

“提低”目标下农村低保制度的捆绑效应 与优化路径分析*

宋 扬^{1,2} 程泽睿¹

摘要：低保制度作为中国社会救助体系中兜底性的核心制度安排，在实践中捆绑了大量的救助资源，这导致低保对象和其他低收入群体间的收入差距出现扩大的趋势，不利于增强“提低”效果和推动共同富裕。本文基于中国家庭追踪调查和中国家庭金融调查的样本数据，运用模糊断点回归的方法实证检验了不同时期农村低保制度的捆绑效应，并进行了政策模拟分析。结果发现，低保捆绑效应在脱贫攻坚时期不断放大，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中在危房改造、医疗健康和教育补助方面的差异尤为明显。进一步政策模拟发现，将低保捆绑的其他社会救助全部或部分转移至其他低收入群体，可以在不增加财政负担的前提下，缩小低收入群体内部的收入差距，提升社会救助的有效性。因此，本文建议打破低保的捆绑效应，更好地发挥社会救助的“提低”作用。

关键词：共同富裕 低收入群体 社会救助体系 低保捆绑效应

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告指出：“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。”^①习近平总书记在《扎实推动共同富裕》一文中提出了“扩中、提低、调高”的改革思路^②。其中，“提低”指提高低收入群体的收入水平，是实现共同富裕的关键和难点。从某种意义上说，“提低”是为了“扩中”，未来新增的中等收入人群，就来自现在的低收入人群（刘元春等，2022）。帮助低收入群体过上体面的生

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“生命周期视角下最低生活保障制度的全面影响与改革路径研究”（编号：18CJL049）、国家社会科学基金重点项目“人的全面发展的理论内涵与实现路径研究”（编号：22AZD114）和国家社会科学基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究”（编号：21ZDA098）的支持。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第22页。

^②习近平，2021：《扎实推动共同富裕》，《求是》第20期，第4-8页。

活是共同富裕的底线，也是中国式现代化的必然要求（李实等，2023）。随着中国现行标准下绝对贫困问题的解决，扶贫工作的重点由消除绝对贫困转向减缓相对贫困（王晓毅，2020），针对低收入群体的长效救助机制已经成为当前研究的重要课题。

一直以来，社会救助体系是保障和改善低收入群体基本生活的兜底性、常态化制度安排。党的二十大报告进一步强调了“健全分层分类的社会救助体系”的重点任务^①。当前，中国已初步建立起“以基本生活救助为基础、以专项救助为支撑、以关爱帮扶为延伸、以社会力量参与为补充的救助保障体系”（张浩淼和谭洪，2023），对提高低收入家庭生活水平起到了积极作用。但有学者认为，现阶段低收入群体的政策支持体系面临制度框架不完善、保障水平不充分不平衡、治理能力不足三大难题（胡宏伟等，2022），社会救助还不能完全适应相对贫困的治理（陈业宏和郭云，2022），需要在保障标准、瞄准精度和强化政策耦合等方面进行完善（李棉管和岳经纶，2020）。

在社会救助体系中，最低生活保障制度（以下简称“低保制度”）是中国针对贫困人口的一项重要转移支付制度，在脱贫攻坚战中起到兜底扶贫的战略性作用，对于实现共同富裕和构建合理的收入分配格局意义重大。党的十八大以来，低保救助的范围不断扩大，救助力度持续加强，但社会救助的实践中出现了低保“泛福利化”现象，即把低保资格与许多专项救助和临时救助挂钩，低保资格成为获得其他社会救助的门槛，这被称为“低保的捆绑效应”（仇叶和贺雪峰，2017）。从笔者实地调研情况看，很多地区的专项救助主要向低保对象倾斜，而低保边缘群体等其他低收入群体获得的救助较少。社会救助资源在低收入群体内部分配不均衡会导致减贫效率下降，不利于推动共同富裕。

在共同富裕的背景下，“提低”不仅需要提高低收入群体的绝对收入水平，而且也要缩小低收入群体之间的收入差距。现有文献对社会救助“提低”效应的分析主要围绕两个方面展开。

第一，将政府救助作为一个整体，研究政府救助总额对居民收入水平以及收入差距的影响（罗楚亮等，2021）。有研究认为，政府救助对缩小居民收入差距发挥了重要作用，但存在转移支付率较低、瞄准效果较差等问题（岳希明等，2021）。这方面研究主要使用单期政府救助总额数据，无法捕捉政府救助“提低”效应的动态变化，也很难区分政府救助中不同救助类别的效果差异。

第二，聚焦政府救助中的某一项制度，讨论具体救助政策对低收入群体的影响。韩华为和高琴（2020）从物质福祉、关系福祉和主观福祉三个层面评估了低保制度对受助家庭的影响，研究发现受助家庭的物质福祉得到了明显改善；韩华为和高琴（2018）发现低保制度显著缓解了受助家庭的收入贫困问题。除此之外，低保制度还能够提高家庭整体的消费水平（Zhao et al., 2017），促进人力资本的投资和积累（梁晓敏和汪三贵，2015），增强家庭的发展韧性（李晗和陆迁，2022）。与其他形式的政府救助相比，低保救助发挥了更强的收入分配效应（蔡萌和岳希明，2018）。但也有部分学者指出，低保的

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第48页。

瞄准效率和减贫效率较低（宋扬和杨乃祺，2018），对低保户的社会参与可能产生负面影响（Gao et al., 2015）。上述文献尽管比较了不同政府救助的政策效应，但忽略了不同救助之间的相互影响，尤其是低保救助与专项救助产生的捆绑效应。

相较于现有研究，本文主要有两方面边际贡献。第一，本文首次运用因果识别方法对全国层面不同年份的低保捆绑效应大小进行实证估计。第二，本文运用社会成本收益分析和简化社会福利函数，考察在财政成本保持不变的情况下，如何将政府补助在低收入群体内部进行更好的分配以提升“提低”效果。这些政策分析对共同富裕背景下完善中国社会救助体系、更好增强“提低”效果有较为重要的参考价值。

二、分析框架与研究假说

（一）低收入群体内涵的界定

明确低收入群体的内涵是提低增富的一个核心问题，但目前关于低收入群体的界定和识别还未形成一致意见（左停等，2023）。沈扬扬和李实（2020）建议采用中国居民收入中位数的40%作为界定低收入群体的标准，重点帮扶“脆弱户”“监测户”两大群体。在政策实践中，各地政府普遍将低收入家庭定义为人均纯收入低于居住地2倍或1.5倍低保标准的家庭，主要包括低保家庭、特困家庭以及低保边缘家庭等；而国家统计局根据所有家庭的收入水平高低排序，将处于20%分位数以下的家庭认定为低收入家庭（李棉管和岳经纶，2020）。2023年10月，国务院办公厅转发的《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》，明确了低收入人口范围，包括低保对象、特困人员、防止返贫监测对象、低保边缘家庭成员、刚性支出困难家庭成员以及其他困难人员^①。鉴于本文从低保制度的政策效应切入，为贴合政策实践，本文在政策模拟部分将低收入家庭定义为人均纯收入低于居住地2倍低保标准的家庭，考察低保制度对不同低收入人群的影响。

（二）低保捆绑效应的实践逻辑

低保制度是中国社会救助体系中兜底性的核心制度安排（宋扬等，2023）。2008年，国务院发布《关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》，提出通过建立农村低保制度，将符合条件的贫困人口纳入保障范围，有效解决农村贫困人口的温饱问题^②。这标志着农村低保制度在全国范围内的正式确立。2014年，国务院公布《社会救助暂行办法》，第一次以法规形式明确了“8+1”的社会救助体系^③。以低保救助和特困救助为核心，以医疗救助、教育救助、住房救助、就业救助、受灾救助、临时救助等专项制度为补充的社会救助体系基本形成（见图1）。

