

扶贫政策对农村家庭子女接受 高等教育的影响

——来自中国家庭金融调查数据的证据

李俊杰, 苏丽锋, 吕伟健

[摘要]我国脱贫攻坚事业的全面成功, 不仅带来了农村地区经济社会发展和人民生活水平提升, 也在一定程度上有利于农村家庭子女高等教育入学机会的提升。研究基于2012—2018年中国家庭金融调查数据(CHFS), 采用双重差分(DID)方法, 以2014年开始的精准扶贫政策为政策工具, 测算和评估了扶贫政策对我国农村家庭高等教育入学机会的政策效应。研究发现, 精准扶贫政策的实施, 使农村贫困户家庭子女的平均高等教育入学机会提升约5.7%, 主要体现在接受大专以上层次教育概率的显著提升, 但对本科以上层次受教育机会的提高不明显。研究结论为评估我国扶贫工作的政策效应, 推动新时代脱贫成果巩固与乡村振兴有效衔接, 促进高等教育机会公平提供了必要的经验证据。

[关键词]扶贫政策; 高等教育; 入学机会; 农村教育

一、引言

自20世纪90年代高校扩招以来, 伴随着我国高等教育规模的不断扩张, 社会各阶层的入学机会显著增加, 我国高等教育实现了从精英化向大众化、再向普及化阶段的转型。在高等教育入学机会增加的同时, 越来越多的研究

[收稿日期] 2023-05-26

[基金项目] 贵州省哲学社会科学规划青年项目“‘双减’背景下贵州中小学校外培训机构综合治理研究”(21GZQN34)。

[作者简介] 李俊杰, 贵州财经大学公共管理学院, 电子邮箱地址: gufejunjie1991@163.com; 苏丽锋(通讯作者), 对外经济贸易大学国家对外开放研究院教育与开放经济研究中心, 电子邮箱地址: sulf@uibe.edu.cn; 吕伟健, 对外经济贸易大学国家对外开放研究院教育与开放经济研究中心, 电子邮箱地址: lvwj00@163.com。

关注到高等教育机会公平问题，高等教育资源分配受到地域、城乡、阶层和家庭资本等因素的影响，农村家庭在高校入学机会竞争中处于明显的劣势地位，“寒门难出贵子”的讨论成为舆论长期关注的热点。高等教育入学机会公平是促进教育公平实现的关键，我国各项教育政策的制定和实施一直致力于缩小高等教育入学机会的城乡和地域差异。国家持续实施重点高校招收农村和贫困地区学生的国家专项计划，极大增加了农村家庭子女获得优质高等教育资源的机会。然而，招生政策的倾斜仅在短期内从结果公平的角度推动了相对弱势群体的高等教育入学机会提升。长期来看，只有农村家庭人力资本水平的提升和自我发展能力的增强，才能从根本上解决高等教育入学机会不均等的问题，而这一目标的实现有赖于全面综合性的扶贫政策。

全球教育发展实践验证了扶贫政策能有效增加弱势群体受教育机会，很多国家将反贫困作为促进教育公平的重要政策工具。作为曾拥有世界上最多贫困人口的国家 and 最大的发展中国家，我国全面脱贫的伟大成就为全球提供了解决贫困问题的“中国方案”。扶贫工作是一个长期性和系统性的工作，其中精准扶贫是我国一系列扶贫政策中的关键方案和核心政策，是 21 世纪以来党和国家扶贫工作的精髓和亮点。精准扶贫政策是一项综合性的扶贫开发政策，有别于单纯地直接提供经济资助，强调因地、因时制宜，对扶贫对象实施精确识别、帮扶和管理。评估扶贫工作的政策效应，可以将精准扶贫的政策效果作为重要参考和依据。具体工作实践中，我国扶贫工作强调“扶贫必扶智”。提升农村家庭子女的受教育水平和受教育质量，既是扶贫开发的重要任务，又是阻断贫困代际传递的关键途径。2020 年在党和国家政策的正确引导下，我国的脱贫攻坚战取得了全面胜利，现行标准下 9000 余万农村贫困人口全部脱贫，区域性整体贫困得到解决，完成了消除绝对贫困的艰巨任务。扶贫政策不仅带来了贫困地区经济社会发展现状的巨大改变，也直接或间接地影响了农村家庭子女的高等教育入学机会。自精准扶贫政策实施以来，我国累计有 500 余万建档立卡贫困家庭学生接受高等教育，诞生了数以百万计的农村家庭第一代大学生。党的二十大报告提出“巩固拓展脱贫攻坚成果，增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力”，全面脱贫后，农村和贫困地区的工作重心逐渐转向巩固脱贫攻坚成果和全面推动乡村振兴，随着我国高等教育的普及和扩张，农村家庭子女入学机会公平的诉求也日益强烈，入学需求从“上大学”向“上好学”转变。提升和保障农村和落后地区学子高等教育入学机会，成为新时期有效促进脱贫家庭的人力资本开发，显著降低返贫致贫风险，实现长效防贫的关键环节。

本文聚焦这一问题，以我国 2014 年开始实施的精准扶贫政策作为评估我

国扶贫政策效果的具体政策工具，通过实证研究测算扶贫政策对农村家庭子女接受高等教育的影响，有助于准确评估扶贫政策在“扶智”上的实施效果，为我国高等教育机会公平问题的研究提供可信的经验证据。本文的研究结论亦可为新时代促进长效防贫和乡村振兴相关政策的制定和实施提供学术参考和借鉴。

