

【区域财政与金融】

# 政府转移支付对农村青少年教育投资的影响研究\*

李军林 张黎阳 邵岩

**摘要:**“十三五”时期,中国如期完成了新时代脱贫攻坚目标任务,现行标准下农村贫困人口全部脱贫。打赢脱贫攻坚战后,要在巩固拓展脱贫攻坚成果的基础上推进乡村全面振兴,就要求进一步提高贫困家庭子女的人力资本积累、打破贫困的代际传递、降低返贫率。通过运用2012—2018年的CFPS面板数据研究中国农村地区的政府补助对受助家庭少儿教育投资的影响,结果发现,获得政府补助使得家庭增加了对少儿的教育支出,并且提高了少儿教育支出占家庭年收入的比重。这种正向影响可能是因为获得政府补助提高了家庭对子女受教育程度的期望和对子女教育的关心程度,鼓励了家庭的多项教育投资行为。

**关键词:**乡村振兴;政府补助;人力资本;代际贫困

**中图分类号:**F328 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-5766(2021)05-0128-10 **收稿日期:**2021-07-14

**\*基金项目:**中国人民大学2020年度研究生科学研究基金项目“低保救助的动态减贫效果”(20XNH045)。

**作者简介:**李军林,男,中国人民大学经济学院教授、中国特色社会主义经济建设协同创新中心研究员、博士生导师(北京 100872)。

张黎阳,男,中国人民大学经济学院博士生(北京 100872)。

邵岩,女,中国人民大学经济学院博士生,通讯作者(北京 100872)。

## 一、引言

改革开放以来的40多年里,特别是党的十八大以来,中国的减贫事业取得了显著成就。以习近平同志为核心的党中央把脱贫攻坚摆在治国理政的突出位置,立足中国国情,精准实施了发展生产、易地搬迁、生态补偿、发展教育、社会保障兜底等相关政策,探索出了一条中国特色减贫道路。经过8年的持续奋斗,中国832个贫困县全部摘帽,现行标准下近1亿农村贫困人口全部脱贫,提前10年实现了联合国2030年可持续发展议程减贫目标,消除了绝对贫困和区域性整体贫困。

但是,中国发展不平衡不充分问题仍然突出,农业基础还不稳固,城乡区域发展和收入分配差距

较大。中共中央、国务院2020年12月印发的《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》指出,脱贫攻坚目标任务完成后设立5年过渡期,到2025年,脱贫攻坚成果巩固拓展,乡村振兴全面推进,脱贫地区经济活力和发展后劲明显增强。这要求我们要加强对农村和偏远家庭贫困状况动态变化的关注,增强脱贫家庭自我发展能力。

农村和偏远地区的贫困家庭通常受教育水平较低,自我发展能力薄弱,缺乏生存技能,脱贫后返贫概率高,并且贫困的代际传递现象普遍。因而,要巩固拓展脱贫攻坚成果、降低返贫率,就要着眼于打破贫困的代际传递、提高贫困家庭子女的受教育水平和人力资本积累。段义德(2020)基于CHIP 2013年数据研究发现,教育对收入的代际传递有显著影响,子女的受教育程度每增加一年,代际贫困

传递下去的概率就降低 15%。王志章和杨珂凡(2020)通过对云南省某镇的案例研究同样发现,教育能够阻隔偏远少数民族地区贫困的代际传递。

政府的转移支付是解决中国贫困问题的重要制度措施。国内外关于研究中国政府补助实施效果的文献多集中在政府补助对父代的贫困、消费、劳动供给等变量(肖萌和李飞跃,2017;韩克庆和郭瑜,2012;刘璐婵,2018)的研究方面。本文认为,政府补助可以通过提高贫困家庭对少儿的教育支出来打破贫困的代际传递,降低返贫率,巩固拓展脱贫攻坚成果。但是,已有研究很少研究政府补助对少儿的影响。因此,本文将家庭对少儿的教育投资作为研究重点,来探究中国的政府补助对农村家庭少儿教育投资的影响。

## 二、文献综述

国内外学者对中国政府转移支付的减贫效果进行了大量实证研究,其中许多研究表明,政府的转移支付具有积极的减贫效果。肖建华和李雅丽(2021)基于 2014—2018 年中国家庭追踪调查面板数据研究发现,财政转移支付对长期贫困状态家庭的减贫效应显著。王立勇和许明(2019)使用 CFPS2010—2016 年数据进行研究,发现精准扶贫政策对农村贫困居民具有明显的减贫效果。张楠等(2021)利用 CHFS2017 数据研究发现,中国政府的转移支付有效减少了农村地区的相对贫困。邝希聪(2021)使用 382 个国家贫困县 2010—2015 年调查数据研究发现,政府的财政支持对贫困地区的人均收入具有正向促进作用。

