

# 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

李 晗 陆 迁

**摘要：**本文以家庭发展韧性为切入点，构建理论模型讨论无条件现金转移支付对家庭福利的长期影响，并基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2011—2018年四期数据，将中国低保政策实施作为一项准自然实验，利用多期DID模型控制潜在的内生性问题，对上述理论问题进行实证分析与机理验证。主要研究结论如下：无条件现金转移支付能够显著提高家庭发展韧性，且作用效果随着时间推移逐渐增强，该作用效果表现为降低外部冲击干扰并刺激家庭经济发展。进一步分析表明，无条件现金转移支付主要通过提高人力资本水平与资产积累作用于家庭发展韧性。从城乡差异来看，无条件现金转移支付对城镇家庭发展韧性的作用效果高于对农村家庭的效果；从区域差异来看，东部地区低保政策效果显著高于中西部地区。本文的发现对巩固拓展脱贫攻坚成果、塑造“韧性小农”以及实现城乡协调发展有着重要的政策启示。

**关键词：**无条件现金转移支付 发展韧性 低保政策 长期影响

**中图分类号：**F812.7 **文献标识码：**A

### 一、引言

2020年，困扰中国几千年的绝对贫困问题得到如期解决，经济发展朝着高质量与共同富裕方向推进。然而，在新冠肺炎疫情全球大流行和气候变化带来自然灾害频发的双重压力下，低收入家庭面临的外部冲击在未来一段时期内将进一步加剧，不断推进的市场化改革和经济全球化使得脆弱性家庭面临更多的风险和不确定性（韩华为和高琴，2017）。提高低收入家庭的抗风险能力、防止返贫仍是全面推进乡村振兴阶段扶贫战略的重点工作（王貂等，2021）。因此，探寻提升低收入家庭发展韧性的实现路径，对于巩固拓展脱贫攻坚成果具有重要意义。

---

\*本文研究受到国家自然科学基金面上项目“保护性耕作技术采用的需求诱导机制研究：组织支持、跨期选择与激励效果”（项目号：71973105）和西北农林科技大学经济管理学院研究生科技创新项目（项目号：JGYJSCXXM202202）的资助。感谢中国社会科学院王瑜博士、北京农业职业学院任晓娜副教授、西北农林科技大学石宝峰教授在论文写作中给予的宝贵修改建议，文责自负。本文通讯作者：陆迁。

作为提高国民生活水平与促进农村繁荣发展的重要财政工具，无条件现金转移支付向符合条件的家庭直接提供现金补助，而不规定该项资金的用途，具有平滑消费与改善福利的作用（Haushofer and Shapiro, 2016）。在中国政策实践中，无条件现金转移支付也被视为 2020 年后改善收入分配格局与构建解决相对贫困长效机制的重要政策工具。《中共中央 国务院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》明确提出“完善最低生活保障制度”、“健全低保标准制定和动态调整机制”、“建立健全巩固拓展脱贫攻坚成果长效机制”。

在理论层面，科学制定和实施激励相容的公共转移支付政策有助于实现长期可持续的减贫目标、有效改善收入分配格局，同时有利于扩大中等收入群体、提高总体消费水平，形成经济发展的“转移支付红利”（郑晓冬等，2020）。但是从政策实施角度看，无条件现金转移支付在家庭长期福利提升方面存在潜在不利因素：一方面，由于无条件特征，现金转移支付可能用于购买消遣商品，而非用于家庭长期发展方面的投资，从而降低整体福利效应；另一方面，现金转移支付带来的收入效应可能会降低劳动力供给，即负向就业激励效应（韩华为，2019）。事实上，社会保障的负向激励效应长期以来是救助政策发挥长效作用的“堵点”，最为典型的是各个国家反贫困实践中面临的脱贫缺乏主动性，“等、靠、要”思想及扶贫“养懒汉”等困境（李小云等，2019）。那么，一个值得研究的现实问题是，无条件现金转移支付能否超出平滑消费的短期效用范围，起到促进家庭经济稳定向上流动的长期作用？对该问题的回答既是对现金转移支付这一重要社会保障制度长期效果的直接评估，也对扎实推进共同富裕具有指导意义。

现有研究在考察无条件现金转移支付作用效果时重点围绕着收入效应，关注贫困家庭短期福利改善（Banerjee et al., 2015；解垚，2017；韩华为和高琴，2017），但是忽略了家庭面临着不确定外部环境这一特征事实，立足于家庭生命周期关注经济状态长期变化的研究非常有限。发展韧性作为连接外部冲击与长期发展的纽带，刻画了家庭摆脱贫困以及向上流动的过程，从而为脱贫长效机制研究与政策设计提供新的思路（李晗和陆迁，2021）。本文沿用 Barrett and Consta (2014) 结合贫困陷阱理论与脆弱性理论所界定的发展韧性概念，即个人、家庭或其他综合单位在面对各种压力或多种冲击后长时期内避免陷入贫困的能力。在指标测度上，Cisse and Barrett (2018) 将上述概念转化为一种计量经济学方法，通过对福利函数条件期望和方差的估计，将发展韧性估计为满足某种福利标准的条件概率，能够预测多重风险下家庭长期发展图景（Lokendra et al., 2019）。基于上述理论逻辑，本文在微观福利分析框架下，以发展韧性为切入点分析无条件现金转移支付在促进家庭经济长期稳定发展方面的作用。

评估无条件现金转移支付（或其他公共政策）的难点之一在于找到合适的反事实。政策受益者往往有资格获得其他转移支付，如保险赔偿、教育资助或有条件现金转移支付，因此，很难单独评估无条件现金转移支付的影响（Aizer et al., 2016）。为克服该问题，本文利用中国最低生活保障制度（以下简称“低保”）来识别无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影响及作用机制。低保作为全世界规模最大的无条件现金转移支付项目之一，覆盖范围广、持续时间长，截至 2019 年底中国共有城市低

保户 524.9 万户、860.9 万人，农村低保户 1892.3 万户、3455.4 万人<sup>①</sup>，这为研究无条件现金转移支付提供了一个良好的实证环境。

综上，本文在理论分析的基础上，利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据构建多期双重差分识别策略，以中国低保政策作为一项准自然实验，实证检验无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影响。与已有文献相比，本文的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，面向 2020 年后的反贫困与共同富裕目标，深入考察无条件现金转移支付的长期效应，以此检验政府转移支付能否起到“造血”的功能，这既能够考察中国社会分配的效率问题，又是对中国重大财政支出、专项转移支付项目实质绩效的评估。第二，无条件现金转移支付的长期影响是发展经济学、财政学争议较大的话题，本文基于受益群体规模庞大的低保政策，为该问题的研究提供来自中国的经验证据。第三，从发展韧性的角度审视家庭发展，与传统的贫困识别相比更具有敏感性，更贴近中国社会经济发展实际。尽管现行标准下中国贫困人口已经全部脱贫，但是脱贫家庭仍然非常脆弱，处于相对贫困的家庭返贫概率较大，因此，探究相关财政政策对家庭发展韧性的影响和可能渠道，为阻断返贫和建立解决相对贫困的长效机制提供了方向。