二、文献回顾

农村家庭子女高等教育入学机会获得受到诸多因素的影响，自1996年《科尔曼报告》发布以来，相对弱势群体面临的教育机会不均等问题成为国内外学者关注的焦点问题。国外学者主要关注的是种族、社会阶层和经济分层对个体和家庭的高等教育机会获得的影响。Smita和Verma(2014)以及Erola(2009)的研究讨论了性别差异对接受高等教育的影响。Gillborn和David(2005)关注了种族不平等与高等教育机会获得的关系。相比于由性别、种族等因素造成的高等教育机会获取上的劣势，研究表明农村和贫困家庭更多地受到经济条件和文化资本的制约。Bourdieu(1973)以家庭和父母抽象的文化资本差异解释了各社会阶层高等教育机会不均等的深刻内在机制，自此“家庭资本”概念成为研究高等教育机会获得影响因素的重点。Hill和Duncan(2010)探讨了家庭经济收入差异带来的子女高等教育入学机会差异，结果表明来自高收入家庭的子女更易接受高等教育。国内学者的研究重点关注了高等教育机会获得的城乡差异问题，从代际传递的视角看，农村家庭在经济和文化上的不利地位成为制约子女接受高等教育的关键因素，而家庭资本各维度中对教育代际流动影响强度最大的是经济资本，其次是政治资本和文化资本等，家庭收入是城乡之间高等教育机会差距最为重要的解释因素之一(赵媛等，2022；罗楚亮和汪鲸，2021)。亦有学者关注了收入差距和农村家庭高等教育入学机会的关系，研究表明收入不平等的降低将会显著地改善教育不平等，缩小城乡收入差距可以有效提高农民子女接受高等教育的机会(郭琳和车士义，2011；杨俊等，2008)。吴次南和陈卫洪(2013)通过对贵州高考录取数据的分析发现，高考成绩和家庭经济资本在农村家庭考生选择高等教育层次的过程中起主导作用，家庭经济资本的欠缺在很大程度上束缚了其追求高层次教育的选择。

随着全球高等教育规模的扩张，越来越多的国内外学者关注能否通过规模扩张来提升农村家庭高等教育机会获得，缓解城乡教育机会不平等。Blanden和Machin(2013)以及Li(2007)分别以英国和中国的经验证据说明，

高等教育扩张对富裕家庭学生接受高等教育有利,而贫困家庭与农村家庭学生进入优质高校的机会呈下降的趋势。国内学者的研究普遍认同教育扩张虽然带来高等教育入学机会的增加,但未能在不同背景学生之间实现均等分配,扩招政策实施后城乡教育机会不平等的问题更加严重,农村居民更不易获得优质高校的入学机会(李祥云和童泽峰,2022;孟凡强等,2017;杨奇明和林坚,2014)。这验证了“最大化维持不平等假设”(MMI)和“有效维持不平等假设”(EMI)的理论,高等教育规模扩张带来的教育机会增加,更多地被优势阶层所获取,只有满足其教育需求后,弱势阶层才能获得剩余的教育机会(Raftery and Hout, 1993; Lucas, 2001)。除了高等教育规模扩张,学者们还重点探讨了新高考改革、高校专项计划等招生政策调整对农村家庭子女接受高等教育机会的影响,研究表明倾斜性招生政策和高考改革在一定程度上有利于增加农村学生的高等教育入学机会,但对促进省际间和城乡间高等教育入学机会公平作用有限,农村家庭子女在弥补高等教育入学机会的数量差距后,将会更多地面临质量上的不公平(徐光木等,2023;曹妍,2020;吴秋翔和崔盛,2018)。

已有研究表明,高等教育规模扩张、倾斜性的招生政策和高考改革等政策措施难以从根本上解决高等教育入学机会的城乡和地域差异,必须依赖于农村家庭经济和文化上的全面“脱贫”。有鉴于此,自我国大规模的精准扶贫政策和乡村振兴政策开始后,学者们开始关注扶贫政策带来的综合“减贫效应”对农村家庭收入改善和教育获得的可能影响。罗良清等(2022)和李芳华等(2020)的研究表明,扶贫政策对农村和贫困家庭的收入增加效应明显,且相对于传统扶贫政策,我国的扶贫政策更有利于贫困户内生动力增强和人力资本提升。崔晓娟等(2019)指出推进低收入家庭精准扶贫是为农村教育发展补血,农村家庭收入的提高可以突破家庭经济约束导致的教育机会障碍。扶贫政策能够带来农村家庭经济条件的提升和资源约束的全面改善,贫困发生率越严重的地区,精准扶贫政策的效应越大(王立勇和许明,2019),有利于促进扶贫同扶智和扶志良性互动,实现精准扶贫与教育公平的双重作用(袁利平和丁雅施,2020)。

国内外已有成果为进一步研究扶贫政策影响下农村家庭子女高等教育机会获得问题,提供了宝贵的学术资料和理论支撑,但目前较少有研究直接探讨扶贫政策对农村家庭子女接受高等教育的影响。考虑到数据的适配性,参考尹志超和郭沛瑶(2021)对扶贫政策效果的评估方法,本文利用2012—2018年的中国家庭金融调查数据(CHFS),以2014—2020年在全国范围内实施的精准扶贫政策作为自然实验,采用双重差分法(DID)对该问题进行测度和计算,旨在为丰富和拓展该领域的研究成果贡献学术智慧。

三、研究设计

(一) 数据说明

本文采用的数据是西南财经大学中国家庭金融调查与研究中的中国家庭金融调查数据(China Household Finance Survey, CHFS),该数据集来自全国范围内开展的抽样调查项目,收集了全国29个省(自治区、直辖市)、367个县(区、县级市)、1481个社区家庭的金融微观数据,主要涵盖家庭的经济、金融行为和收入消费等信息,并详细地询问了家庭人口特征。CHFS数据从2011年开始每两年采集一次数据,在2011年、2013年、2015年、2017年和2019年分别采集了5轮数据,由于采集调查截止时间节点为前一年,因此问卷分别对应的是2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的数据。