也有学者利用中国的数据得出了关于中国政府转移支付减贫效果的不同结论。张鹏和徐志刚(2020)基于 CFPS2010—2016 年数据研究发现,公共转移支付无法降低中国城镇地区的多维贫困。Golan et al.(2017)利用 2007—2009 年 CHIP 数据研究发现,中国农村低保减贫效果不理想,并且瞄准效率较低。徐超和李林木(2017)使用 CFPS2012 年调查数据研究发现,中国的城市低保和农村低保对家庭的贫困脆弱性并未产生明显的改善效果,并且会提高家庭未来陷入贫困的可能性。

除直接研究政府补助对家庭贫困状况的影响外,许多学者还研究了各类政府补助对家庭消费支

出的影响。梁晓敏和汪三贵(2015)利用 2010 年贫困监测数据研究发现,低保补贴增加了农户的食品、医疗和转移性支出,并且降低了生产性支出。冉净斐和贾小玫(2004)通过模型推导和实证研究发现,社会保障体系的健全可以增加农民对消费品的有效需求。吴敏(2020)基于 CFPS2010—2012 年面板数据研究发现,中国的城乡低保对受助家庭的家庭总消费具有显著的正向影响,受助家庭的人均低保补助每增加 1%,人均家庭总支出就会提高 0.159%,并且总支出的增加主要体现在消费性支出和福利性支出上。梁土坤(2019)使用 2016 年城乡低收入家庭调查微观数据研究发现,反贫困政策显著提高了低收入家庭的消费能力。

虽然有很多文献已经对政府转移支付如何影响家庭贫困和消费状况进行了研究,但较少有文献涉及政府补助对家庭教育投资的影响。据我们所掌握的文献情况,这方面的研究有以下三篇:杨穗和高琴(2019)利用 CHIP2013 年数据研究发现,中东部的城市低保家庭会优先将收入用于教育,西部的城市低保家庭和农村低保家庭会将收入优先用于医疗保健。Gao et al.(2009)基于 CHIP2012 年数据研究发现,中国城市低保提高了城市家庭包括教育和医疗在内的人力资本投资。都阳和 Park(2007)使用 2001 年和 2005 年劳动力市场调查数据研究发现,中国的城市低保增加了贫困群体的食品支出和教育支出。这三篇文献虽然涉及政府补助对家庭教育支出的影响,但是考虑的是对整个家庭教育支出的影响,没有深入挖掘对少儿教育投资的影响,也没有对其中的影响机制进行进一步的分析。并且这三篇文献主要关注的是城市家庭,对中国农村地区研究不足。

本文主要从四个方面对已有研究进行了补充:第一,聚焦于贫困问题更为严重的农村地区,探究农村地区政府补助对少儿教育投资的影响。第二,将家庭对单个少儿的教育支出作为研究对象,而已有研究所用的教育支出包含对于成人的教育支出。本文的研究设计能够更加有针对性地探究政府补助对于农村家庭少儿教育投资的影响。第三,通过分区域、分年龄段等多种方式探究政府补助对于农村家庭少儿教育投资影响的异质性。第四,通过以多种教育投资行为、父母对子女教育的期望和关心程度为因变量,更深入地探究政府补助对于农

村家庭少儿教育投资的影响机制。

### 三、实证研究

#### 1.数据来源

本文使用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2012年、2014年、2016年和2018年四个年份的面板数据来探究政府补助对子女教育投资的影响。CFPS(China Family Panel Studies)是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的一项大型跟踪调查研究项目,它涵盖了个体、家庭、社区三个层次的数据,包括少儿、成人、家庭、社区四类问卷,对于研究中国的社会、经济、文化、教育、医疗、健康等问题具有重要的帮助。这项调查从2010年开始在全国范围内正式进行,此后基本按照两年一次的频率对原有样本进行一次追踪调查。总体样本规模为16000户家庭,这些家庭来自全国25个省级行政区,能够很好地代表全国的总体情况。

#### 2.变量描述

贫困问题和青少年教育问题在农村地区更为严重。通过对CFPS2012—2018年数据计算可得,农村地区领取政府补助的家庭占比为69.08%,高于城镇地区领取政府补助的家庭比例33.20%。因此,本文将研究限定为农村地区,实证研究部分所用的数据均仅包含农村样本。

本文所用的面板数据以2012—2018年CFPS少儿库数据为基础,将CFPS成人库中的父母年龄和教育程度变量、CFPS家庭库中的家庭收入和家庭人口规模变量和县级统计年鉴中的县级财政收入和人口变量与CFPS少儿库进行匹配后得到。

本文所用因变量为家庭对子女的教育总支出<sup>①</sup>

的对数,自变量为家庭是否获得政府补助<sup>②</sup>。基于相关文献,本文采用的控制变量包括孩子年龄、性别、父亲年龄、母亲年龄、父亲受教育程度、母亲受教育程度、家庭人均年收入、家庭孩子数目、县级人均财政收入以及年份虚拟变量(见表1)。