## 二、文献基础

### （一）无条件现金转移支付的长期影响

该领域的研究主要以人力资本为切入点，构建理论与实证模型预测无条件现金转移支付的长期影响。相关文献给出了来自各个国家的经验证据，研究发现，无条件现金转移支付能够显著提高子女入学率、营养和健康状况（Banerjee et al., 2015）。随着研究的深入，部分研究对无条件现金转移支付能否实现远期人力资本提升提出了质疑。Aizer et al.（2016）认为，无条件现金转移支付是否能为贫困家庭中成长的儿童提供终身福利并不能确定，可能的原因在于转移资金较少或者父母并未持续将转移资金用于子女投资，所以无条件现金转移支付对受益人子女的长期影响需要在长时间尺度内检验；进一步地，Baird et al.（2019）的研究发现虽然无条件现金转移支付能够显著降低艾滋病流行率、减少女童怀孕和早婚等现象，但在停止现金转移支付后此类效果迅速消失，这直接动摇了以往关于无条件现金转移支付长期效果评估的底层逻辑。

受长期数据可得性限制，现有文献无法将家庭远期经济状况与无条件现金转移支付放进一个框架内分析，为此不少文献尝试将此类研究拓展到家庭整体发展方面。在东非开展业务的非政府组织 Give Direct 报告称，无条件现金转移支付仅经过 9 个月就对牲畜、耐用资产、农业和商业收入等生产性成果产生了巨大影响（Haushofer and Shapiro, 2016）。Handa et al.（2018）研究了赞比亚政府实施的两个无条件现金转移支付项目，发现三年后受益家庭支出平均比所获得的转移价值高出 67%，这意味着无条件现金转移支付能够发挥相当大的乘数效应。但是上述研究均基于完全确定假设探讨贫困家庭从应急响应到长期生计转型的过程，忽略了家庭面临的外部冲击与不确定性，现金转移支付能否持续地

<sup>①</sup>数据来源：《2019 年民政事业发展统计公报》，<https://images3.mca.gov.cn/www2017/file/202009/1601261242921.pdf>。

在家庭福利中发挥效应依旧无法确定，因此，Haushofer and Shapiro（2016）指出，无条件现金转移支付的长期影响仍是未打开的“黑箱”。

具体到中国情景，虽然早在 20 世纪 90 年代就开始逐步实施“最低生活保障制度”等无条件现金转移支付项目，但早期研究更关注项目运行效率与瞄准度（朱梦冰和李实，2017）。随着研究的深入，现有文献开始从实证角度检验转移项目的福利效应。大部分研究发现，公共转移支付能够降低贫困发生率与多维贫困。范子英（2020）与刘成奎和齐兴辉（2019）分别从宏观与微观层面实证检验了中国公共转移支付对家庭人力资本水平提高以及代际流动的促进作用。但是也有研究得出相反的结论，樊丽明和解垚（2014）研究发现公共转移支付在减少贫困脆弱性方面能力有限。与本文联系最紧密的是王韶等（2021）以消费保险为切入点考察公共转移支付在家庭抵御外部风险中的作用，研究发现现金转移支付并没有显著促进农村家庭平滑消费。从上述研究结论可以看出，一方面，针对中国无条件现金转移支付长期效果的研究并没有得出一致结论，主要分歧点在于无条件现金转移支付能否起到风险应对作用；另一方面，上述绝大部分文献将政府转移支付作为“一揽子”政策分析，未明确区分相关转移支付属性。需要注意的是，由于政府转移支付项目繁多，供给存在多元主体特征，不同转移支付在运行实施方面存在差异，而忽略了该差异，直接照搬财政转移支付对区域经济发展的研究框架所得出的结论，不具备可靠的政策参考价值。

## （二）发展韧性相关研究

对于发展韧性<sup>①</sup>的研究，学者们在理论探讨与实证分析方面均做了大量工作。在理论方面，现有研究较多地借鉴生态学概念，将发展韧性定义为抵御外部风险的能力，主要关注个体、家庭、社区以及国家遭受干扰时缓解、适应以及恢复的能力，并根据不同情境拓展为不同研究框架。如联合国粮食及农业组织（FAO）定义的 RIMA 框架，以及 Speranza et al.（2014）按照可持续生计策略分析框架将生计韧性划分为缓冲能力、自组织能力和学习能力。然而，直接借鉴生态学的分析框架分析经济学问题受到了越来越多学者的批评（Barrett and Conostas, 2014）。Bene et al.（2014）明确指出，基于生态学提出的韧性分析框架无法恰当地捕捉和反映动态社会经济特征，特别是经济主体应对外部冲击进行的结构重组、系统更新与生态反馈，由此造成对经济现象未来状况的预测有限。另一支文献基于贫困陷阱理论与脆弱性理论，通过对福利函数条件期望和条件方差的估计，结合双参数分布假设将发展韧性定义为满足某种福利标准的条件概率，从而准确刻画出外部冲击与经济联动的特征，被认为实现了对发展韧性的合理定义（Cisse and Barrett, 2018）。Lokendra et al.（2019）首次基于上述概念与方法使用双重差分法（DID）考察了资产转移对家庭发展韧性的影响。李晗和陆迁（2021）基于 2011—2017 年 CHFS 数据研究了中国精准扶贫政策对贫困家庭复原力的影响及作用机制。

综上所述，现有文献忽视了家庭面临的不确定性，未将风险、冲击等外部因素纳入提升家庭长期发展能力的分析框架，现有文献对无条件现金转移支付能否实现长效作用缺乏一致观点。鉴于此，本文从不确定性的视角出发，以中国低保政策为切入点，研究无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影

<sup>①</sup>英文文献表述为“Resilience”，中文文献译为“生计恢复力”“抗逆力”“复原力”等，均表示同一含义。

响，尝试回答无条件现金转移支付能否以及如何发挥长效机制的问题。

### 三、无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的微观机理分析

发展韧性的理论研究指出，家庭发展韧性来源于两部分：一是家庭向上流动趋势的提升；二是家庭经济下行风险的降低（Barrett et al., 2021）。由于无条件现金转移支付直接向贫困家庭输入现金，转移资金在家庭发展中起着降低消费风险、减轻突发事件冲击的作用。因此，本文认为无条件现金转移支付能够在短期内通过平滑消费来提高家庭发展韧性。

然而，发展韧性作为一个前瞻性概念，主要关注外部冲击对家庭福利的长期影响，即注重家庭在不确定环境下长时期保持经济增长的能力（Lokendra et al., 2019）。对于低收入家庭来说，只有从低水平发展路径转向高水平发展路径，才能保证家庭福利状态平稳地向上流动，实现家庭韧性发展（舒尔茨，2017）。因此，在家庭生命周期内，发展韧性的提高不仅来源于当期家庭收入，更依靠通过远期投资改变阻碍家庭发展的潜在结构性障碍（Barrett and Conostas, 2014）。更具体来说，发展韧性根植于贫困陷阱理论，而走出贫困陷阱的关键在于增加家庭资产，提升人力资本水平（Clare et al., 2022），这就需要在当期破除家庭获得资产的障碍，提高家庭整体的人力资本水平，以此促进家庭融入高回报活动。