精准扶贫最早是2013年11月习近平总书记在湖南湘西花垣县十八洞村考察时提出,2014年1月,中共中央办公厅详细规制了精准扶贫工作模式的顶层设计,国务院扶贫办关于印发《扶贫开发建档立卡工作方案》的通知具体安排了工作流程。全国各省市(自治区)于2014年内完成了对贫困户的建档立卡工作,在全国范围内建立贫困户、贫困村、贫困县和连片特困地区电子信息档案,其中贫困户识别要以农户收入为基本依据,综合考虑住房、教育、健康等情况,通过农户申请、民主评议、公示公告和逐级审核的方式,整户识别。

除新疆、西藏外,中国家庭金融调查数据(CHFS)覆盖了精准扶贫政策实施的29个省区市,用该数据库来评价政策效应具有较好的覆盖面和一致性。在中国家庭金融调查数据(CHFS)2015年采集的问卷中,询问了家庭是否被认定为贫困户的问题,以此可以判定调查样本所在家庭是否为建档立卡贫困户。^①因为精准扶贫政策发生起始年份是2014年,特选取2012年、2014年、2016年、2018年前后各两期的数据,以考察政策带来的影响。对数据进行预处理,以个体相关信息为基础,匹配家庭数据,保留农村户籍的样本,剔除数据缺失严重的样本,共得到125059组个体观测数据。在后文不同的研究分组中,受到关键变量缺失的影响,具体样本量可能相应发生变化。

^① 中国家庭金融调查数据(CHFS)问卷中对于贫困户家庭的认定标准为按照国家规定,农村家庭人均收入低于一定水平可以申请贫困户,需要填写《贫困手册》,经过村委会民主评议、公示、乡镇政府审核后确定为贫困家庭,即精准扶贫政策中的建档立卡贫困户。

(二)模型设定

为计算扶贫政策给农村家庭的高等教育入学机会带来的影响,一般采取的方法是比较政策发生前后贫困家庭中适龄青年高等教育入学机会的变化。但由于在政策具体实施期间,影响个体高等教育入学机会的因素较多,除了受到政策影响外,还受到高等教育扩招政策下整体时间变化趋势的影响。为了排除其他可能的干扰因素,解决模型的内生性问题,准确地评估出精准扶贫政策的影响效应,本文参考学者们已有的研究设计,将精准扶贫政策视作自然实验,采取双重差分模型来计算精准扶贫政策对高等教育入学机会的影响(尹志超和郭沛瑶,2021;王立勇和许明,2019)。在回归模型选取上,高等教育入学机会以样本个体接受高等教育的概率来度量,因此首先使用 OLS 和 Probit 模型构建基础回归模型(公式 1)。 $EOTHE$ 为高等教育入学机会的代理变量,为个体接受高等教育的概率, TPA (targeted poverty alleviation)为精准扶贫政策的代理变量,样本所在家庭为建档立卡的“贫困户”时 $TPA=1$, 否则 $TPA=0$, 下标 i 代表样本个体, t 代表时间, $X_{i,t}$ 表示其他可能影响个体高等教育入学机会的因素, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

$$EOTHE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot TPA_{i,t} + \beta_2 \cdot X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

为解决模型的内生性问题,更加准确地评估精准扶贫的政策效应,在模型 1 的基础之上,构建双重差分模型(公式 2),将来自建档立卡贫困户的个体样本作为实验组,来自非建档立卡贫困户的样本作为对照组,根据政策规定脱贫户在较长时间段内继续享受扶贫政策,一旦建档立卡,在政策执行前后各时间段均视作实验组。变量 $Time_i$ 为政策实施前后的虚拟变量,由于政策发生的时间点为 2014 年底,所以将 2012 年、2014 年作为政策发生前时间段,2016 年、2018 年作为政策发生后时间段,政策发生前赋值 0,政策发生后赋值 1;构建交互变量 $TPA_i \cdot Time_i$, 其为 t 时期样本个体 i 是否属于建档立卡贫困户的虚拟变量,系数 β_1 为模型(2)中关注的核心参数,表示精准扶贫政策对高等教育入学机会影响的政策净效应。

$$EOTHE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot TPA_i \cdot Time_i + \beta_2 \cdot TPA_i + \beta_3 \cdot Time_i + \gamma \cdot X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

(三)变量界定

1. 被解释变量

本模型中的被解释变量为样本个体的高等教育入学机会, $EOTHE$ 指标属于二分虚拟变量,设定为是=1,否=0,样本中个体接受高等教育概率依赖于被解释变量。我国高等教育有多个层次,从大专、本科到硕士研究生和博士研究生。根据研究需要,将高等教育入学机会的界定分为两种方

式：(1)接受专科及以上教育，这是我国界定高等教育的主要标准，即通常意义上的“大专”以上层次；(2)接受本科层次及以上教育，本科层次以上教育更能反映学生的学业水平和综合素养，录取比例更低且选拔性更强，在我国高等教育进入普及化阶段的大背景下，接受本科层次教育更能反映个体和家庭的高等教育入学机会获得情况。

2. 解释变量

本文的核心解释变量是精准扶贫政策，以样本个体所在家庭是否为建档立卡贫困户为代理变量(*TPA*)，是建档立卡贫困户的赋值为1，非建档立卡贫困户的赋值为0。按我国“脱贫四不脱”的政策，为了巩固脱贫成果，贫困户脱贫后在一定时期内国家原有扶贫政策保持不变，支持力度不减，确保实现稳定脱贫。因此，样本所在家庭在2014年被认定为建档立卡贫困户后，在本研究中即使后续脱贫也按贫困户计算。