由表2可知,2012—2018年约有69%的少儿所在家庭获得了政府补助。家庭为少儿支付的教育总支出平均值为1752.70元。样本中少儿的平均年龄为7.34岁,男孩占比约为53%。父亲的平均年龄为35.92岁,略高于母亲的平均年龄33.85岁,父亲平均受教育程度也略高于母亲0.27个等级。每个家庭平均有1.98名子女。

#### 3.基准回归

在2012—2018年的样本数据中,共有少儿观测值19194个。本文所用回归对样本数据进行了如下剔除:(1)因变量家庭对子女的教育总支出的对数为缺失值或异常值的观测值4个(0.02%);(2)自变量是否获得政府补助为缺失值或异常值的观测值

表1 变量介绍

		来源	指标	备注
自变量	家庭是否获得政府补助	CFPS家庭库	过去12个月,您家是否收到过政府补助?	“0”表示家庭没有获得政府补助,“1”表示获得了政府补助
因变量	教育总支出	CFPS少儿库	过去12个月,包括交给学校的各种费用和用在学校以外的课后学习费用,您家为孩子支付的教育总支出约为多少钱?	
个体层面控制变量	孩子年龄 孩子性别	CFPS少儿库 CFPS少儿库	您的年龄是? 您的性别是?	“0”表示女孩,“1”表示男孩
父母层面控制变量	父亲年龄 母亲年龄	CFPS成人库 CFPS成人库	您的年龄是? 您的年龄是?	选项为: 1.文盲/半文盲 2.小学 3.初中 4.高中/中专/技校/职高 5.大专 6.大学本科 7.硕士 8.博士
	父亲受教育程度 母亲受教育程度	CFPS成人库 CFPS成人库	您已经完成的最高学历是? 您已经完成的最高学历是?	
家庭层面控制变量	家庭人均年收入(元) 家庭孩子数目	CFPS家庭库 CFPS少儿库		用家庭过去一年的总收入/家庭人口规模得到 通过计算少儿库中家庭编码相同的少儿数量得到
地区层面控制变量	县级人均财政收入(元)	县级统计年鉴		用县级财政收入/该县人口得到



表2 描述性统计结果

	均值	最小值	最大值	样本量
家庭是否获得政府补助	0.69	0	1	17357
教育总支出(元)	1752.70	0	50000	19190
孩子年龄	7.34	0	16	19193
孩子性别	0.53	0	1	19122
父亲年龄	35.92	17	83	15200
母亲年龄	33.85	16	79	15449
父亲受教育程度	2.55	1	8	14627
母亲受教育程度	2.28	1	7	14743
家庭人均年收入(元)	8532.10	0	200000	19079
家庭孩子数目	1.98	1	9	19194
县级人均财政收入(元)	2302.92	167.51	19776.02	362

注:县级人均财政收入,每一个“县-年份”算一个观测值,总共有362个“县-年份”的观测值。

1837个(9.57%);(3)个体层面的控制变量(孩子年龄、孩子性别)为缺失值或异常值的观测值72个(0.37%);(4)父母层面的控制变量(父亲年龄、母亲年龄、父亲受教育程度、母亲受教育程度)为缺失值或异常值的观测值5626个(29.31%)<sup>③</sup>;(5)家庭层面的控制变量(孩子数目、家庭人均年收入)为缺失值或异常值的观测值36个(0.18%);(6)地区层面的控制变量(县级人均财政收入)为缺失值或异常值的观测值2089个(10.88%)。最终进入基准回归的少儿样本为9530个。

在回归之前,我们先进行了豪斯曼检验来确定是使用固定效应模型还是随机效应模型。豪斯曼检验的p值为0.0000,拒绝遗漏变量与解释变量不相关的原假设,故本文采用固定效应模型来研究家庭是否获得政府补助对子女教育总支出带来的影响。具体的回归模型设定如下:

$$y_{it} = \mu_{it} + \beta_1 \text{dibao}_{it} + \beta_2 \text{Control}A_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中, $i=1,2,3,\dots,N,t=1,2$ 。因变量 $y_{it}$ 表示家庭对该子女的教育总支出的对数。 $\mu_{it}$ 代表随时间变化的截距, $\text{dibao}_{it}$ 代表两个时间点的自变量情况, $\text{Control}A_{it}$ 代表个体因时而变的控制变量组, $v_{it}$ 代表个体未被观测到的异质性,被视为服从正态分布的随机变量, $\varepsilon_{it}$ 表示个体随时间而改变的随机误差, $\beta_1, \beta_2$ 代表解释变量对因变量的影响。基准回归结果如表3所示。回归1—回归3的核心自变量系数均在1%水平显著为正,说明获得政府补助对少儿的教育总支出有显著的正向影响。在同等条件下,

