华,2018)。在对应的理论解释上,形成了人力资本理论、文化资本再生产理论、最大化维持不平等理论和有效维持教育不平等理论等经典解释框架(Schultz,1961; Bourdieu & Passeron,1990;Raftery & Hout,1993;Lucas,2001)。在揭示教育代际传递显著性后,学者们致力于揭示教育代际传递发挥作用的中间机制,并将其归结为两种基本模式:

1. 资源转化模式。受过良好教育的父母在经济收入上处于较高水平,他们愿意并且能够对子女教育投入更多的金钱、时间和精力(戴谢尔等,2023)。家庭拥有的经济资本、社会资本、政治资本等在一定的制度环境下均能向子女的教育资源转化(Hartas,2011)。同时,父母参与能促进子女自我效能感形成和非认知能力发展,帮助子女建立良好的生活习惯,提高子女的控制力、学校适应能力和自主学习动机(吴贾等,2020; Wang et al,2023)。家庭缺失理论(family deficiency theory)认为,低教育层次的父母缺乏重视教育的传统,引发教育参与不足问题(Zinn,1989)。与之相反,受过高等教育的母亲与任课教师的交流更频繁,对子女的学业表现有持续地追踪和了解(Stevenson & Baker,1987)。优势家庭倾向于最大化调动家庭资源为子女谋求更优质的教育资源,并利用闲暇时间,甚至是牺牲休闲时间增加亲子陪伴、亲子监督和亲子活动,以更好地实现“家庭社会地位的再生产”(蒋亚丽,2017;李佳丽、薛海平,2019)。

2. 家庭文化再生产模式。物化的家庭文化资本包括家庭拥有的文化物品,精神层面的文化资本

包括家庭成员拥有的知识、性情、习惯、品位等(Bourdieu & Passeron,1990)。高学历父母充分享受到接受教育的益处,深知教育对子女经济收入和社会地位有至关重要的影响。他们对子女学业表现和教育成就有更高的预期,这种重视教育的观念会影响子女对待教育的态度,提高子女自身的学业抱负和教育成就期望(Delprato,2019)。父母对子女殷切的教育期望成为促进子女学业成绩提升的动力(蒋亚丽,2017)。此外,优势家庭的父母有更活跃的文化活动,子女会有意识地模仿父母的行为,父母的阅读、写作等文化活动都会对子女产生潜移默化的影响(郑磊等,2018)。基于以上理论分析,本文提出以下研究假说:

假说1:教育代际传递在子女基础教育阶段就具有显著性,即父代教育成就对子代学业表现具有显著正向影响。

假说2:父代教育成就通过作用于教育投入和教育期望间接对子代学业表现产生影响。

三、数据来源、模型建立与描述性统计

(一)数据来源

本文采用2014年中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, CEPS)数据,该调查以2013—2014学年为基线,以七年级和九年级两个同期群为调查对象,以人口平均受教育水平和流动人口比例为分层变量,从全国随机抽取28个县级单位作为调查点。在入选的县级单位(县、区、市)共随机抽取112所学校、438个班级进行调查,被抽中班级的学生全体入样。调查问卷分为学生、家长、教师和校领导四套问卷。调查内容包括学校特征、班级特征、家庭特征和学生个体特征等与子女学业发展相关的内容。^①在对缺失值和偏离值处理后,共得到有效样本16506个观测值。

(二)模型建立

基于上文的理论分析与文献综述,模型设定如下:

$$academic_{ijt} = \alpha + \beta_1 peducation_{ijt} + \theta Controls_{ijt} + c_j + s_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $academic_{ijt}$ 表示第 j 县(区) t 学校第 i 个子女的学业表现,主要采用学业平均成绩($avescore$)来衡量,为学生语文、数学、英语三科标准化成绩(均值为70、标准差为10)的平均值。 $peducation_{ijt}$ 为核心解释变量,衡量子女 i 的父母教育水平,采用父母最高受教育年限来衡量。教育同质婚配模式使得父母的学历层次具有较高的相似性,该数据集中父亲和母亲受教育年限的相关系数高达0.67,若同时将父亲和母亲的教育年限纳入计量模型,会引发多重共线性问题,扭曲估计结果。参考吴愈晓(2013)、唐俊超(2015)和潘艺林等(2022)的做法,将父母受教育水平最大值定义为父母最高受教育年限。受教育年限与学历层次转换关系如下:未受教育=0;小学=6;初中=9;高中=12;大学专科=15;大学本科=16;研究生及以上=19。

$Controls_{ijt}$ 为系列控制变量,包括子女个人、家庭和学校特征三类影响因素,具体如下:(1)学生个人特征。包括性别($gender$)、年龄(age)、民族($ethnic$)、年级($grade9$)和独生子女($only$)五个细分变量。(2)家庭特征。细分为家庭书籍拥有量($book$)、户口(hk)、影子教育($shadowedu$)三个细分变量。家庭书籍拥有量依据学生对“你家里书多吗(不包括课本、杂志)”的回答,将回答“很少”“比较少”“一般”“比较多”“很多”依次编码为1~5。户口(hk)反映子女出身家庭的户籍属性,城市=1,农村=0。影子教育变量依据受访者对“你参加了哪些兴趣班/课外辅导班?”的回答,将未参加任何辅导班的赋值为0,其他情况赋值为1。(3)学校特征。细分为班级质量($clsrkf$)、学校所在城市虚拟变量($i.ctyids$)和学校虚拟变量($i.schid$)这三个变量。班级质量以班级在全年级的排名来衡量,从最差到最好依次编码为1~5。同时引入城市和学校固定效应 c_j 和 s_t ,以进一步控制地区、学校因素对学生成绩造成的影响。 ε_{ijt} 为随机误差项。变量(包括后文稳健性检验所涉及变量)的赋值及描述性统计见表1。

^①中国教育追踪调查基线调查相关介绍参见:<http://www.cnsda.org/index.php?r=projects/view&id=72810330>。

表1 变量设置及说明(观测值=16506)

类型	分类	变量	含义	赋值及说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	成绩	<i>avescore</i>	平均成绩	2013年期中考试平均成绩	70.465	8.391	16.892	97.977
		<i>stdchn</i>	语文成绩	2013年期中考试语文成绩	70.444	9.687	8.422	145.115
		<i>stdmat</i>	数学成绩	2013年期中考试数学成绩	70.495	9.532	-2.399	98.475
		<i>stdeng</i>	英语成绩	2013年期中考试英语成绩	70.455	9.710	11.349	107.816
	排名	<i>rank</i>	成绩排名	不好=1;中下=2;中等=3;中上=4;很好=5	3.120	1.100	1.000	5.000
核心解释变量	分指标	<i>feduy</i>	父亲受教育年限	未受教育=0;小学=6;初中=9;高中=12;大学专科=15;大学本科=16;研究生及以上=19	10.399	3.115	0.000	19.000
		<i>meduy</i>	母亲受教育年限		9.645	3.506	0.000	19.000
	综合指标	<i>maxedyu</i>	教育年限最大值	父母受教育年限最大值	10.897	3.052	0.000	19.000
		<i>ave_edu</i>	平均教育年限	父母受教育年限平均值	10.022	3.023	0.000	19.000
控制变量	个人特征	<i>gender</i>	性别	男=1;女=0	0.502	0.500	0.000	1.000
		<i>age</i>	年龄	调查时年龄	14.494	1.239	12.000	18.000
		<i>ethnic</i>	民族	汉族=1;其他=0	0.920	0.271	0.000	1.000
		<i>grade9</i>	年级	九年级=1;七年级=0	0.473	0.499	0.000	1.000
		<i>only</i>	独生子女	独生子女=1;其他=0	0.442	0.497	0.000	1.000
	家庭特征	<i>book</i>	书籍数量	很少=1;比较少=2;一般=3;比较多=4;很多=5	3.197	1.197	1.000	5.000
		<i>hk</i>	户口	城市=1;农村=0	0.455	0.498	0.000	1.000
		<i>shadowedu</i>	影子教育	参加=1;其他=0	0.519	0.500	0.000	1.000
	学校特征	<i>clsrkf</i>	班级质量	最差=1;中下等=2;中等=3;中上等=4;最好=5	3.404	0.961	1.000	5.000
		<i>ctyids</i>	城市	城市虚拟变量	15.317	8.082	1.000	28.000
		<i>schids</i>	学校	学校虚拟变量	59.685	32.339	1.000	112.000