3. 控制变量

根据国内外学者已有研究，诸多因素可能会对个体和家庭的高等教育机会获得产生一定影响。本文选取了个体和所在家庭的部分重要特征变量作为控制变量，包括个人的性别，家庭规模、家庭总资产等。与城市家庭不同，农村家庭三代户或三代以上户较多，户主一般是祖辈(父辈)，是家庭的主要决策者，户主的教育、工作、婚姻状况和政治面貌等显然会影响家庭成员的教育决策，因而也将其纳入解释变量。表1为主要变量及其定义。

表1 主要变量及其定义

变量	分类	变量定义
被解释变量	大专及以上学历	是=1, 否=0
	本科及以上学历	是=1, 否=0
核心解释变量	贫困户	是=1, 否=0
	性别	男性=1, 女性=0
解释变量	年龄	当年实际年龄, 取整数
	健康状况	自评与同龄人相比, 健康水平为“不好”或“非常不好”取0, 否则取1
	家庭规模	家庭成员数量, 取值均为 ≥ 1 的整数
	家庭总资产	取对数处理, $\ln(\text{total_asset})$
	户主受高等教育状况	户主受过高等教育取1, 否则取0
	户主婚姻状况	已婚=1, 未婚、离异、同居等=0
	户主政治面貌	户主为中共党员=1, 非中共党员=0

(四)描述性统计

表 2 汇报了主要变量的描述性统计结果。为避免回归中的多重共线性问题,样本剔除了本人为户主的数据。考虑受精准扶贫政策影响的高等教育适龄人口,将样本设定为调查当期 18—23 岁的青年群体,保留年龄合适的样本,合计得到 9558 组适龄样本数据,其中来自贫困户家庭的有 1559 组,占比为 16.3%,样本平均年龄为 20.6 岁,其中男性占 51.5%,女性占比 48.5%。数据分析结果表明,来自贫困户家庭的样本高等教育入学机会偏低,大专以上学历占比和本科以上学历占比均低于非贫困户。此外,贫困户家庭的平均家庭规模偏大,家庭总资产偏低,个人健康水平和户主受高等教育状况等指标相比非贫困户家庭明显偏低。

表 2 主要变量描述性统计

分类	变量	全样本		贫困户		非贫困户	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	大专及以上学历	0.283	0.450	0.229	0.420	0.294	0.455
	本科及以上学历	0.171	0.376	0.139	0.346	0.177	0.381
核心解释变量	贫困户	0.163	0.369	1	0	0	0
	性别	0.515	0.500	0.482	0.500	0.522	0.500
	年龄	20.638	1.715	20.470	1.713	20.670	1.714
	健康状况	0.688	0.463	0.664	0.473	0.692	0.462
解释变量	家庭规模	4.835	1.728	5.017	1.738	4.801	1.724
	家庭总资产	12.062	1.280	11.560	1.271	12.160	1.258
	户主受高等教育状况	0.009	0.095	0.005	0.071	0.010	0.099
	户主婚姻状况	0.356	0.479	0.346	0.476	0.358	0.480
	户主政治面貌	0.072	0.258	0.077	0.267	0.071	0.256
样本量		9558		1559		7999	

表 3 则是精准扶贫政策发生前后,来自贫困户和非贫困户的样本个体主要变量描述性统计结果,精准扶贫政策发生前为 2012 年、2014 年两期的样本,政策发生后为 2016 年、2018 年两期的样本。可以看出,贫困户和非贫困户样本在扶贫政策发生后接受高等教育的比例均有较大幅度的提高,其中贫困户家庭的提高更为明显,而且来自贫困户和非贫困户家庭的差距有所缩小。相比于政策发生前,贫困户家庭样本中接受大专及以上学历教育的占比从 17.4% 提升到 32.5%,接受本科及以上学历占比从 10.5% 提升到 19.8%,贫困户与非贫困户家庭接受大专及以上学历占比的差距从 7.2% 缩小到

5.3%，接受本科及以上学历教育占比的差距从4.6%缩小到2.5%。此外，来自贫困户家庭的样本在扶贫政策执行后，个体的健康状况有显著改善，家庭总资产、户主受教育状况、户主政治面貌等指标均有一定程度的提高，这说明精准扶贫政策实施后贫困家庭的经济状况、生活水平和受教育机会都有所改善。

表3 精准扶贫政策前后变量描述性统计对比

分类	变量	贫困户				非贫困户			
		扶贫政策前		扶贫政策后		扶贫政策前		扶贫政策后	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	大专及以上学历	0.174	0.380	0.325	0.469	0.246	0.431	0.378	0.485
	本科及以上学历	0.105	0.307	0.198	0.398	0.151	0.358	0.223	0.416
	性别	0.493	0.500	0.462	0.499	0.521	0.500	0.522	0.500
	年龄	20.431	1.712	20.536	1.713	20.732	1.703	20.561	1.728
	健康状况	0.534	0.499	0.891	0.312	0.541	0.498	0.964	0.187
解释变量	家庭规模	5.146	1.766	4.891	1.703	4.975	1.962	4.634	1.440
	家庭总资产	11.477	1.271	11.706	1.259	12.111	1.235	12.248	1.294
	户主受高等教育状况	0.003	0.055	0.009	0.094	0.009	0.092	0.012	0.110
	户主婚姻状况	0.309	0.463	0.409	0.492	0.323	0.468	0.422	0.494
	户主政治面貌	0.075	0.263	0.081	0.273	0.066	0.249	0.079	0.269