无条件现金转移支付最大的特点是凭借现金的可替代性，相较于实物转移更能满足家庭的异质性需求，能够以较小的运行成本缓解家庭流动性约束。基于此，本文认为在长期内无条件现金转移支付能够提高家庭发展韧性，具体分析如下：第一，无条件现金转移支付通过缓解家庭初始资本约束提高家庭发展韧性，即提高了家庭对生产性资产的投资，实现了资产积累。由于低收入家庭生计策略单一且脆弱，低收入家庭长期发展较多取决于外部支持水平。无条件现金转移支付由于在资金用途上未附加任何其他条件，能够为低收入家庭融入更高价值链活动（例如创业、外出务工等）提供启动资金。此时，无条件现金转移支付为家庭从事高回报活动提供“持续动态的经济支持”，并提高低收入家庭进入高回报活动概率。Clare et al.（2022）的研究强调，通过提高家庭资产，能够将劳动力转移到利用个人才能的职业，有效地帮助他们的家庭摆脱贫困陷阱。因此，本文认为无条件现金转移支付能够通过资产积累机制提高家庭发展韧性。第二，无条件现金转移支付能通过提升家庭人力资本投资能力提高家庭发展韧性。舒尔茨在其《对人进行投资》一书中指出，在人口质量与知识方面的投资，很大程度决定了人类未来的前景。但在现实情境下，由于存在流动性约束、预防性储蓄动机以及道德风险等（王貂等，2021），低收入家庭很难平滑失业、疾病等外部冲击的影响，极有可能陷入贫困陷阱。例如，在各个国家广泛出现的低收入家庭在面临收入约束时，家庭儿童往往面临失学的压力、患病家庭成员往往存在健康损耗等问题，不管是在长期还是短期均对家庭人力资本造成严重影响，进而影响到家庭长期发展。在理论上，无条件现金转移支付能够通过缓解家庭流动性约束促进家庭进行人力资本投资，有助于破除劳动力进入更高回报活动的障碍。然而，由于家庭决策者的有限理性，接受无条件现金转移支付的家庭可能将更多的经济资源用于当期消费，而非人力资本投资，从而难以达到促进家庭长期经济发展的最佳效果（郑晓冬等，2020）。

本文参考 Mookherjee and Napel (2021) 的研究, 设定一个世代交叠模型 (OLG), 并将家庭决策者的非理性特征纳入理论模型, 在家庭生命周期内分析无条件现金转移支付影响人力资本培育以及提升家庭发展韧性的作用机制。

首先, 假设本文的研究对象是持续进行经济行为的家庭, 家庭成员在父代存在两种职业类型: 一种是技术工种 ( $c=1$ ), 另一种是非技术工种 ( $c=0$ ), 且技术工种的收入严格大于非技术工种,  $\pi_{ic}$  代表父代成员  $i$  从事职业类型  $c$  获得收入  $y$  的概率。

其次, 子代  $k+1$  从事技术工种需要父代  $k$  在他们年幼时对他们进行人力资本投资, 而人力资本投资水平  $x$  取决于父母的收入  $y$ , 即  $x_i^* = x(y_i)$ 。在没有外在干预时, 子代从事技术工种的概率仅仅取决于父母在职业类型  $c$  获得的收入  $y$ , 即  $F_c^* = \sum_{i=1}^n \pi_{ic} F[x^*(y_i)]$ 。此时, 家庭在子代从事技术工种比例为  $\lambda_{k+1}^* = \lambda_k^* F_1^* + (1 - \lambda_k^*) F_0^*$ 。

假设家庭获得无条件现金转移支付  $t$ , 受家庭资产配置以及家庭决策者有限理性的影响, 家庭得到的无条件现金转移支付可能不会完全投入到人力资本投资, 家庭人力资本投资水平为  $\hat{x}_i(t, x_i^*)$ 。由于  $x^* < \hat{x}_i(t, x_i^*)$ , 无条件现金转移支付将会提升家庭人力资本投资水平, 相较于未获得无条件现金转移支付, 子代从事技术工种的概率将随之提高, 即:

$$F_c = \sum_{i=1}^n \pi_{ic} F[\hat{x}_i(t, x_i^*)] > F_c^* \quad (1)$$

进一步地, 相较于未获得无条件现金转移支付, 家庭在子代从事技术工种的的比例也将随之提高, 即:

$$\lambda_{k+1} = \lambda_k^* F_1 + (1 - \lambda_k^*) F_0 + (\lambda_k - \lambda_k^*) [F_1 - F_0] > \lambda_{k+1}^* \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式说明无条件现金转移支付通过增加家庭人力资本投资提高了家庭成员成为技术工种的概率, 在家庭生命周期内会增加家庭成员从事技术工种的的比例。结合人力资本理论, 技术工种比例的提高将会稳定家庭收入, 增强风险应对能力, 在长期内提升家庭发展韧性。综上所述, 本文提出三个研究假说。

H1: 无条件现金转移支付能提升家庭发展韧性。

H2: 在短期内, 无条件现金转移支付通过平滑消费、降低家庭经济下行风险提高家庭发展韧性。

H3: 在长期内, 无条件现金转移支付通过提高家庭资产积累与培育人力资本提高家庭发展韧性。

## 四、研究设计

### (一) 数据来源

本文研究使用的数据来自北京大学国家发展研究院于 2011—2018 年开展的四轮中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)。CHARLS 数据是中国最权威的调查数据之一, 该数据收集了中国 28 个省份家庭和个人的微观数据, 数据内容涵盖家庭经济、人

口健康、社会保障等多方面信息 (Zhao et al., 2014)。基于研究内容与数据可得性考虑, 本文对数据做如下处理: ①将家庭数据与个人数据匹配; ②由于滞后期的加入, 本文将 2011 年、2013 年、2015 年、2018 年四期数据处理为三期平衡面板数据。经过上述处理, 共得到 7245 户家庭样本, 21735 个观测值。

## (二) 重要变量及其测度

1. 被解释变量: 家庭发展韧性。本文应用 Barrett and Conostas (2014) 根植于贫困陷阱理论与脆弱性理论所提出的发展韧性概念, 即家庭在面对各种压力或多重冲击后长时期内避免陷入贫困的能力。本文借鉴 Cisse and Barrett (2018) 提出的矩估计方法对发展韧性进行测度, 并结合中国家庭发展特色进行拓展。首先, 假设家庭福利服从一阶马尔科夫过程, 具体设定如下:

$$W_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_{Mj} W_{i,t-1}^j + \gamma_M X_{it} + \varepsilon_{Mit} \quad (3)$$

(3) 式中,  $W_{it}$  代表福利指标;  $W_{i,t-1}^j$  为福利滞后项,  $j$  代表高阶中心距的阶数, 考虑到贫困陷阱的经典 S 形动态特征, 本文将  $k$  取值为 3 (Barrett and Conostas, 2014);  $X_{it}$  是影响家庭福利的其他特征变量, 包括家庭人口、经济、社会等特征;  $\varepsilon_{Mit}$  为随机扰动项;  $\beta_{Mj}$  和  $\gamma_M$  为待估计系数。下标  $M$  代表期望方程,  $i$  和  $t$  分别代表家庭和年份。

其次, 利用随机误差项  $\varepsilon_{Mit}$  零均值假设, 可以估计出家庭  $i$  在时间  $t$  福利状态的条件期望  $\hat{\mu}_{1it}$ :

$$\hat{\mu}_{1it} = E[W_{it} | W_{i,t-1}, X_{it}] = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_{Mj} W_{i,t-1}^j + \hat{\gamma}_M X_{it} \quad (4)$$

再次, 用  $V$  表示方差方程, 参照 Just and Pope (1979) 和 Antle (1983), 二阶中心距可用一阶中心距残差预测值的平方  $\varepsilon_{Mit}^2$  来表达, 设定如下:

$$\varepsilon_{Mit}^2 = \sum_{j=1}^k \beta_{Vj} W_{i,t-1}^j + \gamma_V X_{it} + \varepsilon_{Vit} \quad (5)$$

同样, 遵循随机误差项  $\varepsilon_{Vit}$  零均值假设, 可以估计出家庭  $i$  在时间  $t$  福利状态的条件方差  $\hat{\mu}_{2it}$ :

$$\hat{\mu}_{2it} = \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_{Vj} W_{i,t-1}^j + \hat{\gamma}_V X_{it} \quad (6)$$