获得政府补助可以使得家庭对少儿的教育总支出增加约30%。

表3 是否获得政府补助对子女教育总支出的影响

	回归1	回归2	回归3
家庭是否获得政府补助	0.292*** (0.001)	0.267*** (0.002)	0.314*** (0.001)
孩子年龄	0.080 (0.561)	0.090 (0.510)	0.146 (0.320)
孩子性别	0.632 (0.162)	0.614 (0.173)	0.738 (0.137)
父亲年龄	0.068 (0.266)	0.061 (0.316)	0.058 (0.354)
母亲年龄	0.143* (0.082)	0.159* (0.053)	0.149* (0.078)
父亲受教育程度	0.162 (0.250)	0.129 (0.359)	0.246 (0.107)
母亲受教育程度	0.258* (0.100)	0.245 (0.119)	0.258 (0.125)
家庭人均年收入	0.00001** (0.019)	0.00001*** (0.008)	0.00001*** (0.007)
家庭孩子数目		0.348*** (0.000)	0.341*** (0.000)
县级人均财政收入			0.00009* (0.090)
年份虚拟变量	是	是	是
R方	0.1793	0.1829	0.1944
样本量	11619	11619	9530

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。根据豪斯曼检验结果,回归1—回归3采用均采用固定效应回归。

#### 四、异质性分析

以下通过分区域、分年龄段、分家庭结构进行异质性分析。

##### 1.分区域

中国的区域发展差异较为明显,东、中、西部三大经济地带之间的经济发展水平不均衡,获得政府补助对少儿教育投资的影响在区域之间可能会有差异。因此,我们将全部样本按三大经济地带范围分为东部地区、西部地区、中部地区,分别进行检验,结果如表4所示。结果显示,对于东部地区和中部地区,获得政府补助对子女的教育总支出有显著的正向影响,并且分别在10%和1%的显著性水平上显著。东部地区家庭和中部地区家庭获得政府补助后,少儿的教育总支出分别增加45.2%和40.5%。而在西部地区,家庭获得政府补助对少儿的教育总支出没有显著影响。究其原因可能是由

于西部地区经济发展水平低,政府补助对受助家庭支出的影响主要是表现在对基本消费品上,教育支出的收入弹性较小。相反,中部地区和东部地区由于经济发展水平高,更加重视对少儿的教育投资,因而教育支出的收入弹性较大。杨穗和高琴(2019)的研究可以佐证上述分析,该研究发现,中东部地区的城市低保家庭会优先将收入用于教育,西部地区的城市低保家庭和农村低保家庭会将收入优先用于医疗保健。

表4 分区域回归

	西部地区	中部地区	东部地区
家庭是否获得政府补助	0.191 (0.201)	0.405*** (0.009)	0.452* (0.056)
孩子年龄	是	是	是
孩子性别	是	是	是
父亲年龄	是	是	是
母亲年龄	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
R方	0.1962	0.1990	0.2147
样本量	3946	4185	1399

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。根据豪斯曼检验结果,所有回归均采用固定效应回归。

### 2.分年龄段

在少儿成长的不同年龄阶段,家庭所需要进行的教育投资的种类和数额存在差异。我们将全部样本分为0—6岁、7—11岁、12—16岁三部分进行检验,结果如表5所示。我们发现,获得政府补助对少儿教育总支出的影响随着少儿年龄的上升先增加后减少。获得政府补助使得家庭对0—6岁少儿(学前教育阶段)的教育总支出增加28.5%,对7—11岁少儿(小学教育阶段)的教育总支出增加56.7%,上述两项结果分别在10%和1%水平上显著。而获得政府补助对于12—16岁少儿(中学教育阶段)的教育总支出没有显著影响。这说明农村家庭对于学前教育和小学教育阶段少儿的教育支出收入弹性大于对于中学教育阶段少儿的教育支出收入弹性。赵静(2014)的研究可以佐证上述原因,赵静利用2002—2009年中国城镇住户调查数据研究发现,家庭对于义务教育阶段少儿的教育支出收

入弹性大于对于高中(中专)教育阶段少儿的教育支出收入弹性。

表5 分年龄段回归

	0—6岁	7—11岁	12—16岁
家庭是否获得政府补助	0.285* (0.096)	0.567*** (0.001)	0.255 (0.260)
孩子年龄	是	是	是
孩子性别	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是
父亲年龄	是	是	是
母亲年龄	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
R方	0.5396	0.0880	0.1477
样本量	3948	3135	2447

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。根据豪斯曼检验结果,所有回归均采用固定效应回归。

### 3.分家庭结构

家庭结构是影响少儿教育投资的重要因素,独生子女相对于非独生子女可能会享受到更多的教育投资<sup>④</sup>。因此,我们将全部样本分为一孩家庭、两孩家庭和三孩及以上家庭三部分,分别进行检验,结果如表6所示。结果显示,获得政府补助对一孩家庭少儿的教育总支出在5%水平上具有显著的正

表6 分家庭结构回归

	一孩家庭	两孩家庭	三孩及以上家庭
家庭是否获得政府补助	0.520* (0.012)	0.219 (0.172)	0.179 (0.371)
孩子年龄	是	是	是
孩子性别	是	是	是
父亲年龄	是	是	是
母亲年龄	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是
家庭孩子数目			是
县级人均财政收入	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
R方	0.1511	0.1738	0.2287
样本量	2969	4310	2251