非贫困户家庭在精准扶贫政策发生后，子女接受高等教育的比例也显著提升，健康状况、家庭总资产、户主受高等教育状况、政治面貌等指标也有所提升。这一方面可能得益于我国的精准扶贫政策属于开发性的扶贫政策，强调持续为贫困地区农户提供参与经济发展的机会，因而农村家庭普遍从扶贫政策中受益；另一方面得益于我国21世纪以来高等教育招生规模扩张，农村家庭子女高等教育毛入学率不断提升，这使得贫困户和非贫困户家庭均从中受益。为准确计量扶贫政策带来的影响，后文将通过实证分析来进行政策效应评估。

四、实证结果与分析

(一) 基础回归模型

首先使用基础 OLS 模型和 Probit 模型对公式(1)进行回归分析，具体回

归结果见表 4。

表 4 OLS 模型和 Probit 模型回归结果

解释变量	OLS 模型		Probit 模型	
	大专及以上教育	本科及以上教育	大专及以上教育入学概率	本科及以上教育入学概率
贫困户	-0.0365** (0.0176)	-0.0231 (0.0148)	-0.123** (0.0571)	-0.105 (0.0641)
性别	-0.0599*** (0.0135)	-0.0320*** (0.0114)	-0.184*** (0.0413)	-0.130*** (0.0456)
年龄	0.0113*** (0.00373)	0.00635** (0.00305)	0.0332*** (0.0115)	0.0249** (0.0125)
健康状况	0.0962*** (0.0136)	0.0556*** (0.0115)	0.288*** (0.0404)	0.223*** (0.0449)
家庭规模	-0.0348*** (0.00372)	-0.0194*** (0.00294)	-0.120*** (0.0155)	-0.0919*** (0.0166)
家庭总资产	0.0298*** (0.00551)	0.0106** (0.00467)	0.0880*** (0.0167)	0.0408** (0.0183)
户主受高等教育状况	0.254*** (0.0843)	0.206** (0.0824)	0.666*** (0.217)	0.630*** (0.216)
户主婚姻状况	0.0122 (0.0140)	-0.00513 (0.0117)	0.0328 (0.0417)	-0.0229 (0.0465)
户主政治面貌	0.104*** (0.0272)	0.0758*** (0.0242)	0.301*** (0.0747)	0.277*** (0.0804)
常数项	-0.148 (0.0988)	-0.000858 (0.0810)	-1.781*** (0.307)	-1.559*** (0.332)
样本量	4512	4512	4512	4512

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著，括号内为稳健标准误，下同。

从表 4 的回归结果可知，在考虑家庭规模、总资产、住房数量、户主受高等教育状况、婚姻状况和政治面貌等因素后，在基础 OLS 模型和 Probit 模型中，被纳入精准扶贫政策的贫困户子女高等教育入学概率的回归系数为负，并在 5% 的显著性水平上显著。这一结果说明被纳入贫困户的家庭子女的高等教育入学机会相对偏少，但由于影响高等教育入学机会的影响因素较多，如时间变动因素等，所以模型本身由于遗漏变量、互为因果和测量误差

等原因存在内生性问题，估计系数不一定能准确反映精准扶贫政策和高等教育入学机会之间的因果关系。因此，我们进一步采用双重差分模型进行分析。

(二) 双重差分模型

2014年开始实行的精准扶贫政策选定了中西部贫困地区部分农村家庭作为建档立卡的贫困户，构成外生政策冲击。地方政府在认定建档立卡的贫困户家庭时有一定的条件标准，贫困户家庭经济条件一般要比同地区普通农村家庭更加困难，但根据我国现行高考录取制度，同区域其他农村家庭在高等教育入学录取上享有均等的机会，也可以同等享受国家或地区专项计划，可以近似地视作满足构建准自然实验的条件。本文将来自贫困户家庭的个体样本作为实验组，农村的其他非贫困户家庭的样本视作对照组，采取双重差分模型，以考察精准扶贫政策带来的准确影响，具体回归结果见表5。

表5 双重差分模型回归结果

变量	被解释变量	
	大专及以上学历	本科及以上学历
$TPA * Time$	0.0570*	0.0374
	(0.0345)	(0.0290)
TPA (处理变量, 贫困户家庭=1, 否则=0)	-0.0618***	-0.0391**
	(0.0225)	(0.0186)
$Time$ (政策时间变量, 政策发生前=0, 政策发生后=1)	-0.119***	-0.0966***
	(0.0339)	(0.0239)
控制变量(同前述模型)	已控制	已控制
常数项	-0.126	0.0162
	(0.0988)	(0.0811)
样本量	4512	4512

表5的双重差分模型回归结果表明，相比于对照组样本(非贫困户家庭子女)，实验组样本(贫困户家庭子女)在精准扶贫政策发生后，接受专科及以上教育的概率提升了5.7%，并在10%的显著性水平上显著，接受本科以上教育的回归结果也显示正向关系，系数为3.74%，但未显著相关。结合描述性统计的结果，由此可以说明精准扶贫政策与农村家庭的高等教育机会获得之间存在正向的因果关系，主要体现在接受大专及以上学历的机会显著提升，本科及以上层次入学机会提升不明显。

