

农村最低生活保障制度对脱贫户儿童营养健康状况的影响研究

黄帆¹,刘艳¹,张泽宇^{2*}

(1.华中农业大学经济管理学院,湖北武汉430070;

2.华中农业大学宏观农业研究院,湖北武汉430070)



摘要 低保作为农村福利体系最基础的环节,其减贫效应被学界广泛关注,但低保对脱贫户儿童营养健康状况的影响却常被忽视。从消费行为理论视角出发,构建理论模型讨论低保对脱贫户儿童营养健康状况的影响。基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2014年三期数据,采用倾向得分匹配法(PSM)和中介模型分析低保对儿童营养健康状况的影响及作用机制。研究发现:①低保可以改善儿童的短期营养,不会影响儿童长期营养和健康结果;②儿童健康食品摄入得分对儿童短期营养状况的中介效应不显著,摄入过量则不健康食品得分在低保对儿童的短期营养状况的影响中产生遮掩效应;家庭食品支出起部分中介作用;③从流动性约束强度差异来看,低保对儿童短期营养状况的改善强度随脱贫户面临的流动性约束增强而减弱。由此可见,我国的低保制度仍有待完善,还需积极探索适合中国国情的有条件的现金转移支付模式,建立健全具有中国特色的转移支付体系。

关键词 农村低保;儿童营养健康;贫困陷阱;流动性约束

中图分类号:F328 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2024)06-0087-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.06.008

2019年《中国居民营养与健康状况调查报告》显示,在我国5岁以下儿童中,生长发育迟缓率高达17.3%,低体重率为9.3%。更令人担忧的是,在贫困的农村地区,这一比例分别高达29.3%和14.4%。脱贫户儿童作为最脆弱的群体之一,其家庭刚摆脱贫困,但依然脆弱,随时可能返贫^[1]。此外,由于家庭刚刚脱贫,并处于低收入状态,其消费习惯难以瞬间改变,家庭消费信心也不足,可能导致家庭的人力资本改善投入不足,儿童的营养健康面临挑战。如果无法促进脱贫家庭人力资本的形成,脱贫家庭可能复贫返贫,甚至出现贫困的代际传递,不利于巩固脱贫攻坚取得的成果。2020年中共中央、国务院发布《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》,指出要继续实施家庭经济困难学生资助政策和农村义务教育学生营养改善计划以巩固拓展脱贫攻坚成果,体现了党和国家对于脱贫户儿童人力资本发展的重视。由此可见,研究脱贫户儿童的营养健康问题十分必要,对减少由于营养与健康不平等带来的营养贫困陷阱,促进脱贫家庭人力资本发展,进而巩固现阶段取得的脱贫攻坚成果,全面推进乡村振兴、建设健康中国具有重要意义。

研究表明,影响农村儿童健康的主要因素包括家庭收入、父母照顾以及家庭环境等^[2-4],其中家庭收入对儿童健康的影响是持续的。农村最低生活保障制度(简称“低保”)作为我国最大的社会转移支付项目之一,是政府部门向农村贫困人口提供的一项无条件公共转移支付,可以增加家庭的短期收入。低保对家庭的福利改善主要体现在物质生活和精神生活两个层面,低保在精神层面对贫困人口的生活幸福感和获得感的积极作用已然比较明晰^[5-6]。在物质生活方面,研究多关注低保对收入差距^[7-8]和家庭消费^[1,9-10]的影响。然而,给予贫困家庭现金救助以减少贫困并不是公共转移支付的唯一

收稿日期:2024-06-18

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新形势下我国粮食安全战略问题研究”(22&·ZD079)。

*为通讯作者。

目标,更是为了提升贫困家庭人力资本,特别是子代人力资本,从而达到“授人以渔”的效果。有学者研究发现公共转移支付能够增加子代受教育年限^[11],对子代人力资本形成具有积极作用^[12]。除了教育之外,健康也是人力资本另一个重要方面。低保是否会提升脱贫户儿童营养健康水平?目前的相关研究仍然缺乏实证检验。因此,本文首先评估低保对脱贫户儿童营养健康的影响。

虽然已有学者基于截面数据的分析,发现低保对儿童健康具有溢出效应^[13],但也有学者通过访谈发现低保对农村儿童营养的改善效果并不好^[14]。总体而言,就低保对儿童营养健康状况的改善效果还存在争议,一方面是相关研究缺乏理论分析和基于面板数据的实证研究;另一方面,以往的研究在评估儿童营养健康时,选取儿童年龄别身高、年龄别体重以及患病情况三个指标中的前两个,或单独采用儿童患病情况进行评估,这两种方式都存在一定的局限性。为填补研究空白,本文从理论上分析低保影响脱贫户儿童营养健康的途径,基于CFPS 2010年、2012年和2014年三轮调查数据合成的面板数据进行实证研究,并采用儿童年龄别身高、年龄别体重和儿童患病情况对儿童的营养健康状况进行评估,主要考察以下几个问题:低保对脱贫户儿童营养和健康状况起了何种作用,作用大小如何?低保对脱贫户儿童营养健康产生影响的机制是什么?在不同的流动性约束强度下,结果是否会发生改变?何种程度上会有所改变?

一、经济学解释与研究假设

通过构建脱贫户两期决策逻辑分析框架,就低保对农村脱贫户家庭禀赋预算约束的制定与跨时期消费、储蓄的选择进行理论分析。

研究一个家庭创收和维持生活水平的能力,必须参照其实际收入水平,并考虑家庭的消费和储蓄。假设家庭的消费为 C ,特定时期的物价水平为 P ,家庭劳动供给总量为 L ,家庭资本存量为 K ,可以得到以下家庭预算约束方程:

$$C + \Delta K = \frac{\pi}{P} + \left(\frac{\omega}{P}\right)L + iK \quad (1)$$

低保带来的脱贫户收入的变化直接体现在上述等式中,等式左边为消费与储蓄,家庭资本存量的变化 ΔK 即储蓄量变化。 π 是名义家庭转移性收入, π/P 为实际家庭转移性收入。 ω/P 为实际单位劳动收入,因此实际总劳动收入为 ω/PL 。 i 为利率,以利率为主要收入形式的储蓄收入可以表示为 iK 。则两期家庭预算约束方程可以表示为:

$$C_1 + K_1 - K_0 = \left(\frac{\pi}{P}\right)_1 + i_0 K_0 \quad (2)$$

$$C_2 + K_2 - K_1 = \left(\frac{\pi}{P}\right)_2 + i_1 K_1 \quad (3)$$

由于农村低保存在瞄准度和覆盖率低等问题^[15-17],导致低保收入对于脱贫户来说具有不确定性和不可预测性,因此低保补助属于短期政策性收入冲击,不会影响家庭的长期劳动供给,即 L_1 与 L_2 相等。为了简化模型,上述公式中并未包含劳动供给及其产生的收入。