(三)描述性统计

采用转移矩阵法,对教育代际传递方向和大小做初步观察。转移矩阵如式(2)所示:

$$P(x, y) = [P_{ij}(x, y)] \in \mathbf{R}_+^{n \times m} \quad (2)$$

其中, n 为教育水平,由低到高分分别取整数1~7,分别代表“未受教育”“小学”“初中”“高中”“大学专科”“大学本科”“研究生及以上”七个学历层次。 m 为子女的班级成绩排名,由低到高分分别取整数1~5,分别代表“不好”“中下”“中等”“中上”“很好”五种。 P_{ij} 表示父母(父亲或母亲)处于第*i*层教育水平、子女成绩排名处于第*j*层的比例。转移矩阵给出教育代际传递的直观统计性描述结果,见表2。

分析表2可见,当父亲的学历层次为“未受教育”时,其子女的成绩排名在“中上”及以上的概率仅为25.31%,而落入“中等”及以下的概率却高达74.69%。类似地,母亲的学历层次为“未受教育”时,其子女的成绩排名在“中上”及以上的概率为30.28%,而落入“中等”及以下的概率却高达69.73%。进一步地,以父亲为例,父亲的学历层次为“未受教育”时,其子女成为班级里的“后进生”(成绩排名为“不好”)的概率为25.32%,在班级中成为优等生(成绩排名为“很好”)的概率仅为7.59%。而接受过大学本科教育的父亲,其孩子成为“后进生”的概率降到了3.89%,而成为优等生的概率上升到16.08%。接受研究生及以上教育的父亲,其子女成为“后进生”的概率为3.97%,成为优等生的概率进一步上升到25.00%。上述分析不难发现,从初中阶段学业表现上看,先赋性因素对子女学业成绩影响,要强于自致性因素(李忠路,2018)。数据分析证实,在初中阶段,父母教育水平已经导致了子女学业成绩差距。

表2 父母教育水平和子女成绩排名的转换矩阵表

教育水平		学生成绩排名				
		不好	中下	中等	中上	很好
父亲 受教育水平	未受教育	25.32%	25.32%	24.05%	17.72%	7.59%
	小学	12.69%	22.80%	31.60%	28.07%	4.84%
	初中	9.84%	21.82%	30.73%	30.33%	7.29%
	高中	7.00%	20.62%	29.53%	34.29%	8.56%
	大专	5.33%	15.68%	27.32%	38.17%	13.51%
	大本	3.89%	13.39%	23.64%	43.01%	16.08%
	研究生及以上	3.97%	11.90%	21.83%	37.30%	25.00%
母亲 受教育水平	未受教育	14.86%	22.39%	32.48%	25.69%	4.59%
	小学	11.96%	23.63%	30.16%	28.52%	5.73%
	初中	8.92%	21.32%	30.27%	31.88%	7.60%
	高中	6.99%	19.11%	30.82%	34.03%	9.05%
	大专	4.61%	15.86%	25.83%	38.26%	15.43%
	大本	4.35%	13.95%	22.55%	42.57%	16.58%
	研究生及以上	5.16%	11.61%	21.29%	37.42%	24.52%

注:数据整理自中国教育追踪调查(2013—2014 学年),观测值数为 16506。

四、回归结果分析

(一)回归结果及分析

由于采用的是横截面数据,首先对模型的多重共线性和异方差进行检验。在解释变量和控制变量均进入回归模型时,平均方差膨胀因子(mean VIF)值为 4.73,表明并不存在多重共线性。BP 和 White 异方差检验的 P 值均小于 0.05,说明存在异方差,故采用稳健回归法,回归结果见表 3。其中,列(1)为基准模型,以“父母最高受教育年限(maxedu)”为核心解释变量;作为补充,列(2)(3)(4)分别是以“父母平均受教育年限(ave_edu)”“父亲受教育年限(fedu)”“母亲受教育年限(medu)”为核心解释变量的对比模型。列(5)为同时加入父亲与母亲的受教育年限的估计结果。分析列(1)一(4)可知,父母最高受教育年限、父母平均受教育年限、父亲受教育年限与母亲受教育年限的系数均显著为正,表明父母受教育水平对子女学业成绩有显著的正向作用。就列(1)看,父母最高受教育年限每增加 1 年,子女的平均成绩上升 0.322 分。这意味着,相对于父母为文盲的子女,父母学历层次为大学专科的子女的平均成绩比前者高出 4.830 分。^① 对比列(3)(4)可见,“父亲受教育年限”比“母亲受教育年限”的系数更大,且系数差异显著,表明全样本下父亲受教育水平对子女学业表现的影响更为重要。列(5)再次验证父亲对子女成绩影响高于母亲的结论,且系数间差异在 0.01 水平上显著。以父亲受教育年限是否高于母亲进行分样本回归发现,父母受教育水平较高一方对子女学业表现的影响强度更高。^② 相关性分析显示父母之间的教育水平具有强正相关性,强行将二者同时考察将面临多重共线性问题。故参考研究惯例,以父母最高受教育年限的形式衡量父代教育对子女学业表现的影响(吴愈晓,2013;唐俊超,2015;潘艺林等,2022)。需要指出的是,Behrman & Rosenzweig(2002)采用美国调查数据的研究发现,母亲对子女学业表现并无显著影响。但在中国传统家庭性别分工模式下,母亲在家庭中投入的时间与精力更多。在子女教育问题上,母亲也扮演着重要角

①大学专科的受教育年限为 15 年,即 $15 \times 0.322 = 4.830$ 。

②中国教育同质婚配模式和层次“男高女低”的梯度婚配模式占较大比重,就分析样本而言,父亲教育水平高于或等于母亲的家庭占比高达 85.399%,分样本回归显示,对于父亲教育水平不低于母亲的家庭而言,父亲受教育年限对子女学业成绩的影响较高。对于母亲教育水平高于父亲的家庭而言,分样本回归显示母亲受教育年限对子女成绩的影响高于父亲。因此,父母受教育年限的最大值代表家庭中父代教育的“高度”,采用父母最高受教育年限能更好估计父代教育对子代学业表现的影响。限于篇幅,回归结果未在文中汇报,如有需要,可向作者索要。

色。与西方国家不同,中国家庭中母亲对子女的学业表现也同样具有正向影响。

就系列控制变量的回归结果看,分析列(1)可见,女生的平均成绩比男生显著高出 3.985 分,表明在学校课程的学习上女生更有优势,支持存在“男孩危机”的结论(Mensah & Kiernan, 2010; 李文道、孙云晓, 2012)。在控制年级不变时,年龄偏大的孩子在学业表现上显著处于劣势。独生子女的学习成绩比非独生子女显著高出 0.292 分,支持“资源稀释论”(张月云、谢宇, 2015)。各层次家庭图书拥有量虚拟变量的系数值均显著为正,且影响强度随着图书拥有量的增加而呈上升趋势,表明家庭文化氛围对学生学业表现有正向作用。班级教学质量虚拟变量的系数均为正,表明即便学生进入同一个学校学习,但班级教学质量差距会引发学业表现的分化。班级在年级中的排名越靠前,对子女平均成绩的正向促进作用越大,证实家长“择班”行为有助于子女获取更优质的教育资源。影子教育的系数显著为正,表明家长热衷的影子教育有利于子女学业成绩的提升。