五、稳健性检验

本文采用多种方法对双重差分回归模型及其回归结果进行了稳健性检验,主要包括平行趋势检验、安慰剂检验、替换样本检验和双重差分倾向得分匹配法检验。

(一) 平行趋势检验

平行趋势检验是双重差分模型使用的重要前提,主要考察政策发生前,实验组和对照组受不可观测变量影响带来的时间变化趋势。本文参照石大千等(2018)的检验方法,绘制了政策前后发生的趋势图。从图1可以看出,实验组和对照组在2014年前呈现基本近似的变化趋势,在政策发生后,实验组和对照组的变化趋势发生了逆转,呈现出在快速上升过程中差距缩小的趋势,接受本科及以上教育的样本亦呈现相同的变化趋势,这说明本文的实验组和对照组样本满足平行趋势假定。其中实验组的快速上升主要位于2014—2016年时间区间,也表明精准扶贫政策给贫困户子女高等教育入学机会带来的短期增益效应比较明显,进一步验证了前文的结论。

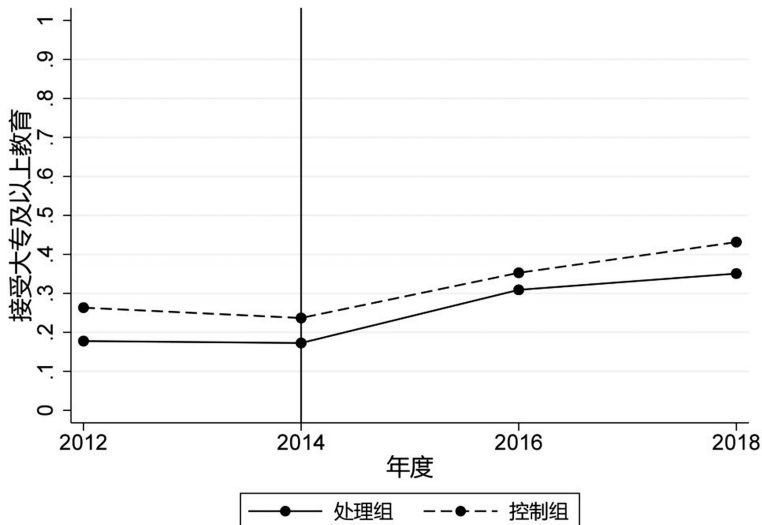


图1 政策前后实验组与对照组时间趋势图(接受大专及以上教育)

(二) 安慰剂检验

由于高等教育机会获得受到的影响因素众多,有可能出现遗漏变量问题,为了进一步验证研究结论的可靠性,本研究借鉴 Chetty 等人(2009)以及张克

中等人(2020)的研究方法,从样本中随机生成“伪处理组”,并随机重复1000次,提取安慰剂检验系数和 t 值。图2和图3展示了安慰剂检验结果的系数和 t 值,可以看出随机生成的实验组样本估计系数均值与双重差分模型的估计系数差距较大,均值与真实值的距离较远,且绝大多数估计系数并不显著,这意味着双重差分模型中精准扶贫政策对农村家庭子女高等教育入学机会的政策效应没有受到其他未被观测因素的影响。

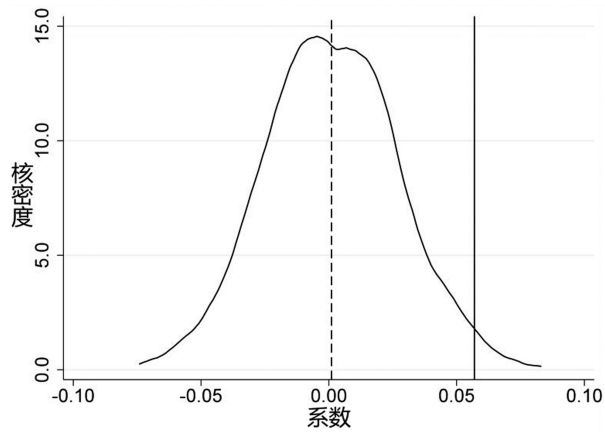


图2 安慰剂检验估计系数分布图

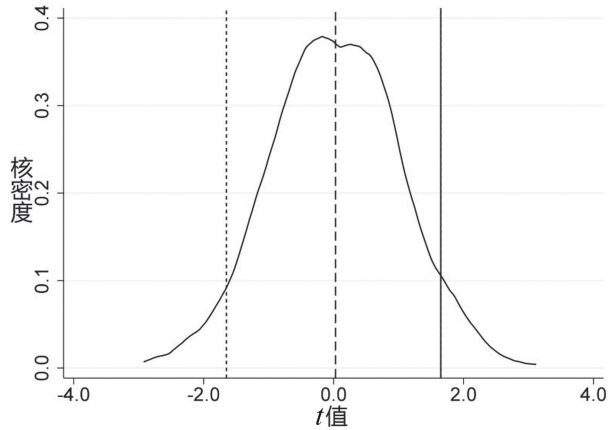


图3 安慰剂检验 t 值分布图

(三) 替换样本检验

在本文前述研究中,选取18—23岁高等教育适龄青年群体作为样本进行了分析。一方面,现实中由于20世纪90年代我国农村家庭子女基础教育阶段入学年龄和在学时间存在异质性,参与高等教育升学考试的时间有所差异,存在低龄或高龄入学的情况。另一方面,农村地区大龄青年在经济条件改善

后, 虽然已经不是高等教育入学适龄人口, 但依然有可能通过在职教育(包括远程教育、自考等方式)接受大专或本科及以上学历教育, 也是国家扶贫政策对高等教育影响的受益者。为进一步验证研究结论的稳健性, 适当放宽本文的年龄限制, 我们分别采用 16—23 岁、16—25 岁的样本替换原有个体样本进行回归分析。表 6 展示的回归结果表明, 替换样本后, 两组样本对接受专科及以上教育的回归系数分别为 5.51% 和 4.29%, 分别在 5% 和 10% 的显著性水平上显著, 与前述回归结果近似, 验证了已有结论的稳健性和可信度。