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。根据豪斯曼检验结果,所有回归均采用固定效应回归。

向影响,使得一孩家庭少儿的教育总支出增加约52%。获得政府补助对两孩及两孩以上家庭少儿的教育总支出影响不明显。这可能是由于非独生子女家庭孩子数量多,每个少儿分配到的教育资源较少,稀释了政府补助对于少儿教育投资的影响。这与已有研究发现孩子数量与家庭对每个少儿的教育投资呈负相关关系的结论是吻合的(Becker & Lewis, 1973)。

## 五、稳健性检验

### 1. 不同回归方法

本部分重新用随机效应模型和混合横截面模型对政府补助与少儿教育总支出之间的关系进行检验,结果如表7所示。我们发现,四项回归的核心自变量均至少在5%显著性水平上显著为正。这表明获得政府补助显著提高了少儿的教育总支出,基准回归的结果是稳健的。

表7 随机效应模型与混合横截面模型

	随机效应回归		混合横截面回归	
	回归1	回归2	回归3	回归4
家庭是否获得政府补助	0.162** (0.012)	0.151** (0.019)	0.143** (0.025)	0.134** (0.036)
孩子年龄	是	是	是	是
孩子性别	是	是	是	是
父亲年龄	是	是	是	是
母亲年龄	是	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
R方	0.1870	0.1855	0.3302	0.3302
样本量	9530	9459	9530	9459

注: \*、\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。回归1和回归3所用数据为2012—2018年四年的全样本数据,回归2和回归4所用数据为2012—2018年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的1%后的子样本数据。

### 2. 内生性问题讨论

在上文的基准回归中,我们发现获得政府补助的家庭对少儿的教育支出更多,这可能是由于家庭或地区层面的某些不可观测因素同时影响了家庭获得政府补助的概率和对子女的教育支出金额,即

存在遗漏变量问题。通过控制个体层面的固定效应能够排除不因时而变的因素的影响,但是那些因时而变的不可观测因素的影响仍然不能被排除,遗漏变量问题并没有得到完全的解决。这部分,我们通过工具变量回归来更好地解决遗漏变量问题。

本部分所用的工具变量是样本中县级层面除本家庭以外的其他家庭获得政府补助的比例<sup>⑤</sup>。这关系到个体*i*所属的家庭是否在*t*期有资格获得政府补助,因而该工具变量与核心解释变量具有相关性;同时,每个县当年的政府补助获得比例是外生决定的,与*t*期不可观测的家庭或地区层面因素是不相关的,因而工具变量的外生性也满足。表8四项回归核心自变量系数均至少在10%水平显著为正,表明家庭获得政府补助对少儿的教育总支出有显著的正向影响。

表8 以子女教育总支出的对数为因变量的工具变量回归

	回归1	回归2	回归3	回归4
家庭是否获得政府补助	0.581*** (0.044)	0.564* (0.051)	0.507* (0.085)	0.512* (0.096)
孩子年龄	是	是	是	是
孩子性别	是	是	是	是
父亲年龄	是	是	是	是
母亲年龄	是	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是	是
工具变量一阶段系数	0.882*** (0.000)	0.881*** (0.000)	0.886*** (0.000)	0.893*** (0.000)
F值	104.23	103.20	98.38	88.02
Cragg-Donald Wald F statistic	601.048 (16.38)	596.268 (16.38)	574.409 (16.38)	522.137 (16.38)
样本量	7500	7437	7070	6583

注: \*、\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。回归1所用数据为2012—2018年四年全样本数据,回归2—回归4所用数据分别是2012—2018年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的1%、5%、10%后的子样本数据。Cragg-Donald Wald F统计量括号内为弱工具变量识别检验的10%临界值。

### 3. 剔除部分高收入样本

高收入群体经济条件比较优越,对子女教育进行投资的能力和意识都明显高于中低收入家庭,这部分高收入样本很难在实验组中找到与其在其他各方面条件相匹配的对象。因此,在本部分,我们分别剔除2012—2018年人均家庭收入最高的1%、



5%、10%观测值,重新来进行检验。表9的三项回归结果表明,获得政府补助对于少儿的教育总支出具有显著的正向影响,并且均至少在5%的显著性水平上显著。

表9 剔除部分高收入样本

	回归1	回归2	回归3
家庭是否获得政府补助	0.280*** (0.004)	0.265*** (0.008)	0.227** (0.028)
孩子年龄	是	是	是
孩子性别	是	是	是
父亲年龄	是	是	是
母亲年龄	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
R方	0.1933	0.1929	0.1887
样本量	9459	9106	8639

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。根据豪斯曼检验结果,所有回归均采用固定效应回归。回归1—回归3所用数据分别是2012—2018年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的1%、5%、10%的子样本数据。