将两期家庭预算约束结合起来,可以描述脱贫户在当前时期的消费 C_1 和下一时期的消费 C_2 之间的选择。家庭在前一时期初进行预算制定时,将其所在时期末的存留资产设定在一个满足自身风险偏好的水平上,设为 K_1 。基于前一时期末的储蓄等于前一时期初的储蓄加上前一时期的实际收入减去前一时期的消费,可以得到前一时期末的储蓄等式(4):

$$K_1 = K_0 + i_0 K_0 + \left(\frac{\pi}{P}\right)_1 - C_1 \quad (4)$$

以此类推可以得到后一时期末的储蓄等于前一时期末的储蓄加上后一时期的实际收入减去后一时期的消费,得到等式(5):

$$K_2 = K_1 + i_1 K_1 + \left(\frac{\pi}{P}\right)_2 - C_2 \quad (5)$$

将等式(4)和(5)合并得到后一时期的储蓄表达式(6):

$$K_2 = (1 + i_1) \left[(1 + i_0) K_0 + \left(\frac{\pi}{P}\right)_1 - C_1 \right] + \left(\frac{\pi}{P}\right)_2 - C_2 \quad (6)$$

将等式(6)取现值后得到表达式(7):

$$C_1 + \frac{C_2}{1 + i_1} = (1 + i_0) K_0 + \left(\frac{\pi}{P}\right)_1 + \left(\frac{\pi}{P}\right)_2 \frac{1}{(1 + i_1)} - \frac{K_2}{1 + i_1} \quad (7)$$

收入冲击带来的消费储蓄结构的变化体现在三种效应上:(1)收入增加引起的收入效应。按照弗里德曼的持久收入假说,仅有永久收入会对消费者的支出产生影响。此外,有研究表明,与高收入人群相比,那些长期处于贫穷中的低收入人群更偏向规避风险^[18-20]。低保作为一种暂时性收入冲击,不会导致家庭初始资产或工资收入的增加,因此带来的消费水平上升并不持久。(2)收入增加引起的跨时期替代效应。对于短期内的正向收入冲击,由于风险偏好水平的差异,脱贫户做出的消费选择也会略有不同,但为了控制短期消费水平的过快提高,家庭可能会增加储蓄。假设短期增加的储蓄可以用于中长期内家庭抵御返贫风险,从而避免生活水平下降,那么短期增加的储蓄就提高了脱贫户抵御风险的能力,本研究将这种效应概括为收入增长引起的跨期替代效应。(3)利率变化引起的收入和跨时期替代效应。利率水平的变化会直接影响脱贫户可支配收入,从而影响其购买力和消费选择。此外,利率变化会影响贴现因子,利率上升会降低相对于 C_1 的 C_2 的成本,即较高的利率使推迟消费更有吸引力;相反,利率下降会增加相对于 C_1 的 C_2 的成本,即较低的利率使当前消费更有吸引力。增加短期消费与控制短期消费以提高长时期内的平均消费水平,分别可以表述为利率提高引起的收入效应和替代效应。基于上述讨论,本研究认为脱贫户获得低保补助之后可能会出现三种情况:一是将其储蓄起来;二是满足家庭最低的生理需要,即改善家庭食品消费;三是由于儿童是贫困家庭脱贫的重要力量^[21],可能会出于对儿童的人力资本投资的考虑,改善儿童食品消费。相比于儿童身高,短期内消费水平的提高更可能导致儿童体重的变化,进而对儿童短期营养状况产生影响。基于此,本文提出以下研究假设:

H_1 : 低保有助于改善儿童的短期营养,对儿童的长期营养和健康没有显著影响。

H_2 : 家庭食品消费行为在低保对脱贫户儿童短期营养的影响中起中介作用。

H_{2a} : 儿童食品消费得分在低保对儿童短期营养状况的影响中起中介作用。

H_{2b} : 家庭食品支出在低保对儿童短期营养状况的影响中起中介作用。

为了简化上述模型,引入更为直观的储蓄计划变量和流动性约束条件,假定脱贫户生命周期只有两期 $t=1,2$,其目标是终生效用最大化,在效用函数中忽略资产的影响,单独考虑消费带来的效用水平的变化,即:

$$U = \log(C_1) + R \log(C_2) \quad (8)$$

其中, $\log(C_t)$ 指 t 时期的效用,是消费 C_t 的函数, R 代表农户的主观贴现因子($R \in (0, 1)$)。假定两期的收入没有受到任何外生影响,即 $Y_1 = Y_2 = Y$ 。除此以外,引入所有家庭都可能面临的流动性约束:

$$S_1 \geq -\frac{\tau Y_2}{1 + i} \quad (9)$$

其中, S_1 表示家庭的储蓄计划, τ 表示农户受流动性约束影响的强度($\tau \in [0, m]$)。假设不同脱贫户的差异体现在两方面:(1)初始财富 K_0 和收入 Y_t 不同;(2)主观贴现因子 R 不同。

给定外生的初始农户资产 K_0 、收入 Y_0 、贴现因子 R 及净实际利率 \tilde{i} ,可以得到脱贫户最优消费支出决策。最优支出(受到流动性约束的影响较小)内点解需要满足跨时期欧拉方程,对数效用函数表

示,当期最优支出为整个生命周期内全部可利用资源的当前价值的一部分^[22],得到表达式(10):

$$C_1 = \frac{K_0 + Y + \tau \tilde{Y}}{1 + R} \quad (10)$$

其中 $\tilde{i} = \frac{1}{1+i}$ 。从以上等式可以得到农户的最优储蓄:

$$S = \left[1 - \frac{1 + \tau \tilde{i}}{(1 + R)} \right] Y - \frac{K_0}{1 + R} \quad (11)$$

如果流动性约束在模型中起到了一定作用,那么最优消费决策将不再是内点解,而成为角点解:

$$C_1 = [1 + \tau \tilde{i}] Y \quad (12)$$

在这种情形下,脱贫户的当期食品消费不仅取决于家庭收入,还受到低保收入的预期和家庭面临的流动性约束的影响。从流动性约束理论来看,当存在流动性约束时,个人的短期支出将减少,储蓄将增加。对于流动性约束较强的农户,低保在保障整个家庭基本生活的作用更为显著。尽管对儿童营养和健康状况的投资可以在未来为整个家庭带来福祉,但当前的生存压力迫使家庭优先满足基本生活需求以维持生存。因此当他们预期低保只是一种暂时性的收入提高,更有可能维持现期消费而增加储蓄,以抵消未来可能的收入下降对消费的影响。据此,文章提出以下研究假设:

H₃: 当面临强(vs. 弱)流动性约束时,低保对家庭食品消费行为的改善效果将削弱。

二、研究设计

1. 数据来源

本研究采用中国家庭追踪调查数据(China Family Panel Studies, CFPS)进行分析。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的一个全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目,样本覆盖25个省/市/自治区。CFPS样本数据能反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。本研究以CFPS 2010年、2012年和2014年的脱贫户儿童个人和家庭、社区数据为主要研究对象分析低保对脱贫户儿童营养健康的影响。由于CFPS 2016、2018以及2020年并未对儿童食物消费状况进行调查,且未对低保和其他类型社会转移支付进行区分,为准确衡量低保对脱贫户儿童营养与健康状况的影响,故选取2010年、2012年和2014年三轮调查数据合成的面板数据进行分析。此外,为区分样本家庭是否为脱贫户,本文采用中国农村贫困收入标准来度量农村家庭贫困程度,参考李晓嘉^[23]的做法,将T时期家庭人均纯收入低于国家扶贫标准,但T+1时期超过该标准的农村家庭定义为脱贫户。由于研究关注低保对脱贫户儿童营养健康状况的影响,因此非脱贫户不在分析范围,在数据分析时被剔除。

2. 变量选取与描述性统计

(1)被解释变量:儿童的营养健康状况。营养和健康是两个不同的概念,营养是指为了维持人体正常的生理、生化、免疫功能及生长发育、代谢、修补等生命活动而摄取和利用食物养料的生物学过程^[24]。健康是指身体、心理和社交都好的状态^[25]。①儿童营养。年龄别身高(Hight-for-Age Z-score, HAZ)、年龄别体重(Weight-for-Age Z-score, WAZ)和身高别体重(Weight-for-Height Z-score, WHZ)是现有研究中广泛采用的儿童营养测量指标^[26-27]。HAZ是指儿童的实际身高相对于其年龄的标准化指数,将儿童的实际身高与同年龄、同性别的标准参考人群的身高进行比较^[25]。WAZ是用于评估儿童体重发育状况的一个标准化指标,通过比较儿童实际体重与同年龄、同性别的标准体重的差异来评估儿童的体重状况^[25]。WHZ是评估儿童营养状况的一个净化指标,关注儿童体重相对于其身高的适当性^[25]。比较而言,HAZ是一个更精确的长期营养指标,可以用来判别儿童生长发育迟缓状况,通常是越大越好;WAZ是一个更敏感的短期营养冲击指标,能够被用来反映儿童的短期营养状态,但这个得分并不是越大就越好^[27-29];WHZ基于儿童身高和体重计算出来,由于中国家庭追踪调查(CFPS)中儿童的身高和体重均依赖于受访者自报,并非专业调查人员精确测量,可能

存在误差,使用WHZ在一定程度上可能会进一步增加偏差^[30-31]。因此,本文选取HAZ和WAZ作为儿童营养指标,WHZ进行稳健性检验。文章采用世界卫生组织(WHO)2007年的标准,使用STATA计算Z得分,得到0~15岁儿童的HAZ和0~10岁儿童的WAZ数据。同时,还使用WHO推荐的新截断值排除异常数据,若儿童的HAZ低于-6或高于6,WAZ低于-6或高于5则剔除该儿童数据^[32]。

②儿童健康。鉴于CFPS 2012和2014年报告的关于儿童心理健康方面的信息并未使用一致的量表,且考虑到儿童年龄因素,CFPS项目组在设置儿童健康自评这一问题时,0~15岁的儿童由其家长代答则缺乏客观性。因此,文章采用儿童患病情况来衡量儿童健康状况。具体而言,本文根据CFPS中“过去一个月孩子是否生病”这一问题,分析低保对儿童身体健康的影响,并使用“上个月孩子生病了几次”作为被解释变量进行稳健性检验。

(2)解释变量:低保。基于CFPS家庭经济数据库,文章以“您家是哪种政府确定的补助对象”这一问题作为筛选标准,确定样本家庭是否获得最低生活保障补助,若样本家庭为低保补助对象,该变量赋值为1,否则赋值为0。

(3)中介变量:家庭食物消费行为。低保使得家庭短期收入增加,研究表明家庭收入增长对脱贫农民家庭食物消费有显著的正影响^[33],不仅提高家庭的消费预算,还增加家庭食物消费的摄入总量和种类^[34],改善家庭的膳食模式,增加家庭对肉蛋奶、水果、蔬菜等高营养价值食物的摄入量^[35],从而改变家庭成员营养物质的摄入^[36]。家庭也可能出于对儿童人力资本投资的考虑,直接改善儿童食物消费。因此,低保可能通过增加家庭食物消费支出,或者直接改善儿童食物消费,从而对儿童短期营养状况产生影响。然而家庭食物消费存在内部资源分配问题,所以家庭食物消费支出增加并不一定导致儿童食物支出增加。家庭食物消费支出反映的是家庭食物消费的量,儿童食物消费反映的是儿童食物摄入的质,采用二者代表家庭食物消费行为时需要分别进行衡量。因此,考虑低保的家庭内部资源分配问题,本研究采用家庭过去一年食物消费支出和儿童食物消费来代表家庭的食物消费行为,其中儿童食物消费包括一周内摄入的健康食品的种类和摄入过量则不健康食品的种类的计数。具体指标如下:儿童食物消费。参考Bromage等开发的全球饮食质量评分^[37],对调查儿童过去一周摄入的八类食物进行分类,包括五类健康食品(鱼等水产品;新鲜蔬菜、水果;奶制品;豆制品;蛋类)和三类摄入过量则不健康食品(肉类;腌制食品;膨化、油炸食品)。同时参考联合国粮农组织(FAO)提出的饮食多样性得分的计算方法,根据过去一周儿童食物摄入的回顾,不计食物的消费频次和数量,每消费1类食品计1分,健康食品和摄入过量则不健康食品分别计分,儿童健康食品摄入得分的取值为0—5,摄入过量则不健康食品得分的取值为0—3。家庭食品支出。采用过去一年家庭食品支出的金额来衡量。

(4)调节变量:流动性约束。文章根据脱贫户面临的流动性约束差异将其进行分类,把脱贫户先按收入,再按储蓄从高到低进行排序,把样本等分成3组,定义3组的流动性约束条件依次为强、中、弱^[38]。

(5)其他控制变量。为尽可能排除影响儿童营养健康状况的其他因素的影响,控制了三个方面的特征变量:一是儿童特征变量,包括年龄、性别、受教育阶段、是否有医疗保险等;二是家庭特征变量,包括家庭做饭用水和燃料类型、厕所类型、家庭人均年纯收入等;三是父母特征变量,包括父母的受教育年限、身高、体重、健康自评、有无医疗保险等。