表 3 父母教育水平对子女学业表现的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>maxeduy</i>	0.322*** (0.029)				
<i>ave_edu</i>		0.318*** (0.030)			
<i>feduy</i>			0.279*** (0.027)		0.234*** (0.030)
<i>meduy</i>				0.188*** (0.024)	0.092*** (0.026)
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.105	0.105	0.104	0.101	0.105
F 值	16.500	16.369	16.259	15.909	16.289
观测值	16506	16506	16506	16506	16506

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;括号内为稳健标准误;限于篇幅,控制变量估计结果不再汇报。下同。

(二)异质性分析

1. 城乡差异分析。表 4 分城乡估计了父母最高受教育水平对子女平均成绩的影响,列(1)和列(2)分别为农村和城市的估计结果。两个模型核心解释变量的系数值均为正,且在 1%水平上显著,表明父母对子女学业表现的正向影响在城乡间均显著。比较可知,城市父母最高受教育水平对子女学业表现的影响更强,且系数差异通过 0.01 水平的显著性检验。具体来看,农村父母最高教育年限每增长 1 年,子女平均成绩提升 0.144 分;相应地,城市父母最高教育年限每增长 1 年,子女学业平均成绩提升 0.414 分,城市系数值比农村高出 0.270 分,表明城市父母教育不平等更易引发子女学业表现的不平等。相对农村而言,城市在基础教育质量上具有更明显的分化态势,城市父母热衷的择校行为加剧了家庭社会经济地位对子女学业表现的影响。此外,城市父母对子女的教育投资意愿更强,但教育投资的密集度受家庭经济水平的限制,引发高收入和低收入家庭在投资强度上的分化。城市发达的影子教育市场在子女教育资源获取质量的分化上扮演了重要角色。因此,城市父母教育层次的差距更易于向子女的学业表现差异转化。

2. 性别差异分析。表 5 汇报了父母最高受教育年限对子女平均成绩影响的性别差异。列(1)和列(2)分别是女生和男生的估计结果。分析可见,核心解释变量的系数均在 1%水平上显著。女生组的父母最高受教育年限对平均成绩的影响略高于男生组,但系数差异并未通过显著性检验,统计上并没有证据表明父母教育水平对不同性别子女的学业表现存在异质性影响。性别间在基础教育获取上基本处于平等的地位,特别是在义务教育政策普及、当时的独生子女政策和家庭经济约束减弱的社会背景下,父母能一视同仁地对儿女进行教育投资。

表4 父母最高受教育水平对子女平均成绩影响的城乡差异

变量	(1)	(2)
	农村户籍	城市户籍
<i>maxedy</i>	0.144*** (0.044)	0.414*** (0.039)
常数项	82.986*** (2.663)	75.005*** (2.673)
学生/家庭/学校特征	是	是
城市/学校哑变量	是	是
调整的 R ²	0.110	0.115
观测值	9002	7504
系数差	-0.270***	

表5 父母最高受教育水平对子女平均成绩影响的性别差异

变量	(1)	(2)
	女生	男生
<i>maxedy</i>	0.329*** (0.035)	0.319*** (0.044)
常数项	78.201*** (2.311)	76.837*** (2.593)
学生/家庭/学校特征	是	是
城市/学校哑变量	是	是
调整的 R ²	0.056	0.051
F 值	4.892	17.507
观测值	8226	8280
系数差	0.010	

3. 科目差异分析。表6汇报了父母教育水平对子女各科成绩的影响。列(1)－(3)分别是父母最高受教育年限对子女语文、数学和英语成绩影响的回归结果。全部模型的核心解释变量均在1%水平上显著,但各科的系数差异在5%水平上不显著。该结果说明,父母教育水平对子女各科成绩影响的异质性不显著,其蕴含的结论是,父母教育水平对子女学业表现的影响是全面的,对其各科成绩均具有显著的一致性影响。

表6 父母最高受教育水平对子女各科成绩的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	语文	数学	英语
<i>maxedy</i>	0.296*** (0.033)	0.334*** (0.034)	0.336*** (0.032)
常数项	77.605*** (1.989)	80.009*** (2.119)	81.462*** (2.034)
学生/家庭/学校特征	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是
调整的 R ²	0.120	0.037	0.118
F 值	18.942	6.080	19.161
观测值	16506	16506	16506

4. 分位数分析。表7汇报了父母最高受教育水平对子女平均成绩影响的分位数回归结果。总体来看,在各个分位数上,核心解释变量均在1%水平上显著,且系数值随着分位数的上升而呈逐渐下降的趋势。然而,表7仅展示了部分分位数上的回归结果,尽管能较好反映父母最高教育年限对子女平均成绩的影响,但不能全面刻画二者间的关系。图1描述了父母最高受教育年限在全分位数

上的边际贡献及其变化情况。分析可见,随着子女平均成绩的上升,父母最高受教育年限对子女平均成绩的正向影响呈现持续下降的趋势,表明对于学业成绩处于较低分位数的子女,父母教育水平的提升对其平均成绩有较高的边际影响;平均成绩处于较高分位数的子女,父母教育水平的提升对其平均成绩的边际影响有所下降。原因可能在于,处于较高分位数的子女,学业成绩得到进一步提升的空间较小、难度较大,能维持当前的高学业成绩或获得小幅提升就已经在学业竞争中占据优势,父母教育水平对子女学业成绩的边际影响有所弱化。而对于成绩处于较低分位数的子女,成绩提升的空间较大、难度较低,父母教育水平可能通过教育期望和教育投入等途径对子女学业成绩产生更高的边际影响。这意味着,如果能破解父母教育水平对子女学业表现的影响机制,对于成绩处于劣势的“后进生”,在进行外部干预后能获得更大幅度的学业提升。

表7 父母最高受教育年限对子女成绩影响的分位数回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%分位数	25%分位数	50%分位数	75%分位数	90%分位数
<i>mmaxedu</i>	0.487*** (0.058)	0.390*** (0.046)	0.333*** (0.036)	0.256*** (0.027)	0.159*** (0.029)
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是	是
观测值	16506	16506	16506	16506	16506

注:括号内汇报的是标准误。

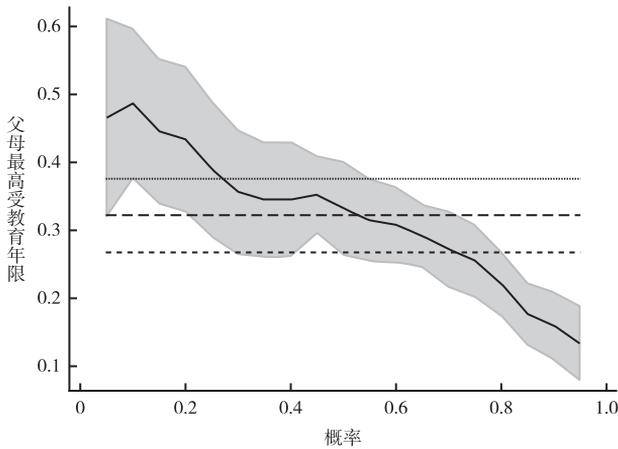


图1 全分位数回归系数及置信区间

五、内生性讨论与稳健性检验

(一) 内生性讨论

父母智力可能通过生物遗传影响子女认知能力,若不对子女的认知能力加以控制,可能会高估父母教育水平对子女学业表现的影响,产生 OLS 估计的遗漏变量偏误。因此,本文采用工具变量法纠正潜在的内生性问题。工具变量需满足以下条件:(1)与内生变量高度相关;(2)与被解释变量不直接相关。根据陈云松(2012)在上层集聚数据中寻找工具变量的思路,并借鉴 Liu et al(2018)的做法,本文采用城市平均教育年限(*cityedu*)作为父母是否大专学历及以上(*Bmaxedu*)的工具变量。^①具体地,城市平均受教育年限采用第六次全国人口普查中城市居民的平均受教育年限,它反映了城市教育发展的总体水平,对父母最高受教育年限有一定影响。需要指出,选取个体所在城市平均水平作为个体变量的工具变量来源于“同侪效应”的研究,经济学家和社会学家常把城市、县级、社区层面的集聚数据作为学校、班级和邻里层面解释变量的工具变量(Card & Krueger, 1996)。在上层集