^①参见《国务院办公厅转发民政部等单位〈关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202310/content_6911066.htm。

^②参见《国务院关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》，https://www.gov.cn/zhuanti/2015-06/13/content_2878972.htm。

^③资料来源：《社会救助暂行办法》，https://www.gov.cn/zhengce/202203/content_3337922.htm。

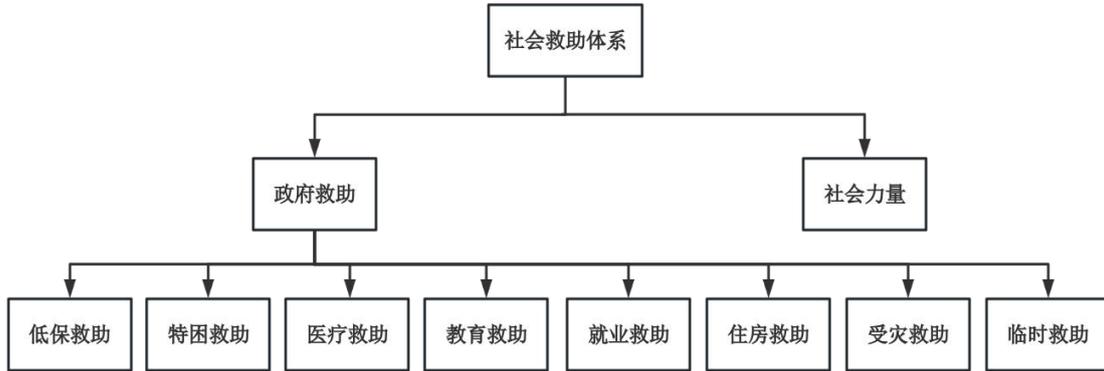


图1 社会救助体系框架

注：笔者根据2014年《社会救助暂行办法》内容绘制。

随着农村低保标准的提高以及专项救助范围的扩大，目前低保出现明显的“泛福利化”趋势，重点表现为最低生活保障向多项福利捆绑转变（仇叶和贺雪峰，2017）。许多专项救助资格，尤其是教育救助和医疗救助，常以低保资格为门槛，导致大量的救助资源向低保家庭集中，低保制度的“含金量”不断提高（安永军，2017）。以专项社会救助中的医疗救助为例，根据《国务院办公厅关于健全重特大疾病医疗保险和救助制度的意见》（以下简称《意见》）的规定，“对低保对象、特困人员原则上取消起付标准”，“对低保对象、特困人员符合规定的医疗费用可按不低于70%的比例救助，其他救助对象救助比例原则上略低于低保对象”^①。尽管《意见》中明确指出，“具体救助比例的确定要适宜适度，防止泛福利化倾向”，但实践中各地政府出于对基层工作成本和效率的考虑，往往采取“一刀切”的做法，将低保资格设定为获得医疗救助的重要参考因素，对非低保户申请医疗救助造成了一定障碍。除了医疗救助以外，教育救助、住房救助、临时救助等政府救助都与低保资格产生了不同程度的捆绑。党的十八大以来，各类政府救助的力度不断加大，低保的捆绑效应有明显增强的趋势。基于以上具象的实践逻辑，本文提出假说H1。

H1：低保捆绑效应有增强的趋势，主要表现为低保资格与医疗救助、教育救助等专项社会救助的捆绑。

（三）打破低保捆绑的理论分析

1. 相对贫困理论视角的分析。随着中国的扶贫目标从“解决以生存为核心的绝对贫困问题”向“缓解相对贫困以实现人民幸福和共同富裕”转变，社会救助应充分考虑受助群体间的公平。在相对贫困视角下，虽然低保捆绑为低保家庭提供了全方位的生活救助，但同时会导致其他低收入群体由于无法得到足够的社会救助而面临规模性返贫风险，这与“提低”目标产生了背离。唐高洁等（2023）认为，在后脱贫时代，需要继续扩大政府救助的覆盖面，聚焦相对贫困，调整对低收入群体的瞄准方式，进

^①参见《国务院办公厅关于健全重特大疾病医疗保险和救助制度的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-11/19/content_5651446.htm。

一步改善政策效果。这意味着，如果要提高农村低保制度的“提低”效率，就必须对低保捆绑的其他救助资源进行合理分配，有效瞄准需要救助的低收入群体。

2. 简化社会福利函数分析。在共同富裕的目标下，“提低”不仅意味着低收入群体绝对收入水平的提高，而且也要求低收入群体内部收入差距的缩小和整体福利水平的提高。本文在实证模型中借鉴了 Fields and Song (2020) 所使用的简化社会福利函数，该函数从贫困和收入不平等两个维度衡量低收入群体福利水平，具体表示为：

$$Welfare = f(poverty, incomeinequality), f_1 < 0, f_2 < 0 \quad (1)$$

(1) 式中：左边 *Welfare* 表示低收入群体的整体福利水平，分别与低收入群体的贫困指数 (*poverty*) 和收入差距 (*incomeinequality*) 负相关； f_1 表示函数 $f(\bullet)$ 对变量 *poverty* 的偏导数， f_2 表示函数 $f(\bullet)$ 对变量 *incomeinequality* 的偏导数，偏导数如果小于 0，意味被解释变量与变量负相关。

3. 劳动供给理论视角的分析。过高的社会救助容易催生出受救助者的福利依赖，打破低保捆绑可能带来更严重的福利依赖问题，即打破低保捆绑后的社会救助群体范围扩大，受助群体的劳动供给可能会发生变化，进而影响受助家庭的最终收入。根据传统的劳动供给模型，低保制度的收入效应对受助者的劳动供给会产生负向激励，低保制度设计中的分档或补差原则^①也会产生替代效应。但是，当前中国社会救助的金额还不高，并且不少地方出台了就业激励政策，许多学者认为农村低保的福利依赖问题尚不明显 (Ravallion and Chen, 2015)。

根据(1)式的简化社会福利函数，在给定的资源约束下，低保捆绑越严重，救助资源在低收入群体中的分配越不均。如果打破低保捆绑能够降低低收入群体的贫困指数，缩小低收入群体内部的收入差距，就能提高低收入群体的整体福利水平，提升政策的“提低”效果。根据劳动供给理论视角的分析，在福利依赖较小的情况下，适当改变低保的分配方式不会对劳动供给产生显著影响。因此，如果将政府救助平均分配给低保户以外的其他低收入群体，缩小低收入群体内部的收入差距，那么，在财政投入不变的前提下，政策的“提低”效果将更加显著。由此，本文提出假说 H2。

H2: 如果将政府救助平均分配给低保户以外的其他低收入群体，同样的财政投入会产生更好的“提低”效果。

三、研究设计

(一) 识别策略

本文拟采用断点回归的方法检验低保资格对家庭获得政府救助的影响。根据各地政府低保政策的文件内容，“家庭的人均纯收入是否低于当地的低保标准”是政府识别低保户的一个重要标准。因此，

^①农村低保一般按照家庭收入和生计情况将保障水平分为若干档，城市低保则一般采用补差方法，即受助家庭的人均低保补助金额等于当地的低保标准减去该家庭的人均纯收入。

本文将标准化的家庭人均收入（家庭人均纯收入—家庭所在地低保标准）作为驱动变量。当驱动变量超过阈值时，则认为样本家庭受到处理（被认定为低保家庭）。但是，在具体实践中，低保资格的认定还需要综合考虑除收入以外的家庭资产、“两不愁三保障”等其他因素，进而对家庭的实际生活状况进行综合评估。这意味着，标准化收入无法完全决定家庭低保资格。考虑到上述情况，本文在使用标准化收入识别家庭低保户资格时，采用模糊断点回归（fuzzy regression discontinuity，简称FRD）。