最后, 本文遵循 Barrett and Conostas (2014) 的分析框架, 假设出家庭福利的分布形式, 并根据条件均值和条件方差估计出家庭福利的条件概率密度函数和累积概率密度函数, 进而将发展韧性 ( $\hat{\rho}_{it}$ ) 定义为家庭  $i$  在时间  $t$  的福利高于某个标准阈值 ( $\bar{W}$ ) 的概率, 具体设定如下:

$$\hat{\rho}_{it} \equiv p(W_{it} \geq \bar{W}) = \bar{F}_{W_{it}} \left[ \bar{W}; \hat{\mu}_{1it}(W_{it}, X_{it}), \hat{\mu}_{2it}(W_{it}, X_{it}) \right] \quad (7)$$

(7) 式中,  $\bar{F}(\cdot)$  为累积概率密度函数。具体而言, 本文以家庭人均消费额 (取对数) 作为福利的衡量指标。由于家庭消费额必须保持非负, 本文假设家庭福利服从泊松分布, 并使用广义线性模型 (GLM) 对 (3) ~ (6) 式进行最大似然估计。阈值  $\bar{W}$  参照世界银行贫困线设定为日均消费 1.9 美

元<sup>①</sup>。最终，本文以家庭将福利水平保持在贫困线以上的概率测度家庭发展韧性。

2.核心解释变量：无条件现金转移支付。无条件现金转移支付是指为低收入家庭或弱势群体提供的定期且持续的货币转移，并在没有任何行为要求的情况下支付给受益人（Haushofer and Shapiro, 2016）。为克服在实证分析中的估计偏误，本文使用覆盖范围最广的无条件现金转移支付项目——低保政策来进行识别。中国低保户的评定标准是共同生活的家庭成员人均收入低于当地最低生活保障标准，并符合当地最低生活保障家庭财产状况规定的家庭，且根据家庭财产状况动态调整，因此本文对无条件现金转移支付变量定义如下：某家庭被评为低保户期间各年取值为1，否则为0。

3.控制变量。控制变量方面参考现有关于家庭发展韧性的相关文献（Lokendra et al., 2019；李晗和陆迁，2021），本文主要控制个体特征变量和家庭特征变量。个体特征变量主要包括受访者年龄、婚姻状态、性别、受教育年限、户籍；家庭特征主要包括家庭资产、家庭负债、家庭收入、家庭规模。另外，为了减少宏观区域特征差异对实证结果的影响，本文还加入了区域虚拟变量。

各主要变量的定义与描述性统计如表1所示。本文使用SPSS22.0软件，运用独立样本T检验分析低保户与非低保户在各项指标之间的均值差异。样本期内，低保户与非低保户的家庭发展韧性均值相差0.116。除此之外，低保户的家庭收入、家庭资产与非低保户相比均较低，低保户受访者同时还具有受教育年限较短、年龄偏大的特征，说明低保户在资产禀赋与人力资本方面处于较低水平。

表1 主要变量的定义与描述性统计

变量	变量定义	处理组 (低保户)		对照组 (非低保户)		差值
		均值	标准差	均值	标准差	
家庭发展韧性	利用(7)式测算	0.397	0.000	0.513	0.001	-0.116***
受访者年龄	受访者年龄(岁)	67.546	0.186	66.567	0.071	0.989**
受访者婚姻状态	受访者已婚=1, 否则=0	0.685	0.008	0.751	0.003	-0.067
受访者性别	受访者男性=1, 否则=0	0.512	0.009	0.485	0.003	0.027
受访者受教育年限	本科及以上=5, 大专=4, 高中或中专=3, 初中=2, 小学=1, 未上过学=0	1.251	0.035	1.423	0.013	-0.173***
受访者户籍	受访者为农业户口=1, 否则=0	0.861	0.006	0.812	0.002	0.049***
家庭资产	家庭总资产加1取自然对数(原单位:元)	10.077	12.483	10.525	12.251	-0.448***
家庭负债	家庭总负债加1取自然对数(原单位:元)	9.131	10.706	9.169	10.989	-0.038***
家庭收入	家庭总收入加1取自然对数(原单位:元)	9.257	10.567	9.672	11.181	-0.415***

<sup>①</sup>按照各期对应的汇率和消费者价格指数进行了处理。

(续表 1)

家庭规模	家庭总人口数(人)	3.281	0.038	2.902	0.013	0.378
------	-----------	-------	-------	-------	-------	-------

注: ①样本中处理组(低保户)共计 740 户家庭, 对照组(非低保户)共计 6505 户家庭。②\*\*\*和\*\*分别表示 1% 和 5% 的 T 检验显著性水平。③差值由处理组(低保户)与对照组(非低保户)均值相减得到。

### (三) 模型设定

1. 基准回归模型。由于家庭是否享受低保补助根据家庭条件动态调整, 因此处理组家庭确定为低保户的年份不一致, 因此本文使用多期双重差分法(TV-DID), 具体模型设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 UCT_i \cdot post_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(8) 式中,  $y_{it}$  代表家庭  $i$  在第  $t$  期的被解释变量, 即家庭发展韧性;  $UCT_i$  为虚拟变量, 代表家庭是否被评为低保户, 非低保户  $UCT_i = 0$ , 低保户  $UCT_i = 1$ ;  $post_{it}$  代表时间虚拟变量, 若  $t$  等于家庭  $i$  被确定为低保户的年份, 则取值为 1, 否则取值为 0;  $X_{it}$  表示控制变量;  $\mu_i$  和  $\nu_t$  分别代表个体固定效应和年份固定效应; 系数  $\beta_1$  表示无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影响。

为进一步探索无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的机制, 本文采用 Preacher and Hayes (2004) 提出的 Bootstrap 法对理论分析所提出的传导机制进行中介效应检验, 模型构建如下:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 UCT_i \cdot post_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$y_{it} = k_0 + k_1 UCT_i \cdot post_{it} + k_2 M_{it} + k_3 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(9) 式和 (10) 式中,  $M_{it}$  为本文关心的中介变量, 系数  $\gamma_1$  表示无条件现金转移支付对中介变量的影响, 系数  $k_2$  表示中介变量对家庭发展韧性的影响, 其余变量设定与 (8) 式一致。

2. 平行趋势及动态效应检验模型。双重差分估计结果满足一致性的前提是处理组和对照组满足平行趋势假设, 即在无政策干预的前提下, 结果变量在处理组和对照组的发展趋势是一致的。此外, 基准回归结果反映的是低保政策实施对家庭发展韧性的平均处理效应, 即实证结果所显示的提升作用可能来自于某年的贡献, 具体政策发挥作用的过程与效果需要进一步进行动态过程分解。为此, 本文参考 Jacobson et al. (1993) 研发的事件研究法, 构建如下模型:

$$y_{it} = \theta_0 + \sum_{k=-5}^{15} \theta_k UCT_{i,t+k} + \theta_1 X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

(11) 式中,  $UCT_{i,t+k}$  是识别家庭  $i$  是否为低保家庭的虚拟变量, 若家庭  $i$  在  $t+k$  时期被评为低保户, 则取值为 1, 否则取值为 0。其他变量定义与 (8) 式一致。