^①若父母一方或双方为大专学历以上,*Bmaxedu*=1;其他,*Bmaxedu*=0。

聚数据中选取工具变量的原理在于,个体变量可以视作上层总体的一次抽样,那么刻画总体的特征值(如中位数、平均值等)便能较好估计个体变量的大小。这种工具变量的选取方式得到广泛应用,如 Evans et al(1992)采用大都会地区的失业率、家庭收入中位数和贫困率作为学校贫困生比重的工具变量。Lei & Lin(2009)使用县级“新农合”参与状况作为个体是否参加“新农合”的工具变量;封进(2014)采用城市社会保险平均参与率作为个体当年是否拥有社会保险的工具变量;康书隆等(2017)采用家庭所在社区的住房公积金缴存率作为个体住房公积金缴存的工具变量。类似地,南永清等(2020)、钟搏(2022)均采用上层集聚法选取工具变量处理内生性问题。然而,在无法确保高层级区划层面的特征值完全外生时,上层集聚数据作为工具变量可能增加遗漏变量偏误。城市平均教育年限可能与城市的教育资源丰富程度和教育质量相关,从而对子女的学业表现产生影响,这对工具变量的排除性假定造成挑战。为了应对该问题,采用以下两种策略进行处理:(1)在控制变量中引入城市虚拟变量、学校虚拟变量和班级教学质量,以排除城市、学校和班级层面的结构化因素对子女学业成绩的影响,借此增强工具变量的外生性。估计结果见表 8 列(1);(2)为降低遗漏子女的智力因素产生的估计偏误,将子女的认知能力(*cogt*)^①变量引入控制变量组,排除子女智力水平因素对其学业成绩的影响,从而增强工具变量的外生性。结果见表 8 列(2)。

当被解释变量为连续变量,工具变量为离散变量时,采用 2SLS 方法具有一致性但效率偏低,采用混合条件过程(conditional mixed process, CMP)能在保持一致性的前提下提升估计效率,故采用 CMP 方法估计父母教育水平对子女学业表现的影响,结果见列(1)(2)。列(1)中, *Atanhrho_12* 的估计值 -0.062,并未通过显著性检验,说明内生性问题并不显著。第二阶段的核心解释变量的系数值为正,在 1%水平上显著,证实父代教育对子代教育的显著影响,且这种影响满足因果推断。列(2)中,在进一步控制子女认知能力并执行 CMP 分析后,父代教育对子女学业成绩仍然有显著的正向影响。综上,在考虑到潜在的内生性问题之后,父母最高受教育年限对子女成绩仍然保持正向影响。

表 8 父母教育水平对子女学业表现影响的工具变量估计结果

变量	(1)		(2)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>Bmaxedu</i>		3.039*** (0.029)		2.767*** (1.017)
<i>cityedu</i>	0.375*** (0.009)		0.375*** (0.009)	
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是
Wald(LR)值	2022.000	3744.170	2022.000	7337.560
观测值	16506	16506	16506	16506
<i>Atanhrho_12</i>	-0.062		-0.092	

注:括号内为标准误。

(二)稳健性检验

1. 基于学生成绩排名的稳健性检验及分析。采用子女学业成绩作为被解释变量验证了教育代际传递的显著性。为增强分析的稳健性,进一步采用相对成绩,以子女班级成绩排名为被解释变量,该变量依据子女的学业成绩在班级中的排名,将子女的学业表现从“不好”到“很好”分为 5 级,分别赋值为 1~5。因成绩排名是典型的排序因变量,采用多元有序 logistcs 回归方法的估计结果见表 9。其中,列(1)~(4)分别是以“父母最高受教育年限(*maxedy*)”“父母平均受教育年限(*ave_*

①子女认知能力(*cogt*)变量从语言、图形、计算与逻辑几个维度测度了学生的逻辑思维和问题解决能力,并基于三参数 IPT 模型估计学生的认知能力,据此得到具有国际可比性的认知能力标准化得分。

edu)”“父亲受教育年限(*feduy*)”和“母亲受教育年限(*meduy*)”为核心解释变量。列(5)同时引入父亲与母亲的受教育年限作为核心解释变量。分析可见,父母受教育年限均对子女的班级成绩排名有显著的正向影响。就列(1)基准回归看,父母最高受教育年限每提高1年,子女的成绩排名上升一个及以上层级的概率上升9.64%。由列(5)可知,父亲与母亲受教育年限对子女排名有显著正向影响,但父亲对子女的班级排名影响强度更高。这与采用平均成绩得到的结果相一致。以上分析为教育代际传递特征提供新的证据。无论从子女学业表现的绝对水平,还是从相对水平来看,父母教育代际传递效应均显著。综上,父母教育年限越长,子女的平均成绩越高,在班级的排名越靠前。

表9 以子女班级成绩排名作为因变量的多元logistics回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>rank</i>	<i>rank</i>	<i>rank</i>	<i>rank</i>	<i>rank</i>
<i>maxeduy</i>	0.092*** (0.007)				
<i>ave_edu</i>		0.095*** (0.007)			
<i>feduy</i>			0.082*** (0.006)		0.067*** (0.007)
<i>meduy</i>				0.057*** (0.006)	0.031*** (0.006)
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是	是
伪 R ²	0.031	0.031	0.031	0.029	0.031
χ^2	1475	1489	1465	1416	1495
观测值	16506	16506	16506	16506	16506

2. 父母最高受教育层次对子女学业成绩的影响。将父母最高受教育层次处理为虚拟变量作为核心解释变量,并以文盲组作为基准组,估计父母受教育层次对子女学业成绩的影响。并区分城乡、性别和科目,估计二者关系模式的异质性,结果见表10。列(1)为全样本估计结果,列(2)(3)分别为农村和城市样本的估计结果,列(4)(5)分别为女生和男生样本的估计结果,列(6)–(8)分别估计父母最高受教育层次对子女语文、数学和英语成绩的影响。分析可见,对于全样本而言,父母受教育层次越高,对子女学业成绩的正向作用就越强。异质性分析显示,城市样本、女生样本受到父代教育层次影响的强度更高。分科目来看,父母教育层次对子女语文成绩的影响强度最高,数学次之,英语最低。将父代教育作为虚拟变量处理时,所得结论仍然证实,父代教育不平等将通过教育代际传递效应引发子代学业表现的不平等。

表10 父母最高教育层次对子女成绩的影响及其异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>stdchn</i>	<i>stdmat</i>	<i>stdeng</i>
小学	3.697** (1.581)	1.067 (2.454)	5.473*** (1.937)	6.565*** (1.866)	2.068 (2.204)	6.254*** (2.059)	2.885 (2.026)	1.951 (1.501)
初中	4.278*** (1.574)	1.709 (2.451)	6.169*** (1.904)	7.188*** (1.856)	2.683 (2.196)	6.862*** (2.054)	3.269 (2.016)	2.704* (1.490)
高中	4.841*** (1.578)	2.261 (2.457)	6.884*** (1.913)	7.588*** (1.862)	3.392 (2.203)	7.359*** (2.058)	3.868* (2.021)	3.296** (1.495)

续表 10

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>avescore</i>	<i>stdchn</i>	<i>stdmat</i>	<i>stdeng</i>
大学专科	6.354*** (1.595)	2.305 (2.525)	8.616*** (1.927)	9.248*** (1.884)	4.680** (2.232)	8.717*** (2.074)	5.546*** (2.039)	4.801*** (1.518)
大学本科	7.046*** (1.590)	2.656 (2.549)	9.076*** (1.923)	9.821*** (1.875)	5.588** (2.223)	9.146*** (2.071)	6.290*** (2.034)	5.702*** (1.510)
研究生及以上	7.411*** (1.655)	-3.332 (3.457)	9.882*** (1.974)	10.801*** (1.958)	5.680** (2.321)	9.595*** (2.135)	6.780*** (2.100)	5.859*** (1.594)
学生/家庭/ 学校特征	是	是	是	是	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.106	0.111	0.115	0.058	0.051	0.121	0.038	0.119
F 值	16.141	9.608	8.694	4.906	7.011	18.347	6.153	18.681
观测值	16506	9002	7504	8226	8280	16506	16506	16506