表1汇报了变量定义以及样本的描述性统计结果。在剔除年龄别体重Z评分(WAZ)低于-6和高于5、年龄别身高Z评分(HAZ)低于-6和高于6以及重要变量有缺失的样本后,得到有效样本4272个,其中低保样本342个,占全部家庭的8.01%,低保的覆盖率较低,符合前文理论推导的前提背景。整体而言,低保户儿童年龄别体重(WAZ)和低体重、年龄别身高(HAZ)和生长发育迟缓情况均弱于非低保户儿童。另外,样本期内低保户儿童和非低保户儿童在大部分控制变量上的差异都非常显著,具体来说,低保户儿童年龄更大、父母受教育年限更短、身高更矮、体重更轻、家庭人均年纯收入更少,这在一定程度上给直接估计带来偏误。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量名称	变量定义	全样本	控制组	对照组
WAZ	儿童年龄别体重	0.035	0.048	-0.115
HAZ	儿童年龄别身高	-0.824	-0.779	-1.336
儿童患病	过去一个月孩子是否生病:是=1;否=0	0.337	0.340	0.293
低保	是否是哪种政府确定的低保补助对象	0.080	0	1
儿童健康食品摄入得分	最近一周儿童摄入鱼类、蔬菜水果、奶制品、豆制品和蛋类的计数和	1.820	1.875	1.217
儿童摄入过量则不健康食品得分	最近一周儿童摄入肉类、腌制食品和膨化油炸食品的计数和	0.860	0.891	0.522
家庭食品支出	过去一年家庭食品支出/元,取自然对数	9.300	9.319	9.084
流动性约束	先依收入同时再依储蓄从高到低进行排序,分别定义为强中弱流动性约束	2.000	2.021	1.764
儿童年龄	儿童实际年龄	5.437	5.825	5.351
儿童性别	男孩=1;女孩=0	0.523	0.523	0.524
儿童受教育阶段	儿童当前正在上哪级学校:未入学=0;托儿所=1;幼儿园/学前班=2;小学=3;初中=4;高中/中专/技校/职高=5	1.726	1.804	1.698
儿童医疗保险	儿童有无社会医疗保险或商业医疗保险:有=1;无=0	0.611	0.611	0.617
母亲受教育年限	母亲受教育年限	6.811	5.186	6.989
父亲受教育年限	父亲受教育年限	7.918	6.560	8.045
母亲体重	母亲体重/斤	112.1	109.6	112.51
父亲体重	父亲体重/斤	133.6	130.05	133.93
母亲身高	母亲身高/厘米	159.4	159.03	159.38
父亲身高	父亲身高/厘米	170.4	169.68	170.46
母亲健康自评	母亲的健康状况自评:非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;一般=4;不健康=5	2.709	2.968	2.686
父亲健康自评	父亲的健康状况自评:非常健康=1;很健康=2;比较健康=3;一般=4;不健康=5	2.534	2.596	2.538
母亲医疗保险	母亲有无医疗保险:有=1;无=0	0.905	0.887	0.908
父亲医疗保险	父亲有无医疗保险:有=1;无=0	0.922	0.913	0.926
家庭人均年纯收入对数	家庭人均年纯收入/元,取自然对数	9.011	8.810	9.029
做饭用水	做饭是否使用清洁水源:是=1;否=0	0.490	0.496	0.498
厕所类型	是否使用冲水厕所:是=1;否=0	0.297	0.168	0.323
做饭用水	做饭是否使用清洁能源:是=1;否=0	0.486	0.301	0.504

3. 估计策略

(1)倾向得分匹配(propensity score matching,PSM)。考察低保对脱贫户儿童营养健康的影响,最直接的办法是比较低保户儿童与非低保户儿童的营养健康状况的变化。但获得低保实际上是一种选择性的结果,比如受教育程度低、家庭收入低、家庭成员营养健康状况差的家庭更可能获得低保。因此,简单地以低保户儿童营养健康状况的均值与非低保户儿童的均值进行分析比较,将会导致样本选择偏差所带来的内生性问题,为了排除这些因素的影响,文章采用倾向得分匹配来缓解样本选择性偏差。在倾向得分匹配后分别进行最小二乘、二元Logit和固定效应回归以分析低保对脱贫户儿童营养健康的影响,具体模型构建如下:

$$y_{irt} = \alpha_0 + \alpha_1 D_i Bao_{irt} + X'_{irt} \beta + \epsilon_{irt} \tag{13}$$

$$y_{irt} = \ln \frac{P_i}{(1 - P_i)} = \alpha_0 + \alpha_1 D_i Bao_{irt} + X'_{irt} \beta + \epsilon_{irt} \tag{14}$$

$$y_{irt} = \alpha_0 + \alpha_1 D_i Bao_{irt} + X'_{irt} \beta + c_i + \delta_r + \theta_t + \epsilon_{irt} \tag{15}$$

其中, y_{irt} 为儿童*i*在*r*地区*t*时点的营养健康状况,包括临床指标和人体测量指标; $D_i Bao_{irt}$ 代表儿童*i*所在家庭在*r*地区*t*时期是否为政府确定的低保补助对象,是则赋值为1,否则赋值为0; X'_{irt} 是其他可能影响儿童营养健康状况的控制变量,包括儿童、家庭和父母特征变量; c_i 是个体层面不可观测的

异质性; δ_i 是地区固定效应; θ_t 是时间固定效应; ε_{irt} 是随机干扰项,包含了其他不可观测的因个体、省份和年份差异而不同的因素。

(2)中介效应检验。采用逐步回归方法并结合温忠麟等^[39]的检验步骤对低保影响农村脱贫户儿童短期营养状况的中介效应进行检验,中介模型和检验步骤如下所示:

$$Y=cX+e_1$$
(16)

$$M=aX+e_2$$
(17)

$$Y=c'X+bM+e_3$$
(18)

(3)调节效应检验。选择采用费舍尔组合检验对不同流动性约束组间系数差异的显著性进行判断,其原理是Bootstrap抽样,进而检验两组系数差异是否异于零。具体做法是先算出两组系数差异,然后通过估计该统计量所处分布来推出经验*p*值,判断组间差异的显著性。

(4)有调节的中介效应检验。参考温忠麟等^[39-41]总结的流程检验有调节的中介效应模型,具体模型和检验流程如下所示:

$$Y=c_0+c_1X+c_2U+c_3UX+e_1$$
(19)

$$M=a_0+a_1X+a_2U+a_3UX+e_2$$
(20)

$$Y=c'_0+c'_1X+c'_2U+b_1M+b_2UM+e_3$$
(21)

$$Y=c'_0+c'_1X+c'_2U+c'_3UX+b_1M+b_2UM+e_4$$
(22)

三、实证分析与检验

1. 基准回归

表2汇报了低保对脱贫户儿童营养健康影响的基准回归结果。OLS估计结果显示,在没有控制其他因素影响的情况下,低保户儿童的短期营养状况和长期营养状况均弱于非低保户儿童,但低保户儿童患病的概率显著低于非低保户儿童。通过倾向得分匹配的固定效应回归分析,控制影响儿童营养健康状况的其他因素,结果表明获得低保补助能够提高儿童的WAZ。这意味着收入增加,低保户儿童的WAZ也会随之增加,这一结论符合前文的理论预期,验证了H₁。此外,低保不会对儿童的HAZ产生显著影响,这一结论与Coetzee^[42]的研究结论类似,也符合前文理论推导,进一步验证了H₁。PSM-Logit估计结果显示,在其他影响儿童低体重的因素不变的情况下,低保能够降低儿童低体重的概率,具体而言,保持其他变量不变时,低保户儿童低体重的概率比非低保户儿童低5%。然而,低保对儿童发育迟缓和患病的概率没有显著影响。