## 六、机制检验和拓展分析

### 1.教育期望

在本部分,我们进一步探究政府补助对于少儿教育总支出的影响机制。在CFPS2012—2018年问卷中,设置有“您希望孩子的受教育程度”问题,回答为1—8之间的整数,分别表示不必念书、小学、初中、高中、大专、大学本科、硕士、博士。我们以该变量为因变量,以家庭是否获得政府补助为自变量来进行回归,结果如表10所示。结果显示,回归1—回归2是有序logit回归,回归3—回归4是有序probit回归。四项回归的核心自变量均至少在10%水平上显著为正。这表明家庭获得政府补助显著提高了家庭对少儿受教育程度的期望。这可以解释获得政府补助为何能够增加对少儿的教育总支出。

### 2.对子女教育的关心程度

在CFPS2012—2018年少儿库问卷中,设置有“父母关心子女教育的程度”指标,该问题的回答为

表10 政府补助对希望孩子受教育程度的影响

	面板有序logit回归		面板有序probit回归	
	回归1	回归2	回归3	回归4
家庭是否获得政府补助	0.104** (0.037)	0.112** (0.025)	0.060** (0.043)	0.065** (0.029)
孩子年龄	是	是	是	是
父亲年龄	是	是	是	是
母亲年龄	是	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
模型P值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本量	7862	7817	7862	7817

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。回归1和回归3所用数据为2012—2018年四年的全样本数据,回归2和回归4所用数据为2012—2018年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的1%后的子样本数据。

1—5之间的数字,1、2、3、4、5分别表示十分不同意、不同意、中立、同意、十分同意。该问题是访员根据受访者家中具备的教育相关物品来打分的。我们以该变量为因变量,以家庭是否获得政府补助为自

表11 政府补助对父母关心孩子教育的影响

	回归1	回归2	回归3	回归4
家庭是否获得政府补助	0.116*** (0.000)	0.123*** (0.000)	0.117*** (0.000)	0.133*** (0.000)
孩子年龄	是	是	是	是
孩子性别	是	是	是	是
父亲年龄	是	是	是	是
母亲年龄	是	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
R方	0.3463	0.3466	0.3391	0.3255
样本量	8640	8577	8256	7815

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。回归1为全样本回归,回归2—回归4所用数据分别为2012—2018年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的1%、5%、10%后的子样本数据。豪斯曼检验表明,固定效应模型优于随机效应模型。

变量来进行回归,结果如表 11 所示。回归 1—回归 4 均采用固定效应模型。结果显示,四项回归的核心自变量在 1%显著性水平上显著为正。这表明家庭获得政府补助显著提高了父母对孩子教育关心的程度。这同样可以解释家庭获得政府补助为何能够增加家庭对子女的教育总支出。

### 3.教育投资行为

我们进一步探究获得政府补助对少儿各项教育投资行为的影响。表 12 的三项回归结果表明,获得政府补助在至少 10%的水平上对是否参加课外辅导班、是否支付书本用具费、是否支付学杂费具有显著的正向影响。根据回归结果,获得政府补助使得少儿上课外辅导班、家庭为少儿支付书本用具费、家庭为少儿支付学杂费的胜率<sup>⑥</sup>分别提高 1.456 倍、1.384 倍、1.371 倍。

表 12 各类教育投资行为

	以是否参加 课外辅导班 为因变量	以是否支付 书本用具费 为因变量	以是否支付 学杂费为 因变量
家庭是否获得政府补助	0.376 <sup>*</sup> (0.052)	0.325 <sup>***</sup> (0.001)	0.316 <sup>***</sup> (0.001)
孩子年龄	是	是	是
孩子性别	是	是	是
父亲年龄	是	是	是
母亲年龄	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
模型 P 值	0.0000	0.0000	0.0000
样本量	1025	3736	3974

注: \*、\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。回归 1、回归 3、回归 5 采用的均是面板 logit 回归。

### 4.教育支出占家庭年收入比重

前面的部分探究了获得政府补助对少儿教育支出绝对值的影响。在本部分,我们想进一步研究获得政府补助是否会提高教育支出的相对份额。我们将因变量更换为对少儿的教育总支出占家庭年收入的比重来进行回归,结果如表 13 所示。结果显示,四项回归的核心自变量至少在 10%水平上显著为正。这表明家庭获得政府补助不仅会提高家庭对少儿的教育总支出绝对值,还会提高少儿教育

支出在家庭年收入中的相对份额。根据回归 1 结果,同等条件下,获得政府补助可以使得少儿教育支出占家庭年收入的比重提升 0.6%。这可能是由于高收入和高学历家庭的教育支出比重要高于低收入和低学历家庭<sup>⑦</sup>。家庭获得转移支付后,收入增加,因而会提高对少儿教育支出的相对份额。