3. 基于反事实的 PSM 分析。父母受教育水平在子女出生之前就已经被决定,子女学业成绩受父母教育水平的影响,但并不能反过来影响父母的教育水平。然而,父母的智力和能力均会影响父母的教育水平,又会通过遗传等因素对子女学业表现产生影响,这可能会导致遗漏变量偏误而扭曲估计结果(Liu et al,2018)。为降低遗漏变量偏误和样本选择偏差的影响,采用反事实推断方法——倾向得分匹配法(propensity score matching,PSM),来进一步检验父母教育水平对子女学业表现的净效应(Rosenbaum & Rubin,1983)。教育扩张导致大学本科教育机构的高度分化(Hu & Hibel,2015),接受大学本科及以上教育的父母之间可能存在较大的智力和能力的异质性。大学专科教育尚未形成高度分层,位于该教育层次的父母在智力和能力上差异相对更小。为增强估计结果的精确性,倾向得分匹配法将“是否接受大学专科教育”(接受大学专科教育=1;接受高中及以下教育=0)作为处理指示变量,并删除父母接受大学本科及以上教育层次的样本。以上处理尽可能降低遗传因素引发的内生性问题对估计结果的扭曲,从而更精确地估计父母教育水平对子女学业表现的影响。

采用近邻匹配($k=4$)、半径匹配、核匹配和局部线性回归匹配 4 种匹配方式进行估计,结果见表 11。平衡性检验显示匹配质量良好,限于篇幅,仅汇报近邻匹配($k=4$)方法下的平衡性检验结果。^①如图 2 所示,近邻匹配有效降低了处理组与对照组之间的个体特征差异,从而能更好分离出父母教育水平对子女学业表现影响的净效果。ATT 表示父母教育水平对子女学业表现的净效应。^②在近邻匹配、半径匹配、核匹配、局部线性回归匹配这 4 种匹配方法下,ATT 均显著为正。这表明父母教育水平对子女的学业成绩有显著的正向影响。基于 PSM 的反事实检验再次验证基础教育阶段的教育代际传递效应。

表 11 父母教育水平对子女教育年限影响的 PSM 分析结果

变量	父母受教育层次			
	近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性回归
ATT	1.867*** (0.331)	1.857*** (0.296)	1.807*** (0.292)	1.826*** (0.390)
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是
对照组	12409	12409	12409	12409
处理组	1150	1150	1150	1150

注:括号内为标准误。

①其他匹配方法下的平衡性检验结果,可向作者索要。

②计算公式为 $ATT = E(Y_{11}) - E(Y_{00})$ 。Y₁₁为父母接受大学专科教育对子女学业表现的影响,Y₀₀表示父母教育层次在高中及以下对子女学业表现的影响。

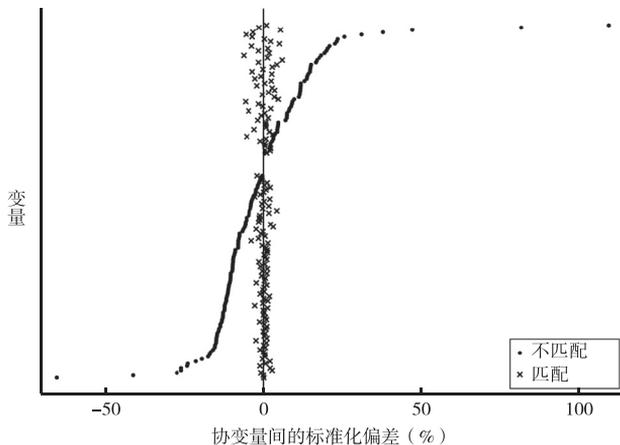


图2 平衡性检验

六、机制分析

(一) 基准模型

文献与理论分析表明,父母教育水平可能对教育期望和教育投入有正向促进作用,而教育期望和教育投入密集度地提高有利于子女学业表现的提升。因此,本文从教育期望和教育投入两个维度,分析父母教育水平对子女学业表现影响的中间机制:(1)教育期望。该维度包括父母对子女的教育期望(*edureqy*)和子女自身的教育期望(*expeduy*)。依据教育层次转换为教育年限进行衡量。(2)教育投入。以“亲子互动(*accomp*)”指标作为教育投入的替代变量。“亲子互动”指标基于问卷中亲子关系量表构建,主要从亲子陪伴与亲子活动这两个维度进行测度。具体地,“亲子陪伴”由父母与子女吃饭、读书、看电视的频率来测度,“亲子活动”采用父母与子女一起“做运动”“参观博物馆、动物园、科技馆等”“看电影、演出、体育比赛等”的家庭外互动频率来衡量。采用降维方法将六个亲子互动因子凝结为一个“亲子互动”综合指标。参考中介效应检定程序(温忠麟等,2005),构建中介效应模型,如式(3)–(5)所示:

$$avescore_{ijt} = \alpha_0 + c \cdot maxeduy_{ijt} + \eta \cdot CV_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$M_{ijt} = \beta_0 + a \cdot maxeduy_{ijt} + \lambda \cdot CV_{ijt} + \nu_{ijt} \quad (4)$$

$$avescore_{ijt} = \gamma_0 + c' \cdot maxeduy_{ijt} + b \cdot M_{ijt} + \mu \cdot CV_{ijt} + \xi_{ijt} \quad (5)$$

其中, M 为中介变量,分别以家长对子女的教育期望(*edureqy*)、子女自身教育期望(*expeduy*)及亲子互动(*accomp*)为中介变量。本文以家长对子女的教育期望(*edureqy*)为例,对中介效应检定程序作简要介绍。首先,运用式(3)考察父母最高受教育年限(*maxeduy*)对平均成绩(*avescore*)的影响,如果系数 c 显著,则表明父母最高受教育年限对子女平均成绩影响的总效应显著,分析继续;否则,终止分析。其次,运用式(4)考察父母最高受教育年限(*maxeduy*)对子女自身教育期望(*edureqy*)的影响;再次,运用式(5)考察父母最高受教育年限(*maxeduy*)和父母对子女的教育期望(*edureqy*)对子女平均成绩(*avescore*)的影响。式(5)在式(3)的基础上同时加入中介变量。如果式(4)的系数 a 和式(5)的系数 b 都显著,意味着中介效应存在。此时考察 c' 的显著性,若 c' 不显著,中介变量发挥完全中介作用;若 c' 显著,中介变量发挥部分中介效应。最后,若式(4)的系数 a 和式(5)的系数 b 至少有一个不显著,则通过Sobel-Goodman检验判定是否存在中介效应。

上文已经验证式(3)的显著性,即父母最高教育年限对子女平均成绩有显著的影响。所以只汇报式(4)和式(5)的估计结果,见表12。列(1)中父母受教育年限越高,其对子女的教育期望就越高。列(2)证实加入父母对子女的教育期望后,父母对子女平均成绩的影响仍然显著为正,但系数数值略有