表2 基准回归结果

变量或 指标名称	WAZ/低体重			HAZ/生长发育迟缓			儿童患病	
	OLS	PSM-FE	PSM-Logit	OLS	PSM-FE	PSM-Logit	Logit	PSM-Logit
低保	-0.163*	0.284*	-0.345	-0.557***	-0.219	0.189	-0.218*	0.044
	(-1.74)	(1.78)	(-1.25)	(-4.15)	(-0.91)	(0.71)	(-1.77)	(0.2)
常数项	0.048*	-0.962	4.256	-0.779***	-4.452	21.389***	-0.661***	1.74
	(1.93)	(-0.29)	(0.86)	(-20.63)	(-0.61)	(2.61)	(-19.63)	(0.42)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
地区固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes
观测值	4272	572	572	4272	547	547	4268	925
R ²	0.001	0.254	0.159	0.004	0.211	0.247	0.001	0.171

注:①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著水平,括号内为标准误,下同。

2. 匹配平衡检验

倾向得分匹配的准则要求趋势评分必须满足平衡性。这种平衡性包括两个方面:一方面指处理组儿童的倾向得分值与对应的对照组儿童的倾向得分值要尽量接近,匹配后的样本具有良好的可比性,即满足“共同支撑”条件;另一方面,匹配后,除了脱贫户是否获得低保补助外,其他特征变量在组

间均值上不存在显著差异,即“条件独立性”假设。图1为匹配前后PS值对比的核密度图。匹配后,处理组和对照组的倾向得分在较大范围上存在重叠,绝大部分观察值都落在共同范围内。因此,匹配过程中只会损失少量样本,匹配后的样本具有较好的可比性。图2展示了匹配前后两类家庭偏差绝对值的分布特征,可以看到各变量的标准化偏差在匹配后明显缩小。同时本文还对匹配结果做了平衡性检验,发现大部分变量的偏差小于10%,且大部分变量的 t 检验结果显示低保户和非低保户之间已无系统性差异。

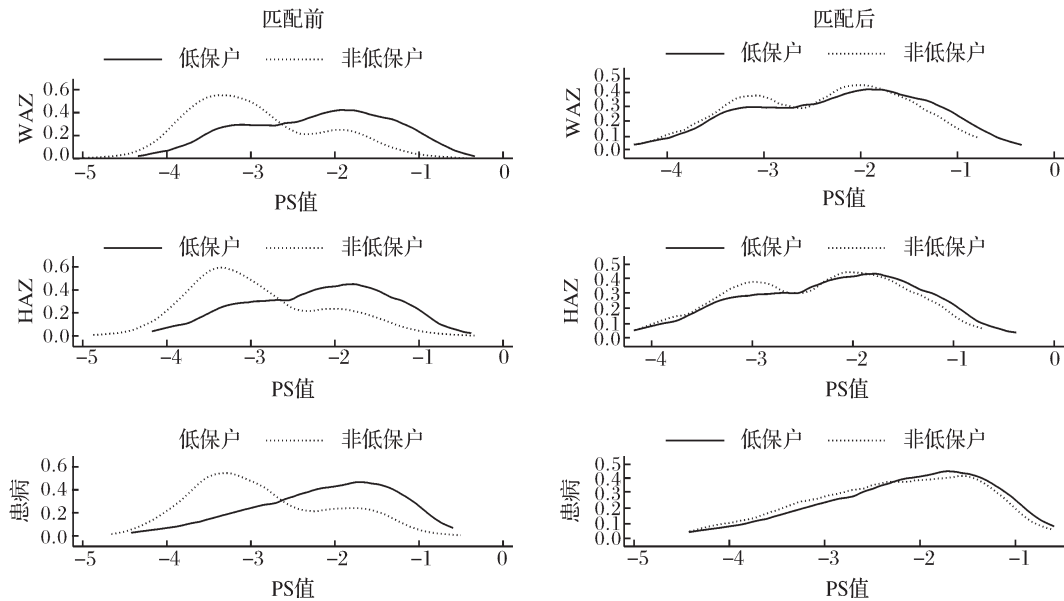


图1 匹配前后PS值对比的核密度

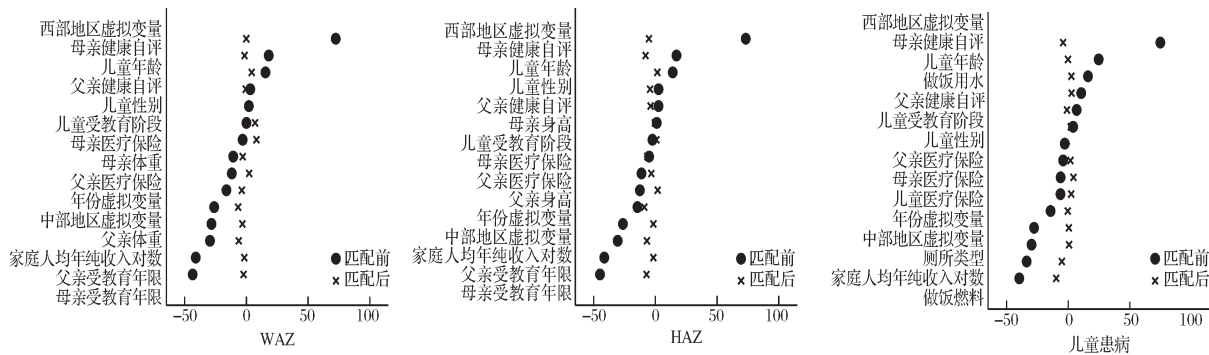


图2 不同家庭各协变量匹配前后的标准偏差变化

3. 机制分析

(1)中介效应检验。低保对儿童WAZ影响的中介效应检验结果如表3所示。首先,儿童健康食品摄入得分的中介效应检验显示,低保对儿童健康食品摄入没有显著影响,但增加儿童对健康食品的摄入将增加儿童的WAZ。通过Bootstrap检验进一步验证间接传导效应是否存在,检验结果显示,95%置信水平下的间接效应置信区间为(-0.146,0.066),该区间包含0,说明儿童健康食品摄入得分的间接传导机制不显著。其次,对儿童摄入过量则不健康食品得分的中介效应进行检验表明,低保会减少儿童对摄入过量则不健康食品的摄入,增加儿童对摄入过量则不健康食品的摄入将增加儿童的WAZ。此外,低保对儿童WAZ的影响在1%的水平上显著为正,也就是说加入中介变量儿童摄入过量则不健康食品得分后,低保对儿童WAZ的直接效应仍显著,且 ab 与 c' 异号,说明儿童摄入过量则不健康食品得分会对低保补助与儿童WAZ之间的关系产生遮掩效应,该遮掩效应的大小为0.681,从而验证了 H_{2a} 。最后,家庭食品支出的中介效应检验结果表明,低保会增加家庭食品支出,这一结论与Coetzee^[42]类似,且增加家庭食品支出将增加儿童的WAZ。同时,低保对儿童WAZ的影响