3. 三重差分模型。本文使用的数据来自 2011—2018 年 CHARLS 数据, 在该时期中国实施了诸多扶贫政策, 这些政策可能对本文的实证结果产生不一致的影响, 从而使估计结果产生偏差。为识别潜在的其他政策因素, 本文将精准扶贫政策纳入分析框架, 这是因为精准扶贫相当于“扶贫包”, 内含多种政策工具, 能够较为全面地覆盖政府支持政策。本文以精准扶贫作为识别变量构造多期三重差分法(TV-DDD)识别框架, 试图较为详细地将其他政策因素剥离出来, 得到无条件现金转移支付对家庭发展韧性的一致估计。具体模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UCT_i \cdot post_{it} + \alpha_2 UCT_i \cdot post_{it} \cdot TAP_i + \alpha_3 X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(12) 式中,  $TAP_i$  表示精准扶贫变量, 如家庭被确定为建档立卡户, 则取值为 1, 否则取值为 0。其他变量定义与 (8) 式相同。本文感兴趣的是  $UCT_i \cdot post_{it} \cdot TAP_i$  的估计系数  $\alpha_2$ 。

## 五、实证结果

### (一) 基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。(1) 列报告了被解释变量按照正态分布估计的低保政策对家庭发展韧性的影响, 结果表明, 无条件现金转移支付在 1% 水平上显著, 系数为 0.069, 说明对家庭进行无条件现金转移支付能够显著提高家庭发展韧性。(2) 列为按照二项分布估计的结果, 可以看出, 在没有控制变量的回归中, 无条件现金转移支付在 1% 水平上显著, 系数为 0.054。(3) 列为加入控制变量的估计结果, 无条件现金转移支付在 1% 水平上显著, 系数为 0.053。(2) 列和 (3) 列结果基本一致, 表明回归结果具有一定的稳健性, 假说 H1 得证。

表 2 无条件现金转移支付对家庭发展韧性影响的回归结果

	家庭发展韧性 (1)		家庭发展韧性 (2)		家庭发展韧性 (3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
无条件现金转移支付	0.069***	0.009	0.054***	0.017	0.053***	0.006
受访者年龄	0.056***	0.003			0.036***	0.002
受访者婚姻状态	-0.131**	0.056			-0.194***	0.004
受访者性别	-0.057	0.105			-0.035*	0.013
受访者受教育年限	0.043***	0.004			0.027***	0.003
受访者户籍	-0.098***	0.021			-0.061***	0.015
家庭资产	0.061***	0.003			0.034***	0.001
家庭负债	-0.012***	0.004			-0.007***	0.000
家庭收入	0.031***	0.005			0.018***	0.003
家庭规模	0.019***	0.003			0.011***	0.004
常数项	0.092***	0.012	-1.344***	0.002	-2.175***	0.075
区域特征	已控制		已控制		已控制	
个体和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
分布	正态分布		二项分布		二项分布	
观测值数量	21735		21735		21735	
贝叶斯信息量 (BIC)	371825.74		3598989.18		3544078.10	

注: ①标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

上述结果表明, 无条件现金转移支付能够显著提高家庭发展韧性。对上述结果的解释为: 第一, 从理论上讲, 无条件现金转移支付直接给予家庭固定的资金, 可以让他们的生活拥有自主权,

短期内弥补家庭资金上的短缺，有助于平滑家庭消费、减轻突发事件的冲击，起到减小家庭福利波动的作用，能够改善家庭短期福利。第二，现有研究表明，在没有外在干预的情况下，低收入家庭长期处在低水平发展路径。无条件现金转移支付所提供的财政支持很大程度上能够缓解家庭的预算约束，促进家庭劳动力从事高回报活动（例如创业、外出工作等），并将家庭从低水平增长道路转向更高水平的增长道路，增强家庭长期发展能力。第三，在长期视野里，无条件现金转移支付打破了低收入家庭在获得资产方面的障碍，激发家庭在人力资本、家庭资产积累方面的长期投资，从而降低家庭下行风险和陷入贫困的概率。

## （二）动态效应及平行趋势检验结果

为验证双重差分模型的平行趋势假设，本文对（11）式进行估计。图1展示了95%置信区间下系数 $\theta_k$ 的估计结果，可以看到， $\theta_k$ 在政策实施前的五年内均不显著，说明处理组与对照组在政策影响前不存在明显差异，满足平行趋势假设。受到政策影响后， $\theta_k$ 从一年后开始显著，并逐步增大，说明低保政策对家庭发展韧性的影响具有即时性和长效性。主要原因在于：直接的现金支持能够较为直接且迅速地解决家庭的资金需求，而且在长期内能够起到补充家庭收入的作用，能够激发家庭对长期发展能力的投资，在家庭发展中发挥乘数效应。

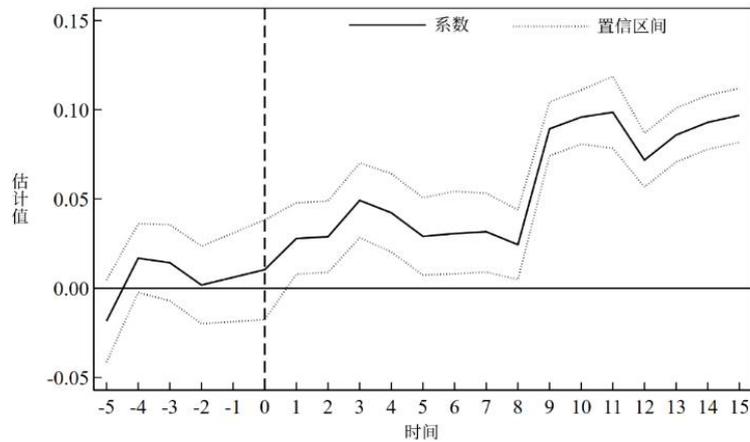


图1 无条件现金转移支付对家庭发展韧性的动态效应

## （三）稳健性检验

1.PSM-DID 模型。低保户作为特殊的经济主体，其家庭成员特征、经济特征与非低保户存在一定区别。另外，宋锦等（2020）和韩华为（2019）的研究指出，低保户存在“精英俘获”现象，由此造成低保户与非低保户的分组可能存在样本自选择问题。为排除上述问题对估计结果的影响，本文运用PSM方法，选用家庭成员个人特征、家庭特征将低保户与非低保户进行匹配。本文所用的匹配方法为最近邻匹配、核匹配和卡尺匹配。表3是倾向得分匹配后多期双重差分的回归结果，整体结果与表2基准回归基本一致，说明无条件现金转移支付能够显著提高家庭发展韧性，这进一步说明基准回归结果较为稳健。

表3 PSM-DID 模型的回归结果

变量	家庭发展韧性	家庭发展韧性	家庭发展韧性
	最近邻匹配	核匹配	卡尺匹配
无条件现金转移支付	0.058*** (0.003)	0.054*** (0.002)	0.057*** (0.006)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值数量	21735	21735	21735
贝叶斯信息量 (BIC)	279531.63	258735.54	293648.53

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*表示 1% 的显著性水平。

2. 安慰剂检验。为进一步检验基准回归结果是否由宏观环境、个体特征等不可观测因素驱动，本文通过随机分配低保家庭的方法进行安慰剂检验。具体而言，本文通过随机抽样，将政策在各年随机分配给 740 个样本，假设这 740 个样本为当期低保家庭，即伪处理组，其他家庭为对照组。安慰剂检验结果应保证构建的自变量对家庭发展韧性没有影响。本文共进行了 500 次随机抽样，并按照基准回归模型进行系数估计。图 2 展示了 500 次随机抽样后回归系数及其相关 P 值的概率密度分布，可以看出，回归系数均分布于 0 附近，大多数估计值的 P 值大于 0.1，且真实样本系数估计值 0.053 远远偏离安慰剂检验中估计值的分布范围。这些结果表明，基准回归模型的估计结果不太可能是由遗漏变量以及不可观测因素驱动的。

