

最低生活保障瞄准率及其对救助效应的影响研究

——基于广东千村调查的实证分析

闫东艺 薛 森 冯帅章*

内容提要 本文使用 2021 年广东千村调查数据, 基于广东省民政厅制定的低保户认定细则, 测算了广东农村地区的低保瞄准效率, 探究了导致低保瞄准偏差的原因, 并进一步估计了瞄准偏差对低保救助效应的影响。研究发现, 首先, 如果严格按照广东省低保户认定细则, 低保的漏保率为 89.5%, 错保率为 35.3%。当进一步考虑残疾人的事实贫困时, 低保的漏保率为 87.8%, 错保率为 23.3%。本文测算的漏保率水平与现有文献的发现相当, 但错保率处于较低水平。其次, 错保可能与乡村扶贫政策间的非有效衔接, 以及部分家庭中有残疾成员相关, 但无明显证据表明与精英俘获有关。漏保则可能与低收入家庭过高评价自身经济条件, 以及对低保政策不了解相关。再次, 瞄准偏差会削弱低保的减贫效应, 产生福利依赖效应, 并降低居民对基层治理能力的正面评价。最后, 修正瞄准偏差后, 低保在降低物质多维贫困、降低家庭中有未工作劳动力的概率和增进基层治理正面评价三方面的效应均有所增强, 增强的效应分别占修正瞄准偏差前低保户样本均值的 8.8%、55.3% 和 7.8%。基于以上研究结论, 本文认为有效衔接各类扶贫政策、完善“政策找人”机制、加强社会救助政策宣传是提高瞄准效率、增强低保救助效果的重要途径。

关键词 最低生活保障制度 瞄准效率 