在 5% 的水平上显著为正,ab 与 c' 同号,说明家庭食品支出会对低保补助与儿童 WAZ 之间的关系产生部分中介效应,该中介效应的大小为 0.174,从而假设 H_{2b} 得以验证。

表 3 中介效应检验结果

变量或指标名称	M1	WAZ	M2	WAZ	M3	WAZ
低保	0.363 (0.49)	1.290*** (3.80)	-1.717* (-1.66)	1.077*** (3.22)	0.233* (1.70)	0.380** (2.26)
M1/M2/M3		0.232* (1.74)		0.427** (2.17)		0.284* (1.75)
常数项		-5.585*** (-2.78)		-1.736 (-0.68)	2.469 (1.43)	-3.977 (-1.48)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	No	No	No	No	No	No
年份固定效应	No	No	No	No	No	No
观测值	68	68	68	68	241	569
R ²	0.039	0.661	0.188	0.536	0.442	0.244

注:①M1 为儿童健康食品摄入得分,M2 为儿童摄入过量则不健康食品得分,M3 为家庭食品支出,下同。

(2)调节效应检验。表 4 汇报了不同流动性约束下脱贫户获得低保补助对儿童 WAZ 影响的估计结果。在弱流动性约束影响下,低保对增加儿童 WAZ 有显著效果;在强流动性约束下,这种增加效应消失。但是,“弱流动性约束”组和“强流动性约束”组的低保补助估计系数差异的经验 p 值不显著,说明直接效应即低保对儿童 WAZ 的影响不受流动性约束的调节。

表 4 流动性约束的调节效应检验结果

	WAZ	弱流动性约束	强流动性约束
低保		0.520* (1.65)	-0.0752 (-0.28)
常数项		-32.89*** (-3.06)	-13.96** (-2.35)
控制变量		Yes	Yes
地区固定效应		No	No
年份固定效应		No	No
观测值		201	165
R ²		0.560	0.535
经验 p 值		$p=0.300$	

(3)有调节的中介效应检验。表 5 汇报了低保影响儿童 WAZ 的有调节的中介效应检验结果。首先,流动性约束对儿童健康食品摄入得分的有调节的中介效应检验结果显示,系数 a_3 即低保与强流动性约束的交互项在 10% 的统计水平上显著为负,系数 b_1 即儿童健康食品摄入得分对儿童 WAZ 的影响在 10% 的水平上也显著为负,且由于低保对儿童健康食品摄入和低保与强流动性约束的交互项估计系数符号不一致,说明该中介效应与强流动性约束存在替代作用,中介效应在调节变量的影响下减弱,即低保对儿童健康食品摄入得分的影响随着脱贫户面临的流动性约束的增强而减弱,验证了 H_3 。

其次,流动性约束对儿童摄入过量则不健康食品得分的有调节的中介效应检验表明,低保与强流动性约束的交互项在 10% 的统计水平上显著为负,儿童摄入过量则不健康食品得分对儿童 WAZ 的影响在 1% 的水平上也显著为负,因此,低保对儿童摄入过量则不健康食品得分的影响受到强流动性约束的调节,且低保对儿童摄入过量则不健康食品得分和低保与强流动性约束的交互项估计系数符号不一致,说明低保对儿童摄入过量则不健康食品得分的影响随着脱贫户面临的流动性约束的增强而减弱,结果验证了 H_3 。

最后,流动性约束对家庭食品支出的有调节的中介效应检验表明,在加入低保与强流动性约束的交互项后,低保对家庭食品支出的影响不显著,低保与强流动性约束的交互项在 10% 的统计水平上显著为负;此外,家庭食品支出对儿童 WAZ 的影响在 5% 的水平上显著为正,家庭食品支出与强流动性约束的交互项即系数 b_2 在 5% 的统计水平上显著为正,因此,家庭食品支出的中介效应前后半路径均受到调节。一方面,由于低保对家庭食品支出和低保与强流动性约束的交互项估计系数符号不一致,说明该中介效应与强流动性约束存在替代作用,前半中介效应在调节变量的影响下减弱了,即低保对家庭食品支出的影响随着脱贫户面临的流动性约束的增强而减弱,验证了 H_3 。另一方面,由

于家庭食品支出对儿童 WAZ 和强流动性约束与家庭食品支出的交互项的估计系数符号一致,说明该中介效应与强流动性约束存在互补作用,后半中介效应在调节变量的影响下增强了,即家庭食品支出对儿童 WAZ 的影响随脱贫户面临的流动性约束的增强而增强。

表 5 有调节的中介效应检验结果

变量或指标名称	M1	WAZ	M2	WAZ	M3	WAZ
低保	1.289 (0.87)	0.295 (0.68)	0.404 (0.19)	0.33 (0.85)	0.058 (0.36)	0.152 (0.74)
强流动性约束	1.886 (0.45)	0.175 (0.34)	−19.930** (−2.06)	1.114*** (4.27)	0.187 (0.34)	−5.642** (−2.19)
低保×强流动性约束	−12.193* (−1.76)		−9.199* (−1.75)		−0.580* (−1.81)	−0.799* (−1.87)
M1/M2/M3		−0.245* (−1.72)		−0.373*** (2.88)		0.320** (2.15)
M1/M2/M3×强流动性约束		0.338 (1.32)		0.375* (1.73)		0.623** (2.20)
常数项		−3.653*** (3.39)		−2.624*** (4.06)	6.993** (2.01)	−5.550*** (−3.32)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	No	No	No	No	No	No
年份固定效应	No	No	No	No	No	No
观测值	37	37	37	37	363	363
R ²	0.348	0.673	0.541	0.715	0.053	0.387

4. 稳健性检验

(1)替换实证模型。PSM 仅能控制可观测因素导致的选择性偏误,为避免影响儿童营养健康状况的不可观测因素导致的选择性偏误,本研究决定采用内生转换模型(ESR)进行稳健性检验。应用内生转换模型需要加入能影响选择方程但不影响结果方程的工具变量,本文选择脱贫户所在村低保率作为低保的工具变量,使用两阶段最小二乘(2SLS)回归发现,一阶段回归 F 统计量都大于 10,因此不存在弱工具变量问题。

表 6 汇报了内生转换模型的估计结果。Wald Chi2 检验结果均显著异于零,说明实证模型在统计上是有效的。第(1)列结果显示, rho1 显著即选择方程与结果方程的误差项有一部分是由不可观测的个体效应导致的,因此对于儿童 WAZ,有必要纠正由不可观测因素引起的样本自选择偏误,采用内生转换模型是合适的。第(2)列和第(3)列结果显示, rho1 和 rho2 均不显著,因此,不必使用内生转换模型对其估计结果进行纠正。