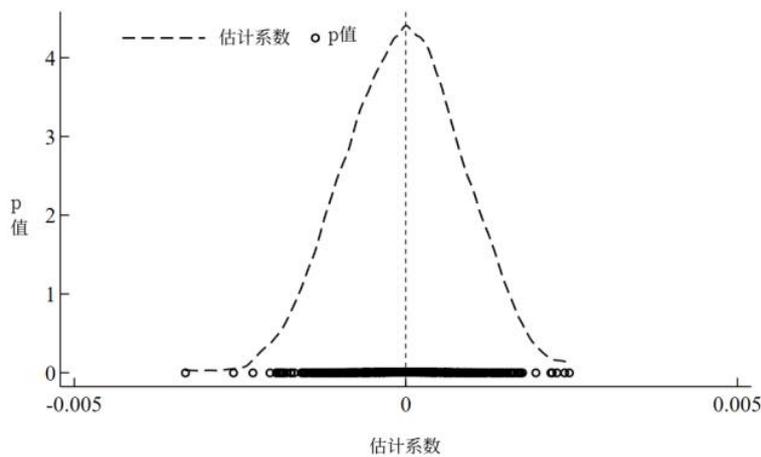


图2 安慰剂检验结果

3. 排除其他政策干扰。上述多期双重差分估计策略可能存在的问题是：除低保政策外，可能存在其他政策因素对家庭发展韧性产生影响，从而导致估计结果出现偏差。本文使用三重差分法来克服这一问题。表 4 的 (1) 列报告了被解释变量服从正态分布的回归结果，(2) 列和 (3) 列报告了被解释变量服从二项分布的估计结果，其中，(3) 列在 (2) 列的基础上加入了控制变量。由表 4 可知，

无条件现金转移支付与精准扶贫的交互项在 3 个回归中均显著，低保政策依旧显著提升了家庭韧性，同时边际效应高于基准回归结果，说明精准扶贫政策的实施显著加强了低保政策的效果。本文认为可能的原因在于：在精准扶贫政策实施过程中，各地针对低保户进行了严格的核查，弥补了以往低保瞄准度低的缺陷，因此精准扶贫能够显著增强低保政策的实施效果。

表 4 三重差分模型的回归结果

变量	家庭发展韧性		
	(1)	(2)	(3)
无条件现金转移支付×精准扶贫	0.109*** (0.007)	0.105*** (0.023)	0.093*** (0.026)
常数项	0.067*** (0.002)	1.524*** (0.436)	-1.982*** (0.094)
控制变量	已控制	未控制	已控制
分布	正态分布	二项分布	二项分布
观测值	21735	21735	21735
贝叶斯信息量 (BIC)	298343.78	509718.09	356719.18

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*表示 1% 的显著性水平。

## 六、进一步讨论

### (一) 无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的路径分析

根据前文分析可知，提升家庭发展韧性有两个途径，一是家庭福利条件期望上升，二是家庭福利大于设定的阈值时条件方差下降。为此，本文借鉴 Lokendra et al. (2019) 的方法，按照基准回归的估计方法，将被解释变量分别更换为家庭消费的条件期望与条件方差，以检验无条件现金转移支付对家庭发展韧性的作用路径，回归结果如表 5 所示。由表 5 可知，低保政策对家庭消费条件期望的影响不显著，而对条件方差的影响显著，系数为负。这说明中国的低保政策对于家庭发展韧性的作用效果主要来源于条件方差的降低，在家庭经济发展中起到“压舱石”作用，即低保在家庭长期发展中降低了福利水平的波动，但对于家庭向上流动趋势的提升作用较为微弱。由于各地低保补助金额具有显著差异，本文进一步将低保政策的转移资金规模（即家庭收到的低保金数额）作为解释变量，分析无条件现金转移支付的作用路径。表 5 的回归结果表明，转移资金规模显著提高了家庭福利的条件期望并降低了条件方差。这说明无条件现金转移支付的作用取决于转移资金的规模，转移资金越多越能够提高家庭向上流动的概率。总的来说，无条件现金转移支付提高家庭发展韧性的路径在于降低外部冲击干扰并刺激家庭经济发展。

表 5 无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的路径分析

变量	条件期望		条件方差	
	(1)	(2)	(3)	(4)
无条件现金转移支付	0.000 (0.002)		-0.068*** (0.003)	
转移资金规模		0.127*** (0.015)		-0.094** (0.058)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	21735	21735	21735	21735
贝叶斯信息量 (BIC)	183915.85	174563.28	213896.09	198547.36

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*和\*\*分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

### (二) 无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的机制分析

以上研究结果表明无条件现金转移支付对家庭发展韧性具有促进作用。那么，直接的现金支持影响家庭发展韧性的机制是什么？为此，本文在已有研究的基础上，根据理论分析，分别将家庭消费、人力资本、资产积累纳入到无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的分析框架。表 6 汇报了采用 Bootstrap 法检验中介效应的回归结果。

第一，无条件现金转移支付通过平滑消费提升家庭发展韧性。为了检验这一机制是否成立，本文将家庭消费支出（家庭过去一年的消费总额）纳入中介效应模型中进行实证检验。在短期内，家庭消费支出反映了家庭的福利状态，消费的变化能够直接测度家庭应对外部冲击的能力。表 6 的第一行给出了中介效应检验结果，可以看出，无条件现金转移支付通过促进家庭消费进而提高了家庭发展韧性，假说 H2 得证。

第二，无条件现金转移支付通过培育人力资本提升家庭发展韧性。为了验证这一机制是否成立，本文采用两种方法进行检验：①检验无条件现金转移支付是否通过提高家庭人力资本水平影响家庭发展韧性。本文首先选取家庭中技术人员的比例<sup>①</sup>作为人力资本代理变量进行实证检验。从表 6 第二行可以看到，“无条件现金转移支付—人力资本—家庭发展韧性”作用渠道通过了显著性检验。②为更深入了解无条件现金转移支付对家庭人力资本水平的持久性影响，本文将人力资本的代际流动纳入分析框架，实证检验无条件现金转移支付在家庭长期人力资本改善方面的作用。人力资本代际流动作为家庭经济长期发展的必要条件，反映了家庭人力资本提升、家庭福利长期变化等关键信息。本文参照范子英（2020）设立的方程，将无条件现金转移支付与父代受教育年限的交互项作为核心解释变量，将子代受教育年限作为被解释变量进行回归，以检验无条件现金转移支付对家庭人力资本代际传递性

<sup>①</sup>具体使用 CHARLS 数据中“您有专业或技术职称吗？”来核算家庭中技术人员的数量，然后使用技术人员数量与家庭总人数的比值表征家庭中技术人员的比例。

的影响。回归结果显示<sup>①</sup>，无条件现金转移支付显著降低了人力资本的代际黏性。综上，低保政策通过提高低收入家庭的教育投入、医疗消费水平打破了家庭人力资本在低水平流动的困境，为家庭融入更高回报工作提供了必要条件。

第三，无条件现金转移支付通过资产积累提升家庭发展韧性。由于中国低保政策实施时间较长，再加上 CHARLS 数据详细统计了家庭被评为低保户的时间，使得本文能够清晰地识别家庭资产积累过程。本文将家庭总资产纳入无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的分析框架内，实证检验无条件现金转移支付通过资产积累作用于家庭发展韧性的机制。由表 6 第三行可以看出，无条件现金转移支付显著促进了家庭资产积累，提高了家庭发展韧性。低收入家庭融入更高价值链的活动（例如创业、外出务工等）需要初始资本，无条件现金转移支付为家庭从事高回报活动提供了启动资金，进而提高了低收入家庭进入高回报活动概率。至此，假说 H3 得证。