表 13 政府补助对少儿教育支出占家庭收入比重的影响

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
家庭是否获得政府补助	0.006 <sup>**</sup> (0.029)	0.006 <sup>**</sup> (0.042)	0.006 <sup>*</sup> (0.059)	0.006 <sup>*</sup> (0.058)
孩子年龄	是	是	是	是
孩子性别	是	是	是	是
父亲年龄	是	是	是	是
母亲年龄	是	是	是	是
父亲受教育程度	是	是	是	是
母亲受教育程度	是	是	是	是
家庭人均年收入	是	是	是	是
家庭孩子数目	是	是	是	是
县级人均财政收入	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
R 方	0.0766	0.0974	0.1029	0.0976
样本量	9209	9138	8785	8320

注: \*、\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。回归 1 为全样本回归,回归 2—回归 4 所用数据分别为 2012—2018 年四年数据中剔除了人均家庭收入最高的 1%、5%、10% 后的子样本数据。所有回归均采用固定效应回归。豪斯曼检验表明,固定效应模型优于随机效应模型。

## 七、结论及对策

本文通过 CFPS2012—2018 年四个年份的跟踪调查数据进行实证分析,研究了政府补助对中国农村地区少儿教育投资的影响,结果发现,政府补助会促进农村家庭对子女的教育投资,提高少儿的教育总支出绝对值和少儿教育支出占家庭年收入的比重。在控制了孩子年龄、孩子性别、父母年龄、父母受教育程度、家庭孩子数目、家庭人均年收入和县级人均财政收入等控制变量后,本文发现获得政府补助可以使得家庭对少儿的教育总支出绝对值提高约 30%,使得少儿教育总支出占家庭年收入比重提高约 0.6%。此外,本文发现政府补助对少儿教育总支出的促进作用在中东部农村家庭、农村独生子女家庭、农村低龄儿童家庭比较明显。进一步的探究表明,政府补助对少儿教育总支出的正向影响



可能是由于政府补助提高了家庭对少儿未来受教育程度的期望和对子女教育的关心程度,并且鼓励了农村家庭为少儿支付学杂费、书本用具费、课外辅导费等多项教育投资行为。

提高农村青少年的人力资本积累是打破贫困代际传递的重要举措。本文的研究结论表明,政府补助鼓励了农村家庭增加对少儿的教育投资,这有助于提高农村青少年的人力资本积累,增强其未来脱离贫困的能力,从而打破农村地区的贫困代际传递、降低返贫率。这对于实现十九届五中全会公报中提出的“十四五”时期经济社会发展主要目标、提升全民族受教育程度、增强城乡区域发展协调性、巩固拓展脱贫攻坚成果、全面推进乡村振兴战略具有重要帮助。

我们建议,第一,进一步完善农村和偏远地区的政府补助体系。本文研究发现,政府转移支付有利于鼓励农村家庭增加对少儿的教育投资。这说明政府转移支付对农村家庭带来了长效、可持续的减贫效果,不仅有助于缓解当期贫困,还可以帮助打破代际贫困传递。因此,应扩大农村地区政府补助的覆盖范围,增加财政对于农村地区转移支付的资金投入,使得政府转移支付惠及更多农村人口,从而提高农村地区青少年的人力资本积累,充分发挥政府转移支付体系对于阻隔贫困代际传递的重要作用。第二,提高政府转移支付的瞄准效率。本文研究发现,政府转移支付对教育投资的促进作用在农村低龄儿童家庭和农村独生子女家庭表现得更为明显。为提高政府转移支付的边际使用效率,政府应增加对于低龄儿童家庭、独生子女家庭的转移支付特别是教育相关补贴。第三,加强对于非独生子女家庭的教育帮扶。本文研究发现,政府转移支付对于非独生子女家庭对少儿的教育投资没有明显影响,这可能是因为非独生子女家庭孩子数量较多,从而稀释了政府转移支付对教育投资的影响。因此,政府应关注非独生子女家庭少儿的教育投资和人力资本积累状况,为非独生子女家庭提供更多针对性的教育帮扶措施。第四,加强在西部地区的教育扶贫宣传工作。本文研究发现,政府转移支付在西部农村地区对于青少年教育投资的刺激作用不明显,这不利于西部农村地区的减贫工作开展,有可能会造成返贫率较高和贫困代际传递比率较高的后果。因此,应鼓励西部农村家庭重视青少

年教育投资和人力资本积累,提高对于少儿教育的关心程度,增加对子女教育的物质投入和时间投入,通过投资子女教育来打破贫困的代际传递,帮助家庭持续稳定脱贫,降低返贫的可能性。

## 注释

①刘保中(2020)在研究中国家庭子女教育投资状况时也使用了相同的指标。②肖建华、李雅丽(2021)在研究财政转移支付对农村家庭的减贫效应时也使用了CFPS数据库中相同的指标。③缺失主要原因为成人库中未找到相应少儿的父母。④参见李哲:《假期教育消费利多弊也大》,《经济日报》2016年1月20日。⑤王小龙和何振(2018)、贾男和马俊龙(2015)、周钦等(2015)的研究中同样使用了地区层面平均获得政府补助的比例作为工具变量。⑥因变量取1的概率/因变量取0的概率。⑦魏易(2018)的研究证实了这个现象的存在。