表 7 汇报了使用内生转换模型得到的低保对儿童 WAZ 影响的平均处理效应。ATT 估计结果表明,低保显著提高了儿童的 WAZ,与前文的结论一致。

(2)替换被解释变量。将主要被解释变量由前文的 WAZ、HAZ 和“过去一个月儿童是否生病”替

表 6 替换实证模型:内生转换模型

变量	(1)	(2)	(3)
	WAZ	HAZ	儿童患病
rho1	−0.970*** (0.022)	0.682 (0.311)	0.629 (0.426)
rho2	−0.328 (0.280)	−0.400 (0.247)	0.515 (0.451)
控制变量	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	1774	1767	2603
对数似然值	−3419.4369	−4280.7024	−2107.3659
Wald Chi2 检验	38.81	30.67	120.19

表 7 内生转换模型:低保对儿童 WAZ 影响的平均处理效应

变量	观测值	ATT	标准差	t 值
低保对儿童 WAZ 影响的平均处理效应	226	0.971***	0.093	10.422

换为年龄别体重(WHZ)和“过去一个月儿童生病次数”,并利用PSM-FE模型进行重新估计。WHZ可用于衡量儿童短期营养状况,当儿童WHZ大于2时,意味着该儿童可能面临肥胖风险;如果WHZ小于0,则表明该儿童营养健康状况较差;当儿童WHZ小于-2时,意味着儿童为消瘦状态。表8的实证结果表明低保对儿童WHZ的影响在10%的统计水平上显著为正,说明低保可以降低儿童消瘦概率和增加儿童肥胖概率,同时低保不会对儿童患病次数产生显著影响,与前文的结论一致。

(3)更换匹配方法。除了前文所使用的卡尺内一对四匹配法,还有半径匹配法、核匹配法、K近邻匹配法等多种匹配方法。本文采用卡尺内一对一近邻匹配和最近邻匹配法进行匹配,检验实证结果的稳健性。结果如表9所示,采用卡尺内一对一近邻匹配和最近邻匹配替换原匹配方法后,低保对儿童WAZ的影响仍然显著,同时不会对儿童HAZ和患病产生显著影响,表明前文得到的估计结果具有稳健性。

表8 替换被解释变量:儿童身高别体重Z评分(WHZ)和儿童患病次数

变量	WHZ	消瘦	肥胖	儿童患病次数
	PSM-FE	PSM-Logit	PSM-Logit	PSM-FE
低保	0.480* (1.86)	-2.002*** (-4.18)	0.854** (2.27)	0.040 (0.20)
常数项	0.329 (0.10)	-2.710 (-0.41)	-0.223 (-0.04)	5.807** (2.38)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	364	364	364	270
R ²	0.170	0.331	0.229	0.161
AME	—	-0.065***	0.153**	—

表9 替换匹配方法

变量	卡尺内一对一近邻匹配			最近邻匹配		
	WAZ	HAZ	儿童患病	WAZ	HAZ	儿童患病
低保	0.491** (2.18)	-0.328 (-1.01)	0.044 (0.20)	0.479** (2.16)	-0.302 (-0.94)	-0.147 (-0.53)
常数项	1.474 (0.37)	1.138 (0.13)	1.740 (0.42)	1.550 (0.39)	0.808 (0.10)	2.724 (0.61)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	267	263	925	267	265	436
R ²	0.318	0.268	0.171	0.338	0.274	0.172

四、结论与政策建议

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)的数据,在倾向得分匹配基础上进行混合OLS或二元Logit和固定效应分析,实证分析了低保对脱贫户儿童年龄别体重(WAZ)、年龄别身高(HAZ)和患病情况的影响。研究发现:低保总体上可以显著提高儿童的年龄别体重(WAZ),而对儿童年龄别身高(HAZ)和患病没有显著影响,也就是说低保可以改善儿童的短期营养,但是不会影响其长期营养和健康结果。低保影响儿童WAZ的机制分析发现,低保并没有通过增加儿童健康食品摄入得分改善儿童短期营养状况(WAZ);而摄入过量则不健康食品得分在低保对儿童WAZ的影响中产生遮掩效应;家庭食品支出则在低保对儿童WAZ的影响中产生部分中介效应。此外,研究还发现流动性约束有调节的中介效应显著,具体而言,低保对儿童健康食品摄入得分和摄入过量则不健康食品得分的影响随着脱贫户面临的流动性约束的增强而减弱;家庭食品支出对儿童WAZ的影响随着脱贫户面临的流动性约束的增强而增强。

基于结论得到如下政策启示:首先,为更好地发挥低保政策对脱贫户儿童短期营养状况改善的积极作用,可以加强对低保家庭儿童营养改善的宣传和引导,在低保政策的实施过程中引导家庭将部分补助资金用于改善儿童食物消费,促进低保改善儿童短期营养状况,增加代际人力资本积累。其次,考虑到低保在改善儿童食物消费结构和营养健康状况的有限性,可以通过设置低保受益条件,

如设置家庭补助资金用于儿童营养改善的比例,提升低保补助资金在儿童营养健康改善的靶向作用。再次,还需要加强农村家庭营养知识宣传和配餐建议,减少由于食品摄入过量导致的遮掩效应。最后,根据低保发挥作用的现实条件,针对不同流动性约束的家庭,实施有差别的低保政策,如重点关注面临强流动性约束的脱贫户改善儿童食物消费的能力,积极通过政府儿童“营养包”救助、膳食知识宣传等方式减轻这部分人群的消费负担,缓解家庭流动性约束,促进强流动性约束脱贫户儿童营养改善。