表 6 无条件现金转移支付影响家庭发展韧性机制的回归结果

作用路径	中介效应	90%置信区间		显著性
		下限	上限	
无条件现金转移支付—家庭消费—家庭发展韧性	0.063 (0.006)	0.037	0.089	显著
无条件现金转移支付—人力资本—家庭发展韧性	0.015 (0.004)	0.011	0.019	显著
无条件现金转移支付—资产积累—家庭发展韧性	0.026 (0.008)	0.017	0.035	显著

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②中介效应系数和标准误采用 Bootstrap 法重复抽样 5000 次得到。

### （三）无条件现金转移支付影响家庭发展韧性的异质性分析

在分税制度下，地方政府事权与财权的不匹配成为制约地方政府投资民生、公共基础设施的重要因素。更重要的是，现有文献指出地方政府在公共财政支出方面存在严重的城市和工业偏向，导致对农村民生支出投资不足（舒尔茨，2017）。那么，无条件现金转移支付的政策效果是否因城乡差异而存在异质性？对于该问题的回答既是对中国财政体制的考察，也对城乡融合发展和共同富裕实现具有重要的理论启示。另一方面，中国低保政策的资金筹措来源于地方政府财政预算，各地因经济发展水平不同，低保补助水平也不同，因此，低保这一无条件现金转移支付项目的政策效果在地区之间可能存在显著差异。为此，本文分别从城乡差异和区域差异两方面分析无条件现金转移支付对家庭发展韧性影响的异质性，以此说明无条件现金转移支付发挥作用的边界与条件。

1.城乡差异。本文关注户籍制度下农村低保政策与城市低保政策在作用效果上是否有所不同。表 7 的（1）列和（2）列分别汇报了城镇样本和农村样本的估计值。结果显示，无条件现金转移支付对城镇家庭和农村家庭发展韧性均具有显著的正向影响。然而，农村家庭的估计系数小于城镇家庭，两者

<sup>①</sup>交互项在 1%的水平上显著，系数为负。

的差异在 10%水平上通过了显著性检验，这说明无条件现金转移支付对家庭发展韧性的效果在城乡之间存在显著差异。上述异质性之所以存在，可能有以下原因：①根据上文理论分析与机理验证可知，无条件现金转移支付在长期内主要通过培育人力资本与资产积累促进家庭发展韧性提升，而城镇具有较为丰富的就业机会和教育资源，相较于农村家庭，城镇家庭在获取这些资源方面具有很大优势。②政府财政支出具有明显的城乡差异，优先发展城市的思维方式导致政府对农村的财政支持力度较弱。

2.区域差异。本文按照家庭所处的区域分组，分别考察无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影响在东、中、西部地区的差异。表 7 的（3）列、（4）列、（5）列分别汇报了东部、中部、西部家庭的估计值，可以看出，无条件现金转移支付政策在东部地区的效果显著高于中、西部地区，东部地区与中、西部地区估计值的差异均在 5%水平以上通过了显著性检验。这说明经济发展水平不同带来的低保补助标准不同，导致了不同区域低保政策的效果存在异质性，同时也进一步印证了无条件现金转移支付的作用效果取决于补助金额。

表 7 无条件现金转移支付对家庭发展韧性影响的异质性检验结果

变量	城镇家庭 (1)	农村家庭 (2)	东部地区 (3)	中部地区 (4)	西部地区 (5)
无条件现金转移支付	0.093*** (0.001)	0.031*** (0.002)	0.089*** (0.022)	0.061*** (0.008)	0.042 (0.001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	4323	17412	9654	7542	4539
P 值		0.026		0.027	0.008
贝叶斯信息量 (BIC)	1587425.33	1862532.77	425632	526874	369574.11

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*表示 1%的显著性水平。③P 值由费尔舍检验得出。

#### （四）无条件现金转移支付的负向激励讨论

现有研究关于现金转移支付作用效果的主要争议点在于现金转移可能带来负向激励效应，本文进一步针对无条件现金转移支付负向激励效应的两个主要方面展开分析。

1.家庭消遣产品支出。本文使用家庭中烟酒消费支出<sup>①</sup>作为消遣产品支出的代理变量，并通过基准回归模型进行实证分析。表 8 的（1）列汇报了回归结果，结果显示，无条件现金转移支付对消遣产品支出的影响不显著。

2.家庭劳动力供给。本文使用家庭劳动力供给数量<sup>②</sup>衡量家庭劳动力供给，验证无条件现金转移支付对家庭劳动力供给的影响。表 8 的（2）列汇报了无条件现金转移支付对家庭劳动力供给影响的回归结果，可以看出，无条件现金转移支付显著降低了家庭劳动力供给，这与韩华为（2019）的研究结

<sup>①</sup>根据问卷中“最近一周，您家花了多少钱购买香烟、酒水等”的问题核算家庭一周的烟酒消费支出（元），并取对数。

<sup>②</sup>CHARLS 问卷中详细统计了每一个家庭成员劳动力供给情况，本文通过核算在过去一年中每个家庭成员是否工作过来测度家庭劳动力供给数量。

论一致。进一步对年龄分组<sup>①</sup>后发现，无条件现金转移支付仅降低了老年人的劳动力供给，并未降低中青年人的劳动力供给。综上可知，中国的低保政策作为一项无条件现金转移支付项目，在提高家庭整体福利的前提下，尚未出现负向激励的现象。

表 8 无条件现金转移支付负向激励效应的回归结果

变量	消遣产品支出	劳动力供给	中青年人	老年人
	(1)	(2)	(3)	(4)
无条件现金转移支付	0.005 (0.013)	-0.032*** (0.002)	0.003 (0.026)	-0.036*** (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	21735	21735	14523	7212
贝叶斯信息量 (BIC)	179631.96	1258763.23	1856342.28	163256.37

注：①括号内为标准误，标准误由 Bootstrap 自助法随机抽样 400 次聚类到家庭层面得到。②\*\*\*表示 1% 的显著性水平。

## 七、研究结论与政策启示

本文在构建理论模型的基础上，利用 2011—2018 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据，以中国低保政策作为一项准自然实验，构建多期 DID 识别策略以控制潜在的内生性问题，实证检验了无条件现金转移支付对家庭发展韧性的影响及其作用机制，主要研究结论如下：第一，无条件现金转移支付能够显著提高家庭发展韧性，且作用效果随着时间推移逐渐增强，该作用效果表现为降低外部冲击干扰并刺激家庭生产力发展。第二，无条件现金转移支付主要通过提高人力资本水平与资产积累作用于家庭发展韧性。第三，从城乡差异看，无条件现金转移支付对城镇家庭发展韧性的作用效果高于农村家庭；从区域差异看，东部地区低保政策效果显著高于中、西部地区。本文研究不仅为分析中国家庭发展韧性特征提供了重要的实证依据，也为回答无条件现金转移支付能否发挥长期效果的问题提供了来自中国的经验证据。本文的政策启示如下：

第一，在实现共同富裕的背景下促进低收入家庭长期发展，要充分发挥现金转移支付的扶持作用，并进一步扩大转移资金规模。本文的实证结果表明，中国的低保政策有效提高了低收入家庭的发展韧性，但这一效果依赖于更高水平的转移资金。在全面推进乡村振兴的新阶段，要进一步扩大和加强政府兜底保障作用，缓解家庭流动性约束，加强家庭应对外部冲击的能力。