## 参考文献

- [1] Becker, Gary S & Lewis, H Gregg. On the Interaction between the Quantity and Quality of Children[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2).
- [2] Gao Q, F Zhai and I Garfinkel. How Does Public Assistance Affect Family Expenditures? The Case of Urban China[J]. World Development, 2010, 38(7).
- [3] Jennifer Golan, Terry Sicular, Nithin Umapathi. Unconditional Cash Transfers in China: Who Benefits from the Rural Minimum Living Standard Guarantee (Dibao) Program?[J]. World Development, 2017, 93(C).
- [4] 都阳, Albert Park. 中国的城市贫困: 社会救助及其效应[J]. 经济研究, 2007(12).
- [5] 段义德. 教育与农村相对贫困的代际传递——基于工具变量法的检验[J]. 农村经济, 2020(9).
- [6] 韩克庆, 郭瑜. “福利依赖”是否存在?——中国城市低保制度的一个实证研究[J]. 社会学研究, 2012(2).
- [7] 贾男, 马俊龙. 非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究[J]. 管理世界, 2015(9).
- [8] 邝希聪. 财政和金融政策在扶贫中的非线性效应研究——基于382个贫困区县调查数据的PSTR分析[J]. 农业技术经济, 2021(3).
- [9] 梁土坤. 反贫困政策、家庭结构与家庭消费能力——基于六省城乡低收入家庭调查微观数据的实证分析[J]. 贵州社会科学, 2019(6).
- [10] 梁晓敏, 汪三贵. 农村低保对农户家庭支出的影响分析[J]. 农业技术经济, 2015(11).
- [11] 刘璐婵. 基于二元Logistic回归的城市低保受助者劳动参与研究[J]. 公共治理评论, 2018(1).
- [12] 冉净斐, 贾小玫. 农村社会保障制度健全与消费需求增

- 长:一个理论框架[J]. 社会科学辑刊,2004(4).
- [13]王立勇,许明.中国精准扶贫政策的减贫效应研究:来自自然实验的经验证据[J]. 统计研究,2019(12).
- [14]王小龙,何振.新农合、农户风险承担与收入增长[J]. 中国农村经济,2018(7).
- [15]王志章,杨珂凡.教育阻断边疆民族地区代际贫困的具体路理——基于云南省怒江傈僳族自治州泸水市老窝镇的实地调查[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版),2020(4).
- [16]魏易.2017年中国教育财政家庭调查:中国家庭教育支出现状[R]. 北京:北京大学中国教育财政科学研究所,2018.
- [17]吴敏.低收入家庭现金转移支付的消费刺激作用——来自城乡居民最低生活保障项目的经验证据[J]. 财政研究,2020(8).
- [18]肖建华,李雅丽.财政转移支付对我国农村家庭的减贫效应[J]. 中南财经政法大学学报,2021(1).
- [19]肖萌,李飞跃.工作还是依赖?——低保对象就业行为的影响因素分析[J]. 人口学刊,2017(1).
- [20]徐超,李林木.城乡低保是否有助于未来减贫——基于贫困脆弱性的实证分析[J]. 财贸经济,2017(5).
- [21]杨穗,高琴.最低生活保障对收入贫困和消费支出的影响[J]. 社会保障研究,2019(5).
- [22]张楠,寇璇,刘蓉.财政工具的农村减贫效应与效率——基于三条相对贫困线的分析[J]. 中国农村经济,2021(1).
- [23]张鹏,徐志刚.公共转移支付的城乡减贫效应差异分析——基于多维贫困视角[J]. 地方财政研究,2020(1).
- [24]赵静.养老保险对家庭教育支出的影响——基于世代交叠模型的分析[J]. 中国经济问题,2014(4).
- [25]周钦,袁燕,臧文斌.医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究[J]. 经济学(季刊),2015(3).

## Research on the Impact of Government Transfer Payment on Rural Youth Education Investment

Li Junlin Zhang Liyang Shao Yan

**Abstract:** During the 13th Five Year Plan period, China completed the key objectives and tasks of poverty alleviation in the new era as scheduled, and all the rural poor were lifted out of poverty under the current standards. To win the post-war struggle against poverty, we should promote the comprehensive revitalization of rural areas on the basis of consolidating and expanding the achievements in the fight against poverty, which requires further improving the human capital accumulation of children of poor families, breaking the intergenerational transmission of poverty and reducing the return to poverty rate. Using the CFPS panel data from 2012 to 2018, this paper studies the impact of government subsidies on children's education investment of assisted families in rural China. The results show that obtaining government subsidies increases the family's education expenditure on children and increases the proportion of children's education expenditure in the family's annual income. This positive impact may be due to the fact that receiving government subsidies increases the family's expectation of children's education and concern for children's education, and encourages the family's multiple educational investment behaviors.

**Key Words:** Rural Revitalization; Government Subsidies; Human Capital; Intergenerational Poverty

(责任编辑:柳 阳)