在进行模糊断点回归时，主要有参数估计和非参数估计两种方法，在一定条件下两者的估计是等价的（Imbens and Lemieux, 2008），Lee and Lemieux（2010）建议同时汇报两者的估计结果。因此，本文在主回归中采用2SLS进行参数估计，在稳健性检验中汇报非参数估计的结果。2SLS模型的具体设定如下：

$$Dibao_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + f(std_i) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Dibao}_i + g(std_i) + \delta X_i + \mu_i \quad (3)$$

（2）式和（3）式分别是2SLS第一阶段和第二阶段的回归方程。 Y_i 代表结果变量（政府救助金额）； std_i 代表家庭 i 的标准化收入，为模型的驱动变量； β_1 表示低保资格产生的政策效应； \widehat{Dibao}_i 表示低保资格在第一阶段回归的估计量； X_i 表示户主和家庭特征的控制变量； α_0 和 β_0 表示常数项； ε_i 和 μ_i 表示随机误差项。在模糊断点的回归分析中，将指代变量 T_i 作为低保资格 $Dibao_i$ 的工具变量，当 $std_i < 0$ （家庭人均纯收入低于低保标准）时，基于断点构造的指代变量 T_i 等于1；反之， T_i 等于0。由于参数估计对方程形式的设定较为敏感，且Gelman and Imbens（2019）认为驱动变量的多项式次数最高不能超过二次，因此，本文将 $f(std_i)$ 和 $g(std_i)$ 均进行二次多项式拟合。

在模糊断点的分析中，模型中是否加入控制变量理论上不会对结果产生实质性影响。但由于断点附近的样本量偏少，本文采用CCT方法^①计算的最优带宽较大，可能会对样本家庭特征在断点两侧保持一致性的假设产生影响。为解决上述问题，在方程中加入户主和家庭特征的控制变量，以控制其他潜在因素对政府救助金额以及低保资格产生的影响。本文也对断点附近控制变量的连续性进行了检验。

（二）数据来源、变量说明及描述性统计

1.数据来源。本文采用中国家庭追踪调查（CFPS2012）和中国家庭金融调查（CHFS2017、CHFS2019）的三期数据进行实证分析，两个数据库的样本均具有全国代表性^②。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心实施的全国性追踪调查项目，包含中国社会、经济、人口、教育和健康等多方面信息。CHFS数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心，该数据库详细收集了家庭人口统计特征、家庭获得的政府补助等微观信息，为本文研究低保资格的捆绑效应提供了全面的数据支持。为了进一步

^①CCT方法以Calonico、Cattaneo和Titiunik三位学者命名，具体的计算方法可以参考（Calonico et al., 2014）。

^②由于CFPS从2014年开始的调查问卷不再包含低保资格的确认和低保的救助金额，因而本文只保留了CFPS2012的样本作为精准扶贫时期前的基准组。由于CHFS2017前的样本缺少低保资格和政府救助的关键变量，所以仅保留了CHFS2017和CHFS2019的样本。

验证两个数据库的可比性，本文比较了 CHFS2019 与 CFPS2018、CFPS2020 的样本，两个数据库的样本控制变量特征未表现出明显的差异，整体上具有可比性^①。此外，考虑到目前低收入群体主要集中在农村地区，本文仅保留农村地区的样本，重点探讨低保制度对农村低收入家庭的影响。

2. 变量说明。本文的被解释变量为家庭获得的政府救助金额，主要包括低保救助、教育救助、医疗救助和食物补贴等，测度方法是将问卷中家庭上一年获得的各类政府救助的数额进行加总。断点回归的驱动变量为家庭人均纯收入，处理变量为低保资格。其中，家庭纯收入等于总收入剔除转移性收入；低保资格为虚拟变量，若家庭获得低保，赋值为 1，否则赋值为 0。借鉴周强（2021）的做法，结合数据可得性，本文主要引入户主和家庭层面的控制变量，包括户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育水平、身体健康情况，以及家庭的人口规模和劳动力人数。根据民政部公布的老保认定文件^②，上述控制变量可能同时对家庭低保资格的认定和家庭获得的政府救助金额产生影响，因而在模型中对上述变量进行控制可以减少估计产生的偏误。

3. 描述性统计。除了统计上述微观数据库中户主和家庭层面的控制变量特征，本文还按政府公布的农村低保标准对样本家庭进行了匹配性筛选^③。由于入户访问时调查的是居民上一年度的基本情况，因此，本文按 2011 年、2016 年和 2018 年的低保标准对样本家庭的微观数据分别进行匹配性筛选。通过剔除异常值和关键变量缺失的样本，三期分别得到 6564 户、9043 户和 9501 户家庭样本。表 1 展示了主要变量的描述性统计结果。其中，低保家庭获得的低保救助金额呈现增长趋势，获得的除低保救助外的其他政府救助也有所增加。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	变量说明	样本均值		
		CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
结果变量				
政府救助	家庭上年获得的各类政府救助的总额（元）	1948.12	3821.88	4927.01
低保救助	家庭上年获得的低保救助金额（元）	1436.30	2508.84	3410.86
断点回归设计变量				
家庭人均纯收入	由家庭总收入剔除转移性收入计算可得（元）	8529.10	13698.22	13307.10
低保资格	获得低保=1，未获得低保=0	0.13	0.09	0.11
控制变量				
户主年龄	户主的年龄（岁）	50.27	53.34	54.85
户主性别	男性=1，女性=0	0.80	0.89	0.84

^①相关结果可以向作者索要。

^②参见《民政部 国家统计局关于进一步加强农村最低生活保障申请家庭经济状况核查工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-03/03/content_5554657.htm?ivk_sa=1023197a。

^③本文按各区县的低保标准对 CFPS2012 的样本家庭进行匹配性筛选。2017 年后，民政部不再公布区县的低保标准，因而采用各省低保标准对 CHFS2017 和 CHFS2019 的样本家庭进行匹配性筛选。

表1 (续)

户主婚姻状况	已婚=1, 其他=0	0.88	0.87	0.84
户主受教育年限	根据户主的学历: 博士研究生=22, 硕士研究生=19, 大学本科=16, 大专、高职=15, 高中、中专、职高=12, 初中=9, 小学=6, 没上过小学=0	6.30	7.15	6.94
户主健康状况	对应CFPS和CHFS问卷中户主的自评健康情况, 取值范围为1~5, 身体状况非常不好=5, 不好=4, 一般=3, 好=2, 非常好=1	3.28	2.80	2.99
家庭劳动力人数	家庭中有工作的成员人数(人)	1.59	1.96	1.82
家庭人口规模	家庭总人数(人)	4.17	3.57	3.24
样本量		6564	9043	9501

注: ①表中政府救助和低保救助的统计数据对应的是低保家庭获得救助的平均值。②其他变量的统计数据对应的是全部样本家庭的平均值。③低保资格均值趋势的解释: 民政部于2014年对低保对象开展专项整治活动, 农村复核的低保人数迅速下降。2016年, 国务院办公厅转发民政部等部门《关于做好农村最低生活保障制度与扶贫开发政策有效衔接指导意见》(https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2016-09/27/content_5112631.htm), 提出应扶尽扶、应保尽保的基本原则, 充分发挥农村低保的兜底保障作用, 低保人数回稳上升。各期样本低保人数的变化趋势整体上与全国一致。