下降。因此,父母对子女的教育期望在父母教育水平对子女平均成绩的影响上起部分中介作用,中介效应占总效应比重为45.067%,即父母受教育水平对子女平均成绩影响中,有45.067%是通过父母对子女的教育期望发挥作用的。类似地,子女自身教育期望和亲子互动均在父代教育对子代学业表现的影响间起到部分中介作用,中介效应占总效应比重分别是43.329%和0.939%,且均通过Sobel-Goodman检验,验证了中介效应的显著性。中介效应分析结果表明,教育代际传递的中间机制为教育期望与教育投入。正如动机理论对动机与行动关系的讨论,子女自身的高学历期望会激发其在学习活动中投入更多的时间和精力,以往研究也证实高成就动机的学生会取得更优异的成绩(Busato et al, 2000)。类似地,高学历的父母能充分认识与享受到教育的益处,其对子女的学历层次有较高期望。父母的高教育期望驱动其对子女进行密集的教育投资,包括从时间维度增加对子女的亲子陪伴与亲子互动,从经济层面增加对子女教育资源获取的资金投入。亲子互动和教育活动对子女的认知能力与非认知能力的发展具有良性刺激作用,良好的智力水平和心理稳定性有利于子女学业表现的提升。这与以往研究相一致,父母作为子女早期成长的“重要他人”,对子女的教育获得产生关键性影响。如刘精明(2008)研究发现,在入学与升学机会方面,父母均在场家庭(both attendance)的子女比残缺家庭(父母一方缺失)的子女处于优势地位,父母双方均缺位的子女处于入学和升学机会的最低水平。

表 12 父母最高受教育年限对子女平均成绩影响的中介效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>edureqy</i>	<i>avescore</i>	<i>expeduy</i>	<i>avescore</i>	<i>accomp</i>	<i>avescore</i>
<i>maxeduy</i>	0.148*** (0.010)	0.177*** (0.027)	0.144*** (0.011)	0.182*** (0.026)	0.020*** (0.003)	0.319*** (0.028)
<i>edureqy</i>		0.978*** (0.023)				
<i>expeduy</i>				0.968*** (0.019)		
<i>accomp</i>						0.149* (0.086)
学生/家庭/学校特征	是	是	是	是	是	是
城市/学校哑变量	是	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.163	0.210	0.156	0.227	0.271	0.106
F 值	29.541	33.590	25.072	38.904	49.352	16.223
观测值	16506	16506	16506	16506	16506	16506
Sobel-Goodman 检验	0.145***		0.140***		0.003*	
中介效应	45.067%		43.329%		0.939%	

(二)进一步的机制分析

以上分析证实父母最高受教育年限对子女学业表现具有正向促进作用,并从教育期望和教育投入两方面解释父代教育对子代学业表现的影响机制。本文采用2013—2014年中国教育追踪调查数据集,它是具有全国代表性且以初中生作为调查对象的大型公开调查数据集,近期仍被广泛应用于教育经济学和教育社会学的研究中(张川川、王玥琴,2022;王海宁、陈媛媛,2023)。遗憾的是,该数据集并未公布近年的调查数据。考虑到中国近年来父母教育水平的普遍提升和学历分布的结构转变,以及高度竞争劳动力市场传导的家庭教育竞争的白热化,本文核心结论的适用性以及最新的变化趋势有待寻找最新数据集重新进行验证。因此,采用最新数据集对本文的研究结论进行再检验,并与核心结论做对比分析,既能增强研究的稳健性和时效性,又能管窥中间机制的演变趋势。基于此,进一步采用2020年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)数据,将个人问卷、父母代答卷和家庭问卷中父子两代的人口统计特征、子代的教育获得、父代的教育投入和期望等指

标进行匹配,并对缺失值和异常值进行处理,最终得到有效观测值 1155 个。采用中介效应检验程序再次验证父母最高受教育年限对子代学业表现的影响机制,估计结果见表 13。其中,列(1)–(3)为“父母对子女教育期望”作为中介变量的估计结果,列(4)(5)、列(6)(7)分别为以“子女自身教育期望”“亲子互动”作为中介变量的估计结果。

需要指出,子女的学业表现(*rank*)采用子女学业成绩在班级内排名的分位数来测量,分位数值越大表示子女成绩在班级内的排名越靠前。为增强结论的可比性,结合数据特征和指标设置,中介变量的测度方式如下:(1)教育期望。父母对子女的教育期望(*edureqy*)和子女自身的教育期望(*expedy*)为教育期望维度的两个中介变量,将期望学历层次转换为期望教育年限来衡量。(2)教育投入。采用亲子互动(*accomp*)来衡量教育投入。亲子互动采用涵盖 5 个访题的量表进行测度,分别调查父母检查子女作业、父母辅导子女功课、父母给子女讲故事、父母陪伴子女一起玩、父母参与家长会的频率。以上五个变量依据频率从低到高依次赋值为 1~5,将各维度的频率加总得到亲子互动指标。同时,模型中引入系列控制变量,包括性别(*gender*)、年龄(*age*)、城乡分布(*urban*)、是否重点学校(*schrank*)、是否重点班(*clsrank*)、班级规模(*cscalc*)、课外辅导(*shadowedu*)和年级(*clsclate*)。

列(1)证实父母最高受教育年限对子女学业表现有显著正向影响,列(2)表明父母最高受教育年限越高,其对子女的教育期望就越高。列(3)表明在加入父母对子女的教育期望后,父母最高受教育年限对子女学业表现的影响系数有所下降。基于中介效应检定程序,父母对子女的教育期望在父母最高受教育年限对子女学业表现的影响间发挥部分中介效应,中介效应占比为 17.184%,且该中介效应通过 Sobel-Goodman 检验。类似地,列(4)(5)证实子女自身的教育期望也发挥部分中介效应,中介效应占比为 29.032%,意味着父母最高受教育年限对子女学业表现影响的总效应中有 29.032%是通过提升子女自身的教育期望进而发挥作用的。列(6)(7)估计结果表明亲子互动同样发挥部分中介效应,且该效应通过 Sobel-Goodman 检验,中介效应占比为 8.677%。

表 13 父母最高受教育年限对子女学业表现影响的中介效应估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>rank</i>	<i>edureqy</i>	<i>rank</i>	<i>expedy</i>	<i>rank</i>	<i>accomp</i>	<i>rank</i>
<i>maxedy</i>	0.633*** (0.185)	0.122*** (0.018)	0.524*** (0.185)	0.098*** (0.020)	0.449** (0.185)	0.434*** (0.147)	0.602*** (0.186)
<i>edureqy</i>			0.891*** (0.283)				
<i>expedy</i>					1.879*** (0.282)		
<i>accomp</i>							0.071* (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项	74.320*** (7.747)	15.317*** (0.786)	60.678*** (8.802)	15.415*** (0.901)	45.351*** (8.652)	52.510*** (6.452)	70.618*** (8.029)
调整的 R ²	0.033	0.053	0.041	0.063	0.077	0.112	0.036
F 值	5.471	7.260	5.452	12.249	9.519	16.262	5.300
观测值	1155	1155	1155	1155	1155	1155	1155
Sobel-Goodman 检验	2.799***			3.951***		2.077**	
中介效应	17.184%			29.032%		8.677%	

对比中介效应检验的基准估计结果和基于 CFPS2020 数据检验结果可知,教育期望和教育投入均在代教育对子代学业表现的影响间发挥重要的中介效应。近年来,中国高等教育经历大规模扩张引发父母教育层次的结构变迁,高度竞争的劳动力和教育分层促使父母加入子女教育的竞赛。然而,高受教育水平家庭仍然在子女学业表现上处于优势地位,其子女能获得更高的学业成绩且在班级中排名领先。保持这种学业优势的重要路径仍然是父母对子女的教育期望、子女对自身的教育期望以及亲子陪伴与互动。高学历家庭致力于将家庭资源优势转化为子女的学业表现优势,会

对子女进行密集化的投资,在亲子交流、亲子陪伴和亲子活动上投入的时间更丰富,且父母较高的教育期望会传导至子女对自身的教育期望,最终对子女的学业表现产生正向促进作用。从中介效应占比来看,教育期望发挥的中介效应占比在近年来有下降的趋势,而亲子陪伴和亲子活动发挥的中介效应占比有上升的趋势,高学历父母采用更密集的教育投入和权威型养育方式应对白热化的教育竞争。

七、研究结论与政策建议

效率与公平是公共教育面临的重要矛盾,何种程度的教育均等能促进整个社会利益最大化,对教育公平的追求达到何种限度才是合理的,学术界仍存在极大争议(应星、刘云杉,2015)。本文采用2013—2014年中国教育追踪调查数据,从初等教育学业表现不平等的视角,研究了父母教育水平对子女学业表现的影响及其机理。研究发现:第一,初中阶段存在显著的教育代际传递效应,父母教育水平对子女学业表现具有显著影响。父母最高受教育年限增加1年,子女平均学业成绩提高0.322分。因此,父代教育差距可能通过教育代际传递引发子代学业表现的不平等。由于教育具有显著的累积效应,学业表现不平等可能引发后期入学机会和最终教育成就的不平等。教育成就为个体的地位获得和阶层跃迁提供人力资本基础,教育获得不平等将引发社会经济地位的分化。从这个意义上看,教育代际传递在父代教育差距和子代教育及地位不平等之间架起一座桥梁。因此,过度的教育代际传递对教育的机会公平、过程公平和结果公平产生负面影响。第二,中介效应分析揭示了初等教育阶段教育代际传递的关键机制,为破解教育维度的代际固化提供政策干预的切入点。具体来看,父母教育水平通过影响教育期望和教育投入进而作用于子女学业表现。父亲对子女的教育期望、子女自身学历期望和亲子互动都具有部分中介作用,中介效应占总效应比重分别是45.067%、43.329%和0.939%。采用2020年中国家庭追踪调查数据对机制的再检验仍然证实机制的显著性。区别在于,近年来教育期望的中介效应占比有所下降,亲子互动的中介效应占比有所提升。第三,异质性分析发现,城市父母教育不平等对子女学业表现的影响强度比农村更大;父亲受教育水平对子女学业表现的影响比母亲更为重要;随着子女平均成绩的提高,父母受教育年限对子女平均成绩的影响强度趋于下降,表明对于学业表现较差的“后进生”,父母教育水平对其影响强度更大。第四,子女学业表现是多种因素综合作用的结果,个体特征、家庭特征、学校特征、地域和政策等均对子女学业表现有显著影响。其中,女生的平均成绩比男生显著高出3.985分,验证“男孩危机”的存在;独生子女的学习成绩比非独生子女显著高出0.292分,支持“资源稀释论”;家庭学习氛围对学生学业表现有显著正向影响,家庭文化物品拥有量越丰富,对子女学业表现的促进作用越显著;班级教学质量的系数为正,较好地解释了家长“择班”等为子女争取优质教育资源的为行为;“是否参加课外辅导班”的系数显著为正,从一个侧面表明家长热衷的影子教育对子女学业表现有一定的正向影响。

基于以上分析,欲破解教育代际传递引发的子女学业表现的不平等,需要从家庭视角和结构化视角两个维度进行分析:(1)从家庭视角来看,要意识到教育代际传递在初中阶段就已发挥显著作用,父代教育差距可能会引发子代学业表现的不平等。在中考、高考层层筛选的考试体制下,初中阶段学业表现差距会引发日后的入学机会不平等。教育获得的不平等可能加剧代际间社会经济地位的不平等。要从父代教育差距对子代学业表现影响机制入手,斩断教育代际传递引发子女学业不平等的中间链条。机制分析表明父母教育期望与教育投入扮演了教育代际传递的中间角色。因此,要引导普通家庭父母形成重视子女教育的理念,适度提高其对子女的教育期望,引导子女形成更高的教育期望,激发子女学业投入的内生动力。鼓励普通家庭父母适度加大对子女的教育投资,为子女寻求更优质的教育资源,尽量缩小与优势家庭子女在教育资源上的质量差距。特别是在时间投入维度上,父母要有意识地增加亲子陪伴时间与亲子互动频率,从而促进子女认知能力发展和心理资本建设,更好地担当起子女成长中的“重要他人”角色。在文化物品方面,通过购置书刊、杂志、报纸等物品提高家庭文化载体的可及性。在文化氛围方面,父母应营造热爱读书、尊重知识、重视教育的家风,培育浓厚的家庭文化氛围。(2)从结构化视角来看,政策制定部门要采取多种干预措施降低普通

家庭子女在学业表现上所处的不利地位。针对公共初等教育资源,要推动初等教育资源的合理配置,建立制度性教育平衡机制,缩小城乡间、区域间、校际的教育质量差距。针对在教育资源获取处于劣势的家庭,政策上要进行适度的倾斜,以学校教育系统的平衡作用缓解家庭出身造成的学业表现不平等,避免更多普通家庭的孩子“输在起跑线上”。特别地,遵循市场竞争性原则配置的影子教育具有亲富性特征,家庭优越的子女能享受更优质的影子教育服务,加剧了父代经济资源不平等向子女教育不平等的转化。对于影子教育,政策要对其进行引导与规范。

需要指出的是,在因果关系识别上仍然有改进的空间。本研究基于经济学和社会学中广泛存在的“同侪效应”作为理论依据,采用上层集聚数据作为较低层面变量的工具变量。具体地,以城市平均受教育年限作为父母最高受教育年限的工具变量能较好地满足相关性假定。尽管这一工具变量选取思想在研究领域得到广泛应用,但因无法确保上层集聚特征值的完全外生性而面临估计偏误。就本研究而言,城市平均受教育年限与城市教育资源丰度和教育质量存在一定的相关性,这将对子女的学业表现产生影响。此外,父母的学历层次也可能通过遗传因素作用于子女的学业表现,从而挑战工具变量的外生性。尽管该研究通过引入城市虚拟变量、学校虚拟变量、学校和班级教学质量以及子女的认知能力作为控制变量,降低工具变量选取的潜在问题。但在数据允许的条件下,选取更为外生的工具变量做出更为严格的因果识别,是未来进一步深化研究的方向。

参考文献:

- 陈云松,2012:《逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用》,《社会学研究》第6期。
- 褚宏启,2009:《城乡教育一体化:体系重构与制度创新——中国教育二元结构及其破解》,《教育研究》第11期。
- 戴谢尔 陈俊 代明,2023:《养育经济学研究进展》,《经济学动态》第2期。
- 封进,2014:《社会保险对工资的影响——基于人力资本差异的视角》,《金融研究》第7期。
- 江求川 任洁,2020:《教育机会不平等:来自CEPS的新证据》,《南开经济研究》第4期。
- 蒋亚丽,2017:《父母期望、学校类型与流动儿童学习成绩》,《青年研究》第2期。
- 康书隆 余海跃 刘越飞,2017:《住房公积金、购房信贷与家庭消费——基于中国家庭追踪调查数据的实证研究》,《金融研究》第8期。
- 李春玲,2014:《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》,《社会学研究》第2期。
- 李佳丽 薛海平,2019:《父母参与、课外补习和中学生学业成绩》,《教育发展研究》第2期。
- 李军 周安华,2018:《“学二代”现象普遍存在吗?——基于教育数量和质量的代际流动研究》,《教育与经济》第6期。
- 李文道 孙云晓,2012:《我国男生“学业落后”的现状、成因与思考》,《教育研究》第9期。
- 李煜,2006:《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)》,《中国社会科学》第4期。
- 李忠路,2018:《拼爹重要,还是拼搏重要?当下中国公众对绩效分配原则的感知》,《社会》第1期。
- 李忠路 邱泽奇,2016:《家庭背景如何影响儿童学业成就?——义务教育阶段家庭社会经济地位影响差异分析》,《社会学研究》第4期。
- 林晓珊,2019:《境遇与体验:一个阶层旅行者的自我民族志》,《中国青年研究》第7期。
- 刘精明,2008:《中国基础教育领域中的机会不平等及其变化》,《中国社会科学》第5期。
- 刘精明,2023:《教育扩张与分布型教育不平等——复合教育基尼系数的演化性质及其检验》,《社会学研究》第1期。
- 罗楚亮 刘晓霞,2018:《教育扩张与教育的代际流动性》,《中国社会科学》第2期。
- 南永清 肖浩然 单文涛,2020:《家庭资产、财富效应与居民消费升级——来自中国家庭追踪调查的微观证据》,《山西财经大学学报》第8期。
- 潘艺林 吴春燕 刘金典,2022:《教育代际传递与社会分层——来自中国综合社会调查的经验证据》,《中国经济问题》第2期。
- 庞维国 徐晓波 林立甲 任友群,2013:《家庭社会经济地位与中学生学业成绩的关系研究》,《全球教育展望》第2期。
- 邵岑,2015:《教育扩张与教育获得性别差异(1978—2008)》,《青年研究》第2期。
- 唐俊超,2015:《输在起跑线——再议中国社会的教育不平等(1978—2008)》,《社会学研究》第3期。
- 童馨乐 潘妍 杨向阳,2019:《寒门为何难出贵子?基于教育视角的解释》,《中国经济问题》第4期。
- 王海宁 陈媛媛,2023:《农村留守儿童的教育外部性——基于同伴效应的视角》,《统计研究》第4期。
- 温忠麟 侯杰泰 张雷,2005:《调节效应与中介效应的比较和应用》,《心理学报》第2期。

- 吴贾 林嘉达 韩潇,2020:《父母耐心程度、教育方式与子女人力资本积累》,《经济学动态》第8期。
- 吴愈晓,2012:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》第4期。
- 吴愈晓,2013:《教育分流体制与中国的教育分层(1978—2008)》,《社会学研究》第4期。
- 杨成荣 张屹山 张鹤,2021:《基础教育公平与经济社会发展》,《管理世界》第10期。
- 应星 刘云杉,2015:《“无声的革命”:被夸大的修辞 与梁晨、李中清等的商榷》,《社会》第2期。
- 张川川 王玥琴,2022:《教育减负、家庭教育投入与教育不平等》,《管理世界》第9期。
- 张楠 林嘉彬 李建军,2020:《基础教育机会不平等研究》,《中国工业经济》第8期。
- 张月云 谢宇,2015:《低生育率背景下儿童的兄弟姐妹数、教育资源获得与学业成绩》,《人口研究》第4期。
- 郑磊 郝翔 候玉娜,2018:《家庭对子女教育的代际影响效应:理论、方法与证据》,《社会发展研究》第3期。
- 郑展鹏 岳帅,2017:《我国教育资源配置的区域差异缩小了吗——基于省际面板数据模型的分析》,《教育发展研究》第9期。
- 钟搏,2022:《代际互动与低龄老人劳动供给》,《人口与经济》第3期。
- Barnett, W. S. (2011), “Effectiveness of early educational intervention”, *Science* 333(6045):975—978.
- Behrman, J. R. & M. R. Rosenzweig(2002), “Does increasing women’s schooling raise the schooling of the next generation?”, *American Economic Review* 92(1):323—334.
- Björklund, A. & K. G. Salvanes(2011), “Education and family background: Mechanisms and policies”, in: E. A. Hanushek et al(eds), *Handbook of the Economics of Education*, Elsevier.
- Bourdieu, P. & J. Passeron(1990), *Reproduction in Education, Society and Culture*, Sage Publications.
- Busato, V. V. et al(2000), “Intellectual ability, learning style, personality, achievement motivation and academic success of psychology students in higher education”, *Personality and Individual Differences* 29(6):1057—1068.
- Card, D. & A. B. Krueger(1996), “Labor market effects of school quality: Theory and evidence”, NBER Working Paper, No. 5450.
- Coleman, J. S. (1968), “Equality of educational opportunity”, *Equity & Excellence in Education* 6(5):19—28.
- Delprato, M. (2019), “Parental education expectations and achievement for indigenous students in Latin America: Evidence from TERCE learning survey”, *International Journal of Educational Development* 65:10—25.
- Evans, W. N. et al(1992), “Measuring peer group effects: A study of teenage behavior”, *Journal of Political Economy* 100(5):966—991.
- Hartas, D. (2011), “Families’ social backgrounds matter: Socio-economic factors, home learning and young children’s language, literacy and social outcomes”, *British Educational Research Journal* 37(6):893—914.
- Hu, A. & J. Hibel(2015), “Increasing heterogeneity in the economic returns to higher education in urban China”, *Social Science Journal* 52(3):322—330.
- Jerrim, J. et al(2021), “Posh but poor: The association between relative socio-economic status and children’s academic performance”, *Review of Income and Wealth* 67(2):334—362.
- Lei, X. & W. Lin(2009), “The new cooperative medical scheme in rural China: Does more coverage mean more service and better health?”, *Health Economics* 182(S):S25—S46.
- Liu, L. et al(2018), “Residential segregation and perceptions of social integration in Shanghai, China”, *Urban Studies* 55(7):1484—1503.
- Lucas, S. R. (2001), “Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects”, *American Journal of Sociology* 106(6):1642—1690.
- Marks, G. N. (2008), “Are father’s or mother’s socioeconomic characteristics more important influences on student performance? Recent international evidence”, *Social Indicators Research* 85(2):293—309.
- Mensah, F. K. & K. E. Kiernan(2010), “Gender differences in educational attainment: Influences of the family environment”, *British Educational Research Journal* 36(2):239—260.
- Raftery, A. E. & M. Hout(1993), “Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921—75”, *Sociology of Education* 66(1):41—62.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biometrika* 70(1):41—55.
- Schultz, T. W. (1961), “Investment in human capital”, *American Economic Review* 51(1):1—17.

- Stevenson, D. L. & D. P. Baker(1987), "The family-school relation and the child's school performance", *Child Development* 58(5):1348—1357.
- Szumski, G. & M. Karwowski(2012), "School achievement of children with intellectual disability: The role of socioeconomic status, placement, and parents' engagement", *Research in Developmental Disabilities* 33(5):1615—1625.
- Wang, H. et al(2023), "Different associations of parental involvement with children's learning of Chinese, English, and Math: A three-wave longitudinal study", *European Journal of Psychology of Education* 38(1):269—285.
- Zinn, M. B. (1989), "Family, race, and poverty in the eighties", *Signs* 14(4):856—874.
- Zwier, D. et al(2020), "Social inequality in shadow education: The role of high-stakes testing", *International Journal of Comparative Sociology* 61(6):412—440.

Parental Education Level, Intergenerational Transmission, and the Inequality of Their Offspring's Elementary Education

LIU Jindian¹ CHENG Mingwang² WU Chunyan¹

(1. Northwest A&F University, Xianyang, China;

2. Tongji University, Shanghai, China)

Abstract: Based on the CEPS data, this paper examines the significance and mechanism of intergenerational transmission by using the OLS and multivariate ordered logistic regression analysis. The results indicate a significant intergenerational transmission effect at the education level of junior high school. Parents' education level has a significant impact on their children's academic performance. If the longest years of education for parents increase by one year, the average academic performance of their children tends to increase by 0.322 points. Specifically, urban parents' education level has a greater impact on children's academic performance than their rural counterparts; the influence of father's education level on children's academic performance is greater than that of mother's; with the improvement of children's academic performance, the influence of parents' education level on children's average academic performance tends to decline, indicating that the "underachievers" with poor academic performance are more affected by their parents' education level. Further mediation effect test shows that parents' education level affects their children's academic performance by influencing education expectation and investment. Parents' educational expectations for their children, children's own educational expectations, and parent-child companionship all have partial mediating effects, and the proportion of mediating effects in the total effect is 45.067%, 43.329%, and 0.939%, respectively. The re-examination of the mechanism based on the 2020 CFPS data again confirms the significance of the mediating effect. Therefore, we should pay attention to the rational allocation of primary education resources and give moderate policy inclination to the children of the bottom families; Parents should pay attention to the construction of family cultural capital. They should not only raise their educational expectations for their children, but also increase their companionship and take on the role of "significant others" in their children's growth.

Keywords: Intergenerational Transmission; Academic Performance; Educational Inequality; Group Mobility

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)