表 6 替换样本检验

变量	16—23 岁样本组		16—25 岁样本组	
	专科及以上	本科及以上	专科及以上	本科及以上
$TPA * Time$	0.0551** (0.0269)	0.0348 (0.0223)	0.0429* (0.0243)	0.0280 (0.0198)
TPA (处理变量, 贫困户家庭=1, 否则=0)	-0.0533*** (0.0173)	-0.0316** (0.0141)	-0.0600*** (0.0155)	-0.0391*** (0.0125)
$Time$ (政策时间变量, 政策发生前=0, 政策发生后=1)	-0.115*** (0.0300)	-0.0906*** (0.0213)	-0.0931*** (0.0271)	-0.0774*** (0.0190)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.703*** (0.0639)	-0.352*** (0.0527)	-0.399*** (0.0551)	-0.146*** (0.0454)
样本量	5843	5843	7420	7420

(四) 双重差分倾向得分匹配方法(PSM-DID)检验

考虑到被建档立卡的贫困户具有一定的自选择性, 可能使得测算的政策效应不准确, 为进一步验证前文回归结果的稳健性, 本文采用 PSM-DID 模型, 对实验组的样本个体按照家庭和个人特征变量进行匹配。考虑到样本数据情况, 按照 1:5 最邻近匹配法, 尽可能保证匹配的可靠性, 最终实现匹配的样本共 2779 个观测值。匹配前后主要控制变量均值检验, 双重差分倾向得分匹配方法(PSM-DID)的回归结果亦支持了本文的结论, 进一步验证了研究的稳健性。

六、结论与政策建议

本文基于我国脱贫攻坚事业的成功实践经验, 以精准扶贫政策的实施为准自然实验, 采用 2012—2018 年中国家庭金融调查数据(CHFS), 基于双重

差分回归模型测算了扶贫政策对农村家庭子女接受高等教育的影响。研究结论表明,相比于非贫困户家庭的个体,来自建档立卡贫困户家庭的子女在精准扶贫政策发生后高等教育入学机会提升了约5.7%,主要体现在接受大专以上层次教育概率的显著提升,但对本科以上层次受教育机会的提高不明显,稳健性检验的结果验证了这一结论。这说明对接受扶贫政策的农村家庭而言,政策带来的高等教育入学机会的提升是非常明显的,但对入学层次的提升效应则相对有限,农村家庭子女在高等教育质量获得上的差距依然明显。提升农村家庭子女接受优质高等教育的机会是新时代我国教育高质量发展的客观要求,也是巩固脱贫攻坚成果,促进乡村振兴的必由之路。由于数据所限,本文研究结论主要集中于扶贫政策的中短期效应。有关扶贫政策对农村家庭子女受教育机会影响的滞后性和长效性问题,有待后续分析。在相应的研究结果基础上,我们提出以下政策建议。

一是从“扶贫”转为“防贫”,通过高等教育入学机会提升农村家庭的内生人力资本积累,从根本上阻断贫困代际传递的循环链条。本文实证研究的结果表明扶贫政策能够使农村家庭子女的高等教育入学机会明显提升。我国脱贫攻坚的伟大实践证明,教育是阻断贫困代际复制与传递的最根本而有效的手段,也是实现贫困人口扶智赋能,释放人力资本动能的关键方法。完成脱贫攻坚目标任务后,我国消除了绝对贫困和整体性贫困,但相对贫困问题仍将长期存在,防止返贫风险和压力仍然较大。对于已脱贫地区和脱贫户,政府通过采取持续性的防贫帮扶政策和建立常态化的防贫动态监测机制,能够有效防范已脱贫人口再度返贫,而高等教育在其中起到重要作用。如何通过高等教育入学机会的提升持续增强农村家庭发展动能,为巩固脱贫攻坚成果,促进乡村振兴贡献力量,是今后较长时间内政策的重点。

二是以“脱贫”促“公平”,缩小高等教育资源配置的地域、城乡和群体差异,持续促进优质高等教育的机会公平。农村家庭高等教育入学机会受到诸多因素的影响,扩招不能从根本上解决当前高等教育机会分配不均衡的难题。高等教育迈向普及化阶段以来,扩招带来的入学机会增加的受益者依然首先是家庭资本占优的阶层,农村和贫困家庭子女进入优质大学的比例依然不高,实际加剧了高等教育机会不均等。单纯依靠招生或考试政策倾斜也只能在一定时期内适度提升农村家庭高等教育入学机会,并非实现高等教育机会公平的“治本”之策。只有通过巩固脱贫成果和促进乡村振兴,从经济收入上弥合城乡和地域差异,同时关注高等教育资源布局在地区间的合理配置,实现优质高等教育资源的均衡和共享,才能从根本上解决高等教育机会公平难题。

三是以“短效”促“长效”,充分发挥“后扶贫时代”防贫政策工具的作用,

持续促进农村家庭子女高等教育入学机会和入学层次的提升。研究表明我国的扶贫政策具有显著的“扶智”效果,在排除其他因素的影响后,政策本身能够显著提升农村家庭子女的高等教育入学机会。我国脱贫攻坚事业的成功实践也表明,高等教育是减贫的重要渠道和路径,减贫成果又反过来促进了农村家庭高等教育入学机会的提升和内生发展动力的增强。但本文的研究结论主要支持了政策工具的中短期效应,长期来看政策效应的持续发挥依然面临诸多难点和困境。在后扶贫时代要持续发挥防贫政策工具的作用,在巩固现有政策成效的基础上,持续帮助农村家庭增加优质高等教育的入学机会,实现从“上大学”向“上好学”的转变,为促进新时代我国高等教育机会公平做出贡献。

[参考文献]