(三) 断点回归的有效性

断点回归有效的重要前提是驱动变量无法被个体精准操纵(Cattaneo et al., 2019)。在本文研究中, 如果家庭可以精准控制自己的标准化收入和低保资格, 那么就会导致断点两侧的样本存在系统性差异, 断点回归的前提假设不再成立。但上述假设并不等价于“个体无法影响驱动变量”, 只要个体无法“精准操纵”, 断点回归仍然可以适用(曹光宇等, 2022)。现有文献主要从两个角度讨论断点回归的有效性: 第一, 从政策的制度背景出发, 分析个体影响和控制驱动变量的可能性, 提供基础的理论支撑; 第二, 利用数据进行断点的内生分组检验和控制变量的平衡性检验, 判断驱动变量和控制变量在断点附近的连续性。

1. 低保政策的制度背景。尽管农村低保的瞄准仍存在的问题, 但随着政府一系列规范文件的出台^①和扶贫领域反腐工作的不断推进, 低保资格认定的客观性、公开性和透明度都在不断提高。按照《社会救助暂行办法》的规定, 农村的贫困家庭首先向当地的乡镇政府提出低保申请, 由基层政府组织开展家庭经济状况的核查, 经过内部民主评议和村级公示后, 最后由县级的民政部门批准低保资格。在中国乡村人情社会的背景下, 农户彼此间的收入相对透明, 降低了瞒报收入的可能性(李芳华等, 2020)。同时, 低保标准由各地政府根据经济发展情况和财政约束进行相机决定和动态调整, 个

^①参见《民政部 国家统计局关于进一步加强农村最低生活保障申请家庭经济状况核查工作的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2015-03/03/content_5554657.htm?ivk_sa=1023197a; 《居民家庭经济状况信息部省联网查询办法(试行)》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5440639.htm; 《关于在脱贫攻坚中切实加强农村最低生活保障家庭经济状况评估认定工作的指导意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-01/15/content_5469476.htm。

体无法实现准确的预测。综合来看，从低保的制度背景出发，农户个体无法精准操纵自身的标准化收入以及决定是否获得低保资格。

2.断点内生分组检验和控制变量检验。考虑到家庭上报的收入可能存在自选择问题，为了检验断点附近是否存在“操纵”收入的情况，本文对断点附近的样本进行 McCrary 检验 (McCrary, 2008)，并绘制了驱动变量的密度函数。从图 2 可以看到，断点两侧密度函数的估计值部分重叠，不存在显著差异。上述检验的 p 值为 0.4309，无法拒绝原假设，即不存在个体干预。在稳健性检验中，本文进一步通过空心断点回归缓解驱动变量被操纵的担忧。

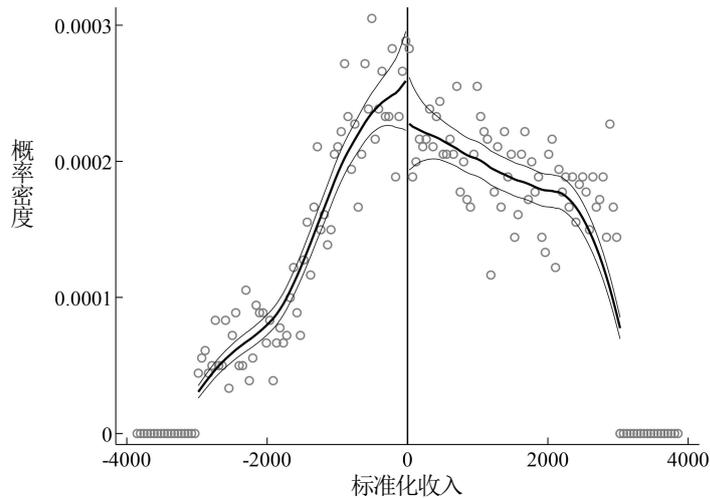


图 2 标准化收入的密度函数图 (McCrary 检验)

注：①图中竖线（标准化收入=0）为 FRD 所使用的断点。②由于篇幅限制，仅展示 CFPS2012 的 McCrary 检验结果，其他年份的检验结果一致。

除了进行断点的内生分组检验，本文还对个体的控制变量进行了平衡性检验。断点回归将驱动变量断点两侧结果变量的跳跃视为政策的局部处理效应，暗含了其他控制变量在断点两侧保持连续的假设。在本文中，如果断点回归估计方法是有效的，那么户主和家庭特征变量在断点处不应存在明显跳跃。表 2 利用 FRD 方法对模型中的控制变量进行平衡性检验，结果显示，驱动变量没有对控制变量产生显著影响。笔者也绘制了控制变量在不同收入水平下的概率分布，整体结果与上述检验一致，满足连续性假设^①。综上所述，本文选取的 FRD 识别策略是有效的。

表 2 控制变量的平衡性检验 (FRD 估计结果)

变量	(1) CFPS2012		(2) CHFS2017		(3) CHFS2019	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
户主年龄	-19.976	18.276	-78.087	123.652	-39.768	40.828
户主性别	0.257	0.435	0.260	1.242	0.717	1.117

^①由于篇幅限制，未报告结果，留存备索。

表2 (续)

户主婚姻状况	-0.555	0.497	-0.179	1.253	2.032	2.432
户主受教育年限	-8.836	6.337	-17.767	30.328	-3.513	8.568
户主健康状况	0.334	0.585	7.029	6.817	-1.625	4.688
家庭劳动力人数	2.503	2.026	-8.926	8.730	4.404	6.081
家庭人口规模	2.271	2.889	9.378	13.610	-10.898	12.146

注：①表格中每个系数都是单独一个断点回归的结果，被解释变量为每一个控制变量，所有回归均加入了驱动变量二次项拟合。②为充分检验断点处控制变量的连续性，将带宽分别设定为最优带宽、最优带宽×0.75 和最优带宽×0.5，限于篇幅，仅报告了最优带宽×0.5 的结果。

四、实证结果

(一) 断点回归的图形证据

为刻画低保捆绑效应随时间变化的趋势，本文分别对不同年份的样本进行断点回归。根据低保资格认定的规范文件，家庭人均纯收入与当地低保标准的相对关系是判定低保户资格的关键因素。图3直观展示了FRD方法2SLS估计第一阶段的图形结果。通过对断点两侧的样本进行局部线性拟合和二次拟合，可以发现家庭人均纯收入低于低保线的家庭获得低保的概率大大提高，这一结果验证了识别方法的有效性，与上文的理论分析和政策实践一致。

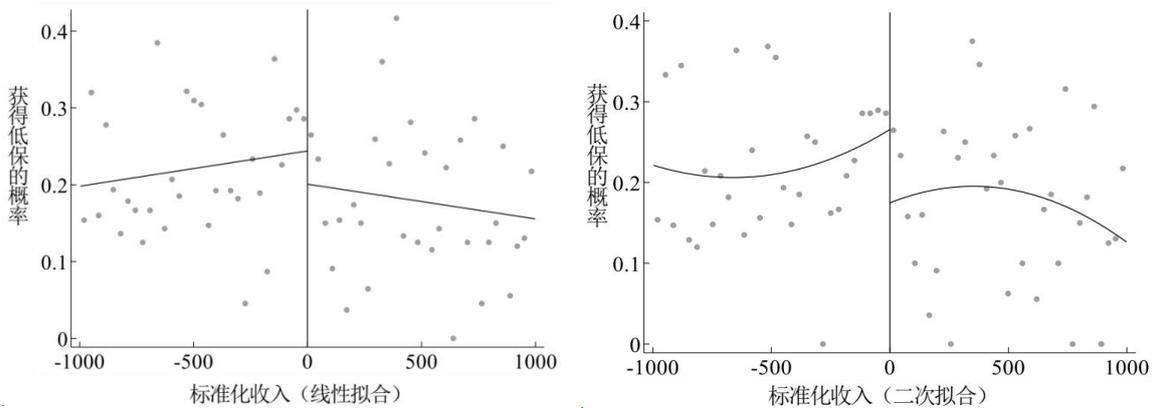


图3 标准化收入与获得低保的概率

注：①图中竖线（标准化收入=0）为FRD所使用的断点。②回归采用矩形核函数分别进行线性拟合和二次拟合，加入控制变量后对结果不产生显著影响。③由于篇幅限制，仅展示CFPS2012的图形结果，其他年份的检验结果一致。