第二，无条件现金转移支付的目标应注重提高低收入家庭的人力资本水平。本文研究发现，无条件现金转移支付发挥长效作用的关键是引导低收入家庭有效配置转移资金，发挥转移支付的乘数效应。因此，在公共财政预算约束下，应加大向儿童教育与成人技能培训方面的转移资金，将奖励制度与提升教育质量、改善健康行为等其他发展目标相结合，充分调动低收入家庭的主观能动性。同时，也应积极探索符合中国特色的有条件现金转移支付模式，构建完善的转移支付体系。

<sup>①</sup>65 岁及以上为老年人，16~64 岁为中青年人。

第三，建立健全城乡统筹、激励相容的转移支付体系。本文研究的结果表明，推动低保政策在塑造“韧性小农”以及实现城乡协调发展方面具有重大潜力。首先，应加大对农村地区转移支付的力度，逐渐缩小城乡转移支付差距。其次，逐步建立并完善分类保障，无条件现金转移支付向无劳动能力、缺乏发展能力的低收入人口倾斜。针对有劳动能力的家庭，应逐步建立起兼顾帮扶和就业激励的劳动收入奖励制度，充分发挥劳动供给缓冲收入风险的重要作用。

#### 参考文献

- 1.樊丽明、解垚，2014：《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗？》，《经济研究》第8期，第67-78页。
- 2.范子英，2020：《财政转移支付与人力资本的代际流动性》，《中国社会科学》第9期，第48-67页、第205页。
- 3.韩华为、高琴，2017：《中国农村低保制度的保护效果研究——来自中国家庭追踪调查（CFPS）的经验证据》，《公共管理学报》第2期，第81-96页、第156-157页。
- 4.韩华为，2019：《农村低保会引致负向就业激励吗？——基于CFPS面板数据的实证检验》，《人口学刊》第6期，第89-102页。
- 5.李晗、陆迁，2021：《精准扶贫与贫困家庭复原力——基于CHFS微观数据的分析》，《中国农村观察》第2期，第28-41页。
- 6.李小云、于乐荣、唐丽霞，2019：《新中国成立后70年的反贫困历程及减贫机制》，《中国农村经济》第10期，第2-18页。
- 7.刘成奎、齐兴辉，2019：《公共转移支付能授人以渔吗？——基于子代人力资本的研究》，《财政研究》第11期，第77-90页。
- 8.舒尔茨，2017：《对人进行投资》，吴珠华译，北京：商务印书馆，第14-17页。
- 9.宋锦、李实、王德文，2020：《中国城市低保制度的瞄准度分析》，《管理世界》第6期，第37-48页、第243页。
- 10.王貂、徐舒、杨汝岱，2021：《消费保险视角下农村扶贫政策的福利效应分析》，《中国工业经济》第2期，第61-79页。
- 11.解垚，2017：《公共转移支付对再分配及贫困的影响研究》，《经济研究》第9期，第103-116页。
- 12.郑晓冬、上官霜月、陈典、方向明，2020：《有条件现金转移支付与农村长期减贫：国际经验与中国实践》，《中国农村经济》第9期，第124-144页。
- 13.朱梦冰、李实，2017：《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》，《中国社会科学》第9期，第90-112页、第207页。
- 14.Aizer, A., E. Shari, J. Ferrie, and L. M. Adriana, 2016, "The Long-Run Impact of Cash Transfers to Poor Families", *American Economic Review*, 106 (4): 935-971.
- 15.Antle, J. M., 1983, "Testing the Stochastic Structure of Production: A Flexible Moment-based Approach", *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(3): 192-201.
- 16.Baird, S., C. McIntosh, and B. Ozler, 2019, "When the Money Runs Out: Do Cash Transfers Have Sustained Effects on Human Capital Accumulation", *Journal of Development Economics*, 140(9): 169-185.

17. Banerjee, A., E. Duflo, N. Goldberg, D. Karlan, R. Osei, W. Pariente, J. Shapiro, B. Thuysbaert, and U. Christopher, 2015, "A Multifaceted Program Causes Lasting Progress for The Very Poor: Evidence from Six Countries", *Science*, 348(6236): 1260799.
18. Barrett, C. B., G. K. Kate, J. Hoddinott, N. Homami, E. Tennant, J. Upton, and T. Wu, 2021, "A Scoping Review of the Development Resilience Literature: Theory, Methods and Evidence", *World Development*, 146: 105612.
19. Barrett, C. B., and M. A. Constanas, 2014, "Toward A Theory of Resilience for International Development Applications", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(40): 14625-14630.
20. Bene, C., A. Newsham, M. Davies, M. Ulrichs, and R. Godfrey-Wood, 2014, "Review Article: Resilience, Poverty and Development", *Journal of International Development*, 26: 598-623.
21. Clare, B., B. Oriana, B. Robin, G. Maitreesh, and H. Anton, 2022, "Why Do People Stay Poor?", *The Quarterly Journal of Economics*, 137(2): 785-844.
22. Cisse, J. D., and C. B. Barrett, 2018, "Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-Based Approach", *Journal Development Economics*, 135(4): 272-284.
23. Handa, S., L. Natali, D. Seidenfeld, G. Tembo, and B. Davis, 2018, "Can Unconditional Cash Transfers Raise Long-Term Living Standards? Evidence from Zambia", *Journal of Development Economics*, 133(5): 42-65.
24. Haushofer, J., and J. Shapiro, 2016, "The Short-Term Impact of Unconditional Cash Transfers to the Poor: Experimental Evidence from Kenya", *Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1973-2042.
25. Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, and D. G. Sullivan, 1993, "Earnings Losses of Displaced Workers", *American Economic Review*, 83(4): 685-709.
26. Just, R. E., and R. D. Pope, 1979, "Production Function Estimation and Related Risk Considerations", *American Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 276-284.
27. Lokendra, P., M. Hope, W. N. Alex, and G. Peter, 2019, "Do Asset Transfers Build Household Resilience", *Journal of Development Economics*, 138(1): 205-227.
28. Mookherjee, D., and S. Napel, 2021, "Welfare Rationales for Conditionality of Cash Transfers", *Journal of Development Economics*, 151(6): 102657.
29. Preacher, K. J., and A. F. Hayes, 2004, "SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models", *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4): 717-731.
30. Speranza, C. I., U. Wiesmann, and S. Rist, 2014, "An Indicator Framework for Assessing Livelihood Resilience in the Context of Social-Ecological Dynamics", *Global Environmental Change*, 28(9): 109-119.
31. Zhao, Y., Y. Hu, J. P. Smith, J. Strauss, and G. Yang, 2014, "Cohort Profile: The China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS)", *International Journal of Epidemiology*, 43(1): 61-68.

(作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

## The Impact of Unconditional Cash Transfers on Household Development Resilience: Evidence from China

LI Han LU Qian

**Abstract:** Using household developmental resilience as an entry point, this article constructs a theoretical model to discuss the long-term impact of unconditional cash transfers on household welfare. It uses a multi-period DID model to control for potential endogeneity problems based on data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) from 2011 to 2018, takes the implementation of China's low-income policy as a quasi-natural experiment, and conducts empirical analysis and mechanistic validation. The main findings are as follows. Unconditional cash transfers can significantly increase household development resilience, and the effect increases over time in the form of reduced disturbances from external shocks and stimulation of household productivity, but this effect is conditional on the size of the transfer. Further analysis shows that unconditional cash transfers contribute to household development resilience mainly by improving the level of human capital and asset accumulation. In terms of urban-rural differences, the effect of unconditional cash transfers on the developmental resilience of urban households is higher than that of rural households. The findings of the study have important policy implications for consolidating and expanding the achievements of poverty eradication, shaping "resilient small farmers" and achieving coordinated urban-rural development.

**Key Words:** Unconditional Cash Transfer; Development Resilience; Dibao Policy; Long-term Impact