参 考 文 献

- [1] 李晗,陆迁.无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据[J].中国农村经济,2022(10):82-101.
- [2] 吴琼.家庭收入质量、消费结构对农村儿童健康的影响研究[D].沈阳:沈阳农业大学.
- [3] ZHOU C C, SEAN S, ZHANG L X, et al. China's left-behind children: impact of parental migration on health, nutrition, and educational outcomes[J]. Health affairs, 2015, 34(11): 1964-1971.
- [4] 孙晗月,周楠.家庭环境对儿童体质健康影响的研究进展[J].中国妇幼保健,2024,39(16):32.
- [5] 梁土坤.低保政策、家庭结构与贫困人口幸福感[J].现代经济探讨,2019(5):29-39.
- [6] 张栋.低保制度提升贫困群体主观幸福感、获得感、安全感了吗?——基于CFPS面板数据的实证分析[J].商业研究,2020(7):136-144.
- [7] 陶纪坤,孙培栋.农村低保的收入再分配效应与减贫效应测度[J].经济纵横,2022(12):88-96.
- [8] 陈宗胜,文雯,任重.城镇低保政策的再分配效应——基于中国家庭收入调查的实证分析[J].经济学动态,2016(3):11-20.
- [9] 陈典,郑晓冬,方向明.农村低保对贫困家庭消费的影响[J].中国人口科学,2022(5):108-125,128.
- [10] 尹志超,郭沛瑶.精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究[J].管理世界,2021,37(4):64-83.
- [11] PARKER S W, VOGL T. Do conditional cash transfers improve economic outcomes in the next generation? Evidence from Mexico [J]. The economic journal, 2023, 133(655): 2775-2806.
- [12] BAIRD S C, MCINTOSH, OZLER B. When the money runs out: do cash transfers have sustained effects on human capital accumulation[J]. Journal of development economics, 2019, 140(9): 169-185.
- [13] 白晨.中国儿童发展“梯度”效应及社会政策干预研究——来自“城乡困难家庭社会政策支持系统建设”调查的证据[J].山东社会科学,2021(8):83-91.
- [14] 沈丹.西藏城市贫困家庭儿童教育和健康的实证研究[J].兴义民族师范学院学报,2020(1):7-11.
- [15] 邓大松,王增文.我国农村低保制度存在的问题及其探讨——以现存农村“低保”制度存在的问题为视角[J].山东经济,2008(1):61-64.
- [16] 汪三贵, ALBERT P. 中国农村贫困人口的估计与瞄准问题[J].贵州社会科学,2010(2):68-72.
- [17] 朱梦冰,李实.精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析[J].中国社会科学,2017(9):90-112,207.
- [18] LAWRENCE F C. Poverty and the rate of time preference: evidence from panel data[J]. Journal of political economy, 1991, 99(1): 54-77.
- [19] PENDER J L. Discount rates and credit markets: theory and evidence from rural india[J]. Journal of development economics, 1996, 50(2): 257-296.
- [20] DOHMEN T, FALK A, HUFFMAN D, et al. Individual risk attitudes: measurement, determinants, and behavioral consequences [J]. Journal of the European economic association, 2011, 9(3): 522-550.
- [21] 姜妙屹.试论我国家庭政策与儿童政策相结合的儿童优先脱贫行动[J].社会科学辑刊,2019,243(4):96-103.
- [22] 甘犁,赵乃宝,孙永智.收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J].经济研究,2018,53(12):34-50.
- [23] 李晓嘉.教育能促进脱贫吗——基于CFPS农户数据的实证研究[J].北京大学教育评论,2015,13(4):110-122,187.
- [24] ROSS A C, CABALLERO B, COUSINS R J, et al. Modern nutrition in health and disease[M]. Jones & bartlett learning, 2020.
- [25] World Health Organization. WHO child growth standards: length/height-for-age, weight-for-age, weight-for-length, weight-for-height and body mass index-for-age: methods and development[C]. World Health Organization, 2006.
- [26] MANSURI G. Migration, school attainment, and child labor: evidence from rural Pakistan[J/OL]. Policy research working paper, 2006[2024-05-16]. DOI: <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-3945>.
- [27] GOODE A, MAVROMARAS K, ZHU R. Family income and child health in China [J]. China economic review, 2014(4): 152-165.
- [28] 王芳,周兴.家庭因素对中国儿童健康的影响分析[J].人口研究,2012,36(2):50-59.
- [29] 何青,袁燕.儿童时期健康与营养状况的跨期收入效应[J].经济评论,2014(2):52-64,114.
- [30] LIANLIAN L, FENG L, ELAINE H. Labour migration and health of left-behind children in China[J]. The journal of development studies, 2018, 1(54): 93-110.
- [31] 李姣媛,沈政.父母心理健康与农村儿童人力资本积累——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的经验证据[J].西北人口,2021,42(2):71-84.
- [32] MEI Z, GRUMMER-STRAWN L M. Standard deviation of anthropometric Z-scores as a data quality assessment tool using the 2006 WHO growth standards: a cross country analysis[J]. Bull world health organ, 2007, 85(6): 441-448.

- [33] 姚志,何蒲明.中国农村居民粮食消费需求及弹性测算[J].统计与决策,2020,36(3):52-56.
- [34] MENG X, GONG X D, WANG Y. Impact of income growth and economic reform on nutrition availability in urban China: 1986-2000[J]. Economic development and cultural change, 2009, 57(2): 261-295.
- [35] 张翠玲,强文丽,牛叔文,等.基于多目标的中国食物消费结构优化[J].资源科学,2021,43(6):1140-1152.
- [36] 张宗利,徐志刚.收入增长与膳食知识对超重人群热量摄入的影响——基于居民体重管理决策模型[J].农业现代化研究,2020,41(1):104-114.
- [37] SABRI B, CAROLINA B, BHUPATHIRAJU S N, et al. Development and validation of a novel food-based global diet quality score (GDQS)[J]. The journal of nutrition, 2021, 151(S2): 75-92.
- [38] 徐志刚,宁可,钟甫宁,等.新农保与农地转出:制度性养老能替代土地养老吗?——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J].管理世界,2018,34(5):86-97,180.
- [39] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [40] 温忠麟,张雷,侯杰泰.有中介的调节变量和有调节的中介变量[J].心理学报,2006(3):448-452.
- [41] 温忠麟,叶宝娟.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补?[J].心理学报,2014,46(5):714-726.
- [42] COETZEE M. Finding the benefits: estimating the impact of the South African child support grant[J]. South african journal of economics, 2013, 81(3): 427-450.

Study on the Effect of the Rural Subsistence Allowance System on the Nutrition and Health Status of Children in Poverty-Alleviated Households

HUANG Fan, LIU Yan, ZHANG Zeyu

Abstract As the most fundamental component of the rural welfare system, the poverty alleviation effect of the subsistence allowance has received widespread attention in academia, but the impact of the subsistence allowance on the nutrition and health status of children in poverty-alleviated households is often overlooked. From the perspective of consumer behavior theory, this paper constructs a theoretical model to discuss the impact of subsistence allowances on the nutrition and health status of children from poverty-alleviated households. Using data from the China Family Panel Studies (CFPS) spanning three periods from 2010 to 2014, the study employs propensity score matching (PSM) and intermediary model to analyze the impact of subsistence allowances on children's nutrition and health status and the underlying mechanisms. The research findings indicate that the subsistence allowance can improve the short-term nutrition of children, but does not affect their long-term nutrition and health outcomes. The mediating effect of the healthy food intake score on the short-term nutritional status was not significant, while excessive intake of unhealthy foods creates a masking effect in the relationship between the subsistence allowance system and children's short-term nutritional status. Household food expenditure plays a partial mediating role. Regarding differences in the intensity of liquidity constraint, the improvement in children's short-term nutrition status due to subsistence allowance weakens as the liquidity constraints faced by poverty-alleviated households increase. Therefore, it is evident that China's subsistence allowance system still requires improvement, and it is necessary to actively explore a conditional cash transfer payment model suitable for China's national conditions, as well as to establish and improve a transfer payment system with Chinese characteristics.

Key words rural subsistence allowance; children's nutrition and health; poverty trap; liquidity constraint

(责任编辑:陈万红)