图4展示了FRD方法2SLS估计第二阶段的图形结果，可以发现，结果变量在断点处的跳跃非常明显，即家庭人均纯收入低于低保线的家庭获得的政府救助显著提高。这意味着，低保户资格可以帮助家庭获得更多的政府救助。2015年以来，各地低保救助标准不断提高，各项专项救助也进一步向低保户倾斜。

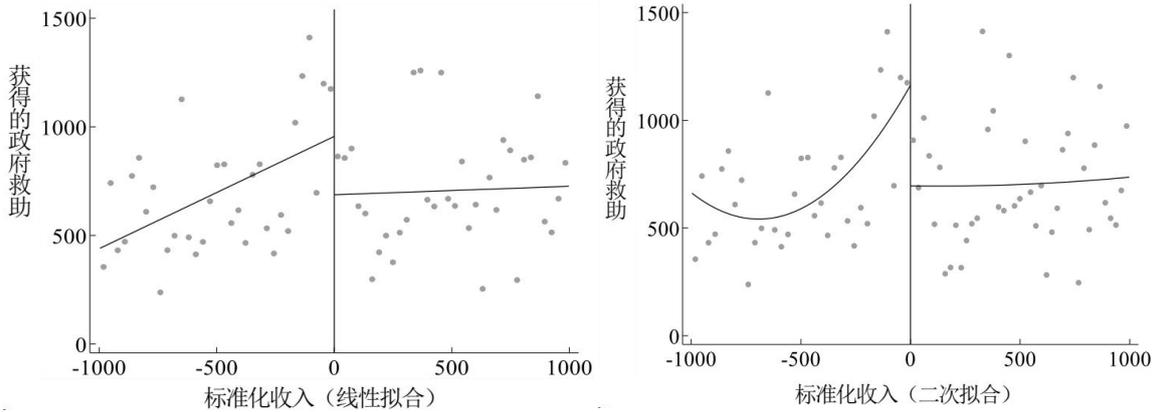


图4 标准化收入与获得的政府救助

注：①图中竖线（标准化收入=0）为FRD所使用的断点。②回归采用矩形核函数分别进行线性拟合和二次拟合，加入控制变量后对结果不产生显著影响。③由于篇幅限制，仅展示CFPS2012的图形结果，其他年份的检验结果一致。

（二）断点回归参数法的估计结果

首先将家庭获得的低保救助作为结果变量，检验家庭获得的低保救助随年份变化的趋势，结果见表3。正如前文所述，考虑到参数法对模型中多项式的次数较为敏感，本文对所有回归进行二次多项式拟合，并控制户主和家庭相关特征，使用CCT方法计算最优带宽。结果显示，低保户获得的平均低保救助从2011年的1507.250元/户·年上升为2018年的3891.673元/户·年，增幅超过150个百分点。低保救助金额的提高主要归因于各地低保标准的提高，全国农村平均低保标准由2011年的1718.4元/人·年上升为2018年的4833.4元/人·年^①，低保制度对低收入家庭的补助力度在不断加强。

表3 低保户资格对获得低保补助的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量：低保资格)	0.112*** (0.032)	0.057*** (0.016)	0.064*** (0.014)
低保资格 (第二阶段因变量：低保救助)	1507.250*** (289.250)	2389.665*** (798.002)	3891.673*** (855.000)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	12.53	13.60	22.58
弱工具变量检验	13.215	13.531	21.341
样本量	2123	7322	8052

注：①括号内为稳健标准误。②***表示1%的显著性水平。③弱工具变量检验大于10，即通过检验。

^①资料来源：《2011年社会服务发展统计公报》，<https://www.mca.gov.cn/n156/n189/c93365/content.html>；《2018年民政事业发展统计公报》，<https://www.mca.gov.cn/images3/www2017/file/201908/1565920301578.pdf>。

进一步将家庭获得的全部政府救助金额作为结果变量，对低保资格的捆绑效应进行逐年讨论。结果（见表4）显示：2011年，低保家庭获得的政府救助主要来源于低保救助，低保救助的占比约为71%；2018年，低保家庭比其他低收入家庭^①平均多获得8708.988元的政府救助，相较前两期有了大幅上升，且政府救助中低保救助占比下降为45%，低保资格的福利捆绑效应有明显增强趋势。本文提出的研究假说H1的前半句得证。

表4 低保户资格对获得政府救助的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量: 低保资格)	0.109*** (0.030)	0.058*** (0.016)	0.063*** (0.014)
低保资格 (第二阶段因变量: 政府救助)	2130.506*** (636.111)	3808.605 (3549.328)	8708.988*** (2510.988)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	13.25	13.48	19.84
弱工具变量检验	13.703	13.399	18.495
样本量	2381	7219	7676

注：①括号内为稳健标准误。②***表示1%的显著性水平。③弱工具变量检验大于10，即通过检验。

为了具体分析低保资格福利捆绑效应的来源，本文对低保家庭在精准扶贫时期获得的各类专项救助进行了分类讨论。CHFS2019的问卷调查了家庭从2014年开始获得的各类救助的金额，主要包括医疗健康补助（含已报销的医药费用）、教育补助（含减免的费用）、危房改造补助、生活物资补助等^②。从表5可以发现，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中，在危房改造、医疗健康和教育补助方面的差异最为明显，分别为其他低收入家庭相应专项救助的184.9（ $e^{5.22}$ ）、75.9（ $e^{4.33}$ ）和7.5（ $e^{2.02}$ ）倍。本文提出的研究假说H1的后半句得证。（2）列单独比较了低保户与其他低收入家庭在医疗报销中的差异，结果显示，低保家庭的医疗报销比例较其他低收入群体增加了45.4个百分点。

上述结论与现有政策实践和农村实地调研的结果（仇叶和贺雪峰，2017；安永军，2017）较为吻合，很多地区在农村危房改造和医疗救助的认定中，都将低保户列为优先覆盖的群体。在低保资格成为其他救助政策门槛的前提下，低保的福利捆绑效应将众多专项救助汇聚成“政策束”，集中输送给低保家庭。低保资格给低保家庭带来的兜底性保障在改善其基本生活质量的同时，也会影响社会救助资源在整个低收入群体内部的分配，后文将通过模拟的方法对政府救助的优化路径进行探索。

^①虽然整体样本包括全部家庭，但是断点附近（带宽内）的样本可认定为低收入家庭。

^②因各类补助金额的差异较大，本文在表5回归中对各类救助金额进行了对数化处理，以减少异常值带来的影响，增强不同补助之间的可比性。

表 5 精准扶贫时期低保户资格对其他政府补助的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	医疗健康	医疗报销占比	教育	危房改造	生活物资
家庭人均纯收入<低保标准 (第一阶段因变量: 低保资格)	0.054*** (0.014)	0.063*** (0.014)	0.062*** (0.014)	0.069*** (0.014)	0.068*** (0.013)
低保资格 (第二阶段因变量: 相应政府救助)	4.329*** (1.625)	0.454* (0.241)	2.018* (1.068)	5.223*** (1.476)	1.391* (0.760)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是	是
第一阶段F统计量	15.12	20.28	20.09	23.61	25.71
弱工具变量检验	14.620	19.437	19.278	22.088	24.385
样本量	7831	7731	8082	7839	8319

注: ①本表使用的数据来源为 CHFS2019。②括号内为稳健标准误。③***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

④弱工具变量检验大于 10, 即通过检验。

(三) 稳健性检验

1.非参数估计结果。在基础回归中, 本文主要采用参数法对低保资格的捆绑效应进行了估计, 表 6 则使用非参数估计方法检验了低保资格对政府救助的影响。由于非参数估计对带宽的选择较为敏感(谢谦等, 2019), 本文在 CCT 最优带宽的基础上, 考察了不同带宽对估计结果产生的影响。整体结果与参数法下的估计数值和变化趋势基本一致。

表 6 低保户资格对获得政府救助的影响(非参数估计)

带宽	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
CCT最优带宽	2157.3*** (655.97)	4431.3 (3502.1)	8882.9*** (2558.8)
最优带宽×125%	1674.5** (656.97)	3586.6 (3593)	10918*** (2761.7)
最优带宽×75%	2923.5*** (893.36)	6210.8* (3313.1)	10505*** (3923.6)

注: ①表中的回归系数和标准误对应低保资格变量, 被解释变量为获得政府救助金额。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③所有回归均控制了户主特征及家庭特征。

2.空心断点检验。从上文低保政策背景可知, 各地的低保标准理论上由家庭所在地的地方政府制定, 无法被个体精准操纵。同时, 断点内生分组的检验表明, 驱动变量在断点两侧并未出现明显的差异, 验证了样本驱动变量的连续性。为进一步缓解家庭操纵收入以获得低保的内生性问题, 本文借鉴 Barreca et al. (2011) 的方法, 利用空心断点法进行稳健性检验。该方法的逻辑如下: 假如个体确实可以操纵驱动变量(虚报低于低保线的收入数据), 那么断点附近的样本有更大概率虚报收入, 因此可以将邻近断点的样本剔除, 利用子样本回归进行稳健性检验。既有文献对拟剔除的断点邻域并无明确

的规定，结合所选样本的情况，本文剔除了最优带宽 1% 以内的样本。表 7 展示了空心断点回归的结果，各期变量的系数大小及显著性和基础回归相似。这进一步验证了断点回归的有效性。

表 7 空心断点回归的结果

变量	(1)	(2)	(3)
	CFPS2012	CHFS2017	CHFS2019
家庭人均纯收入 < 低保标准 (第一阶段因变量: 低保资格)	0.113*** (0.033)	0.051*** (0.017)	0.104*** (0.017)
低保资格 (第二阶段因变量: 政府救助)	2500.212*** (701.750)	4791.867 (4430.03)	9102.303*** (1937.807)
控制变量	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是
第一阶段F统计量	12.14	9.28	39.19
弱工具变量检验	12.828	9.281	35.330
样本量	2007	6837	6907

注：①括号内为稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。③弱工具变量检验大于 10，即通过检验。

3. 排除建档立卡的政策影响。2014 年，农村地区逐步完成了贫困户的建档立卡工作，国家为建档立卡的贫困家庭提供了一系列的配套政策支持。因而，贫困户资格对政府救助的影响可能会干扰低保捆绑效应的识别。为排除这一潜在影响，本文利用家庭人均纯收入和国家贫困线的相对关系构造断点，检验贫困家庭在建档立卡后获得的政府救助的变化。表 8 展示了模糊断点方法下两期样本（CHFS2017 和 CHFS2019）的估计结果，可以发现，贫困户资格对处在贫困线附近家庭的政府救助金额没有产生显著的影响，且系数的绝对值低于基础回归中低保捆绑效应的估计结果。由此，本文认为基础回归的结果是稳健的，即家庭获得的政府救助与低保资格形成了密切的捆绑，而不是与贫困户资格形成捆绑。

表 8 贫困户资格对政府救助的影响

变量	CHFS2017		CHFS2019	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	参数法	非参数法	参数法	非参数法
贫困户资格	1663.542 (1968.855)	1354.7 (1926.1)	3367.804 (3714.29)	3856.2 (4191.4)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是
样本量	7293	8847	6658	9259

注：括号内为稳健标准误。

五、打破低保捆绑效应的模拟分析

尽管低保捆绑各类政府救助后会挤占其他低收入群体的救助资源，影响低收入群体内部的收入差距，但同时也降低了识别各类专项救助对象的成本、有效改善了低保人群的基本生活。因而，本文针

对政府救助的优化并不全盘否定现行的救助机制，而是尝试将低保福利叠加产生的“悬崖”变为“缓坡”（林万龙和刘竹君，2021）。低保的捆绑效应将大量救助资源集中输送给低保家庭，低保家庭与其他低收入群体间的巨大福利落差形成了福利“悬崖”。如果其他低收入群体也能获得一定的政府救助，福利“悬崖”就可以变为“缓坡”。下文以 CHFS2019 年的样本数据为基础，在政府救助总额不变的条件下^①，对政府救助在低收入群体内部的其他分配方案进行讨论和模拟测算。

根据中共中央、国务院发布的《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》，农村低收入群体主要包括农村低保对象、农村特困人员、农村易返贫致贫人口，以及因病因灾因意外事故等刚性支出较大或收入大幅缩减导致基本生活出现严重困难的人口^②。由于特困人员的标准较为苛刻，规模不大，并且大都获得了特困救助，所以，被当前社会救助制度所遗漏的群体主要是家庭收入在低保标准以上的农村易返贫致贫人口和刚性支出较大的生活困难群体。其中，刚性支出较大的生活困难群体又被称为支出型贫困群体（钟仁耀，2015）。针对农村易返贫致贫家庭，地方政府在政策实践中一般将其定义为人均纯收入小于或等于当地低保标准的 1.5 倍至 2 倍的家庭^③。据此，为了与当前政策紧密衔接，本文将家庭人均纯收入低于当地低保标准 2 倍的家庭定义为低收入家庭，并进行 3 个政策模拟，以考察在政府救助金额不变的情况下，不同政策模拟的“提低”效果。

模拟一：将低保户获得的其他政府救助（低保救助以外的政府救助，下同）平均发放给样本中所有低收入家庭。

模拟二：将低保户获得的其他政府救助平均发放给样本中低保家庭外的低收入家庭。

模拟三：将低保户获得的其他政府救助平均发放给样本中的支出型贫困家庭^④。

低收入群体的福利水平将使用前文（1）式中的简化社会福利函数来评价，包括贫困指数和收入差距两个自变量。其中，收入差距采用低收入家庭样本的基尼系数测度，计算方法参考胡祖光（2004）。贫困指数采用传统 FGT 指数（Foster et al., 1984）测度，测算方法如（4）式所示：

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z_j - y_i}{z_j} \right)^{\alpha} \quad (4)$$

（4）式中， n 为样本家庭的总量， q 为贫困家庭的数量， y_i 为第 i 个家庭的人均纯收入。计算

^①本文在政策模拟部分参考了宋扬（2019）的社会成本收益分析方法，在控制总成本不变的前提下，将低保捆绑的救助剥离并重新分配，最终比较不同方案下政府救助的“提低”效果。

^②参见《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》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

^③例如，宜宾市《关于规范城乡低收入家庭认定工作的通知》（https://mzj.yibin.gov.cn/wjk/smzjgfwj/202208/t20220819_1761995.html）规定，低收入家庭的收入指标是指共同生活家庭成员的一个自然年度或申请认定前 12 个月内的工资性收入、经营性净（纯）收入、转移性收入和财产性收入等各项收入总和，按家庭人口平均后等于或低于城乡最低生活保障年标准的 2 倍。

^④考虑到数据的可得性，本文重点关注因学致贫和因病致贫的支出型贫困家庭。

FGT 指数时，分别将国家贫困线和家庭居住地的低保标准作为贫困线 (z_j)，当 y_i 低于贫困线 z_j 时家庭 i 被定义为贫困群体。另外，(4) 式中的 α 代表贫困厌恶度参数 (poverty aversion parameter)，当 $\alpha=1$ 时， FGT_1 代表贫困的缺口 (poverty gap, 简称 PG); 当 $\alpha=2$ 时， FGT_2 代表平方贫困距 (squared poverty gap, 简称 SPG)。其中，SPG 相比 PG 对低收入人群中的收入分布更加敏感，可以视为收入累退的加权贫困缺口。平均而言，各地农村低保标准占家庭人均纯收入的比例已经接近 40%，以不同地区低保标准作为贫困线可视为一种相对贫困的测度，因此，本文的研究结果对于未来构建缓解相对贫困的长效机制也有较强的政策启示。

不同政策模拟效果的评估采用了事前事后法，即通过计算 FGT 指数和基尼系数在政府救助转移前后的变化，估计政府救助的“提低”效果。事前事后法被广泛运用于社会保障、税收等政府转移支付减贫效果和再分配效率的研究中 (解垚, 2018; 岳希明等, 2021)。

表 9 展示了三种政策模拟的结果。可以直观地看到，打破捆绑效应后三种政策模拟下政府救助的“提低”效果都优于现行的分配方案，其中模拟二和模拟三的政策效果改善更为明显。模拟二将低保捆绑的其他政府救助完全剥离给其他低收入家庭后，以贫困线衡量的贫困距指数和平方贫困距指数事后分别降低了 3.5 个百分点和 2.9 个百分点，相比初始结果均提高了 0.4 个百分点。模拟三重点关注了低收入群体中的支出型贫困家庭，调整后的基尼系数下降了 0.040，政策的收入分配效应提高了 74 个百分点。这意味着，通过对低保捆绑的其他政府救助进行再分配，可以在不增加财政负担的前提下，减小低收入群体内部的收入差距，降低贫困指数，提升低收入群体的整体福利水平，进而验证了前文的研究假说 H2。

表 9 政策模拟结果

变量	原始政策			模拟一		模拟二		模拟三	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
FGT 指数 (z 为国家贫困线, %)	事前	事后	差值	事后	差值	事后	差值	事后	差值
$\alpha=1$ (贫困距指数)	12.9	9.8	3.1	9.7	3.2	9.4	3.5	9.8	3.1
$\alpha=2$ (平方贫困距指数)	8.5	6.0	2.5	5.8	2.7	5.6	2.9	5.8	2.7
FGT 指数 (z 为省低保线, %)									
$\alpha=1$ (贫困距指数)	16.3	13.7	2.6	13.6	2.7	13.5	2.8	13.8	2.5
$\alpha=2$ (平方贫困距指数)	11.1	8.5	2.6	8.3	2.8	8.2	2.9	8.5	2.6
基尼系数									
低收入群体内部	0.406	0.383	0.023	0.377	0.029	0.365	0.041	0.366	0.040

注：事前收入将政府救助从家庭的人均纯收入中剔除，事后收入为数据库核算的实际家庭人均纯收入，贫困指数在事前与事后的变动作为低保政策的评估结果。样本数据来自 CHFS2019。

前文提到本文的政策模拟可能产生福利依赖问题，最终影响政策“提低”效果。为更好地消除这一顾虑，表 10 检验了低保制度对低收入群体劳动供给的影响。结果显示，低保制度并未对低收入群体的家庭劳动参与率和人均劳动时间产生显著影响，这说明当前政策下的福利依赖问题并不明显，不会影响政策“提低”效果，提升了本文政策模拟结果的信服力。

表 10 低保户资格对家庭劳动供给的影响

变量	家庭劳动参与率		家庭人均劳动时间	
	(1) 参数法	(2) 非参数法	(3) 参数法	(4) 非参数法
低保资格	0.650 (0.943)	0.650 (0.986)	1.084 (1.912)	1.478 (1.173)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
二次多项式拟合	是	是	是	是
样本量	2493	6441	4448	9017

注：①样本数据为 CHFS2019 的低收入家庭。②括号内为稳健标准误。③家庭劳动参与率为家庭劳动力人数与家庭人口规模的比值。

值得注意的是，现实中对低保捆绑救助的分配比本文的模拟更加复杂。受制于样本数量，本文在政策模拟时仅考虑了平均分配的情形，即对所有的低收入家庭进行同质化处理，并没有完全考虑不同家庭的致贫原因、贫困深度和面临的不同需求。随着政府各类监管平台的数据管理不断升级，基层政府对低收入家庭经济状况的把握会更加准确，这将进一步提高各类专项救助的配置效率，为政府救助的优化提供可行路径。

六、结论与政策建议

本文基于 CFPS2012、CHFS2017 和 CHFS2019 的三期样本数据，采用模糊断点回归方法检验了农村低保的捆绑效应，同时考察了打破捆绑效应对“提低”效果的影响。本文研究发现，低保资格的捆绑效应有显著增强的趋势。在精准扶贫时期，低保家庭获得的专项救助远高于其他低收入家庭，其中，获得的危房改造、医疗健康和教育补助分别为其他低收入家庭相应专项救助的 184.9 倍、75.9 倍和 7.5 倍，低保家庭的医疗报销比例相比其他低收入群体增加了 45.4 个百分点。进一步的政策模拟发现，通过将低保捆绑的其他政府救助转移给支出型贫困家庭等其他低收入家庭，可以在不增加财政负担的前提下，缩小低收入群体内部的收入差距，缓解相对贫困，提高社会救助政策的有效性。

基于上述结论，本文建议打破低保的捆绑效应，提高社会救助的“提低”效率，具体有两点政策建议。

第一，根据低收入群体的困难程度和致贫原因，构建有层次、有梯度的救助格局。目前，整个低收入群体主要划分为三个圈层。最内圈是低保和特困群体，对应的救助项目是基本生活救助。向外一圈是其他低收入群体，包括低保边缘群体、易返贫致贫人口以及支出型贫困人口。医疗救助、教育救助、就业救助等专项救助制度应当对以上两个圈层进行无差别的覆盖，各专项救助设置独立的门槛，而不是将专项救助简单作为低保救助的附加。最外圈是因为突发疾病、意外事件等陷入生活困境的群体，对应社会救助中的临时救助和灾害救助。不同救助项目的使用应当以低收入群体的生活困境和真实需求为导向，对不同圈层的低收入群体进行分类救助，优化社会救助的资源配置机制。

第二,根据相对贫困治理的有关要求,动态监测低收入群体的生活水平,运用大数据等手段构建更加精准的社会救助体系,为低收入群体构建社会安全网。目前的社会救助制度仍然重点关注绝对收入过低问题,对相对贫困关注较少。2023年,国务院办公厅转发的《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》明确指出,要根据低收入人口动态监测预警信息,按照低收入人口困难程度和困难类型,分层分类提供常态化救助帮扶^①。各地的政策实践应进一步明确低收入家庭、支出型贫困家庭的认定标准,构建解决相对贫困的长效机制。

参考文献

- 1.安永军,2017:《农村低保政策中的“福利叠加”现象及成因》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第5期,第121-125页。
- 2.蔡萌、岳希明,2018:《中国社会保障支出的收入分配效应研究》,《经济社会体制比较》第1期,第36-44页。
- 3.曹光宇、刘畅、周黎安,2022:《大数据征信与平台流量:基于共享单车免押骑行的经验研究》,《世界经济》第9期,第130-151页。
- 4.陈业宏、郭云,2022:《新发展阶段社会救助的目标转向与改进》,《贵州财经大学学报》第6期,第1-10页。
- 5.韩华为、高琴,2018:《代理家计调查与农村低保瞄准效果——基于CHIP数据的分析》,《中国人口科学》第3期,第73-84页。
- 6.韩华为、高琴,2020:《中国农村低保政策效果评估——研究述评与展望》,《劳动经济研究》第1期,第111-135页。
- 7.胡宏伟、侯云潇、陈一林,2022:《中国低收入家庭支持政策体系:历史嬗变、制度现状与改革取向》,《社会保障研究》第6期,第3-15页。
- 8.胡祖光,2004:《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》第9期,第60-69页。
- 9.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,第171-187页。
- 10.李晗、陆迁,2022:《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》,《中国农村经济》第10期,第82-101页。
- 11.李棉管、岳经纶,2020:《相对贫困与治理的长效机制:从理论到政策》,《社会学研究》第6期,第67-90页。
- 12.李实、史新杰、陶彦君、于书恒,2023:《以农村低收入人口增收为抓手促进共同富裕:重点、难点与政策建议》,《农业经济问题》第2期,第4-19页。
- 13.梁晓敏、汪三贵,2015:《农村低保对农户家庭支出的影响分析》,《农业技术经济》第11期,第24-36页。
- 14.林万龙、刘竹君,2021:《变“悬崖效应”为“缓坡效应”?——2020年后医疗保障扶贫政策的调整探讨》,《中国农村经济》第4期,第53-68页。
- 15.刘元春、宋扬、王非、周广肃,2022:《读懂共同富裕》,北京:中信出版社,第179-180页。

^①资料来源:《关于加强低收入人口动态监测做好分层分类社会救助工作的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202310/content_6911066.htm。

16. 罗楚亮、李实、岳希明, 2021: 《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》, 《中国社会科学》第1期, 第33-54页。
17. 仇叶、贺雪峰, 2017: 《泛福利化: 农村低保制度的政策目标偏移及其解释》, 《政治学研究》第3期, 第63-74页。
18. 沈扬扬、李实, 2020: 《如何确定相对贫困标准? ——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》, 《华南师范大学学报(社会科学版)》第2期, 第91-101页。
19. 宋扬, 2019: 《户籍制度改革的成本收益研究——基于劳动力市场模型的模拟分析》, 《经济学(季刊)》第3期, 第813-832页。
20. 宋扬、程泽睿、周广肃、荆瑛, 2023: 《农村低保制度能缓解老年人多维贫困吗——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析》, 《社会保障研究》第1期, 第25-40页。
21. 宋扬、杨乃祺, 2018: 《最低生活保障制度的瞄准效率与减贫效果分析——基于北京、河南、山西三地的调查》, 《社会保障研究》第4期, 第38-47页。
22. 唐高洁、闫东艺、冯帅章, 2023: 《走向共同富裕: 再分配政策对收入分布的影响分析》, 《经济研究》第3期, 第23-39页。
23. 王晓毅, 2020: 《2020 精准扶贫的三大任务与三个转变》, 《人民论坛》第2期, 第19-21页。
24. 解垚, 2018: 《税收和转移支付对收入再分配的贡献》, 《经济研究》第8期, 第116-131页。
25. 谢谦、薛仙玲、付明卫, 2019: 《断点回归设计方法应用的研究综述》, 《经济与管理评论》第2期, 第69-79页。
26. 岳希明、周慧、徐静, 2021: 《政府对居民转移支付的再分配效率研究》, 《经济研究》第9期, 第4-20页。
27. 张浩淼、谭洪, 2023: 《分层分类社会救助体系: 核心概念、国际经验与中国路径》, 《社会科学》第10期, 第162-172页。
28. 钟仁耀, 2015: 《支出型贫困社会救助制度建设: 必要性及难点》, 《中国民政》第7期, 第22-23页。
29. 周强, 2021: 《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》, 《中国农村经济》第5期, 第38-59页。
30. 左停、李颖、李世雄, 2023: 《农村低收入人口识别问题探析》, 《中国农村经济》第9期, 第2-20页。
31. Barreca, A. I., M. Guldi, J. M. Lindo, and G. R. Waddell, 2011, “Saving Babies? Revisiting the Effect of Very Low Birth Weight Classification”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 2117-2123.
32. Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”, *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.
33. Cattaneo, M. D., N. Idrobo, and R. Titiunik, 2019, *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations*, Cambridge: Cambridge University Press, 88-108.
34. Fields, G., and Y. Song, 2020, “Modeling Migration Barriers in a Two-Sector Framework: A Welfare Analysis of the Hukou Reform in China”, *Economic Modelling*, Vol.84: 293-301.
35. Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, 52(3): 761-766.
36. Gelman, A., and G. Imbens, 2019, “Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(3): 447-456.
37. Gao, Q., S. Wu, and F. Zhai, 2015, “Welfare Participation and Time Use in China”, *Social Indicators Research*, 124(3): 863-887.

38. Imbens, G.W., and T. Lemieux, 2008, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 615-635.
39. Lee, D. S., and T. Lemieux, 2010, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.
40. McCrary, J., 2008, “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.
41. Ravallion, M., and S. Chen, 2015, “Benefit Incidence with Incentive Effects, Measurement Errors and Latent Heterogeneity: A Case Study for China”, *Journal of Public Economics*, Vol.128: 124-132.
42. Zhao, L., Y. Guo, and T. Shao, 2017, “Can the Minimum Living Standard Guarantee Scheme Enable the Poor to Escape the Poverty Trap in Rural China?”, *International Journal of Social Welfare*, 26(4): 314-328.

(作者单位: ¹ 中国人民大学经济学院;
² 中国人民大学共同富裕研究院)
(责任编辑: 尚友芳)

The Binding Effect and Optimization Path of Rural Dibao Program with the Goal of “Increasing the Lower Bound”

SONG Yang CHENG Zerui

Abstract: As the core institutional arrangement at the bottom of China’s social assistance system, Dibao (Minimum Living Standard Guarantee) program has tied up a large number of assistance resources in practice, resulting in a widening welfare gap between Dibao recipients and other low-income groups, which poses challenges to enhance the effect of “increasing the lower bound” and promote common prosperity. Based on the sample data from CFPS and CHFS, this paper empirically examines the bundling effect of rural Dibao program in different periods by employing the Fuzzy RD method, and conducts a policy simulation analysis. The results show that the welfare bundling effect of rural Dibao program is continuously strengthened during the sample period, and the special assistance entitled to Dibao recipients is much higher than that to other comparable low-income families, especially regarding the renovation of dilapidated houses and medical and education subsidies. Through further policy simulation, we find that by transferring the bundled assistance to other low-income families, the income gap within low-income people can be narrowed and the effectiveness of the social assistance system can be improved without increasing the fiscal burden. Therefore, this paper proposes to break the bundling effect of rural Dibao program, turn the welfare “cliff” into a “gentle slope”, and improve the effect of social assistance.

Keywords: Common Prosperity; Low-income Groups; Social Assistance System; Dibao Bundling Effect