- 曹妍, 2020:《京津沪高考最容易?各地区大学入学机会的阶层异质性表现》,《中国高教研究》第1期。
- 崔晓娟、蔡文伯、付晶晶, 2019:《农村家庭收入差距与农民子女教育获得——基于“中国家庭收入项目调查”》,《西南大学学报(社会科学版)》第4期。
- 郭琳、车士义, 2011:《父母非农就业、外出打工与子女的教育获得》,《兰州学刊》第3期。
- 李芳华、张阳阳、郑新业, 2020:《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》,《经济研究》第8期。
- 李祥云、童泽峰, 2022:《中国高等教育的代际传递及其内在机制:“学二代”现象存在吗?》,《大学教育科学》第6期。
- 罗楚亮、汪鲸, 2021:《家庭背景、高中质量与高等教育机会差异》,《宏观质量研究》第4期。
- 罗良清、平卫英、单青松、王佳, 2022:《中国贫困治理经验总结:扶贫政策能够实现有效增收吗?》,《管理世界》第2期。
- 孟凡强、初帅、李庆海, 2017:《高等教育规模扩张是否缓解了城乡教育机会不平等?》,《教育与经济》第4期。
- 石大千、丁海、卫平、刘建江, 2018:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。
- 王立勇、许明, 2019:《中国精准扶贫政策的减贫效应研究:来自准自然实验的经验证据》,《统计研究》第12期。
- 吴次南、陈卫洪, 2013:《高考中社会资本的作用力及其运行机制——高考与社会资本关系的实证分析》,《教育学术月刊》第5期。
- 吴秋翔、崔盛, 2018:《农村学生重点大学入学机会的区域差异——基于高校专项计划数据的实证分析》,《中国高教研究》第4期。

- 徐光木、魏晴晴、何旭辉, 2023:《新高考改革促进高等教育入学机会公平了吗——基于31个省份“双一流”高校录取面板数据的实证研究》,《教育与考试》第1期。
- 杨俊、黄潇、李晓羽, 2008:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证分析》,《管理世界》第1期。
- 杨奇明、林坚, 2014:《教育扩张是否足以实现教育公平?——兼论20世纪末高等教育改革对教育公平的影响》,《管理世界》第8期。
- 尹志超、郭沛瑶, 2021:《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》,《管理世界》第4期。
- 袁利平、丁雅施, 2020:《教育扶贫:中国方案及世界意义》,《教育研究》第7期。
- 张克中、欧阳洁、李文健, 2020:《缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税》,《经济研究》第3期。
- 赵媛、唐安琪、吴沁宇, 2022:《家庭资本对我国教育代际流动性性别差异的影响——基于CGSS2017年数据》,《江苏高教》第12期。
- Blanden, J. and S. Machin, 2013 “Educational Inequality and The Expansion of UK Higher Education”, *Scottish Journal of Political Economy*, 60 (5): 578-596.
- Bourdieu, P., 1973, “Cultural Reproduction and Social Reproduction”, *Knowledge, Education and Cultural Change: Papers in the Sociology of Education*, London: Tavistock, 71-112.
- Chetty, R., A. Looney. and K. Kroft, 2009, “Salience and Taxation: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 99(4):1145-1177.
- Erola, J., 2009, “Social Mobility and Education of Finnish Cohorts Born 1936-75”, *Acta Sociologica*, 52(4):307-327.
- Gillborn, D., 2005, “Education Policy as An Act of White Supremacy: Whiteness, Critical Race Theory and Education Reform”, *Journal of Education Policy*, 20(4):485-505.
- Hill, M. S. and G. J. Duncan, 1987, “Parental Family Income and the Socioeconomic Attainment of Children”, *Social Science Research*, 16(1): 39-73.
- Li, W. L., 2007, “Family Background, Financial Constraints and Higher Education Attendance in China”, *Economics of Education Review*, 26(6): 725-735.
- Lucas, S. R., 2001, “Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects”, *American Journal of Sociology*, 106(6): 1642-1690.
- Raftery, A. E. and M. Hout., 1993, “Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75”, *Sociology of Education*, 66(1): 41-62.
- Verma, S., 2014, “Women in Higher Education in Globalised India: The Travails of Inclusiveness and Social Equality”, *Social Change*, 44(3):371-400.

The Effect of Poverty Alleviation Policy on the Children of Rural Families Receiving Higher Education: Evidence from China Household Finance Survey Data

LI Jun-jie¹, SU Li-feng², LV Wei-jian²

(1. School of Public Management, Guizhou University of Finance and Economics;

2. Academy of China Open Economy Studies, Institute of Education and Economy Research, University of International Business and Economics)

Abstract: The comprehensive success of China's poverty alleviation efforts has not only brought about economic and social development in rural areas and an improvement in people's living standards, but also to a certain extent benefits the improvement of higher education opportunities for children from rural families. The study is based on the China Household Finance Survey (CHFS) data from 2012 to 2018, using the Double Difference (DID) method and the Precision Poverty Alleviation Policy starting in 2014 as the main policy tool, to measure and evaluate the policy effect of poverty alleviation policies on higher education opportunities for rural families in China. Research has found that the implementation of targeted poverty alleviation policies has increased the average higher education enrollment opportunities of children from rural impoverished households by about 5.7%, mainly reflected in a significant increase in the probability of receiving education at the college level or above, but the improvement in education opportunities at the undergraduate level or above is not significant. The research conclusion provides necessary empirical evidence for evaluating the policy effects of poverty alleviation work in China, promoting the effective connection between the consolidation of poverty alleviation achievements in the new era and rural revitalization, and promoting fair opportunities for higher education.

Key words: poverty alleviation policies; higher education; admission opportunities; rural education

[责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 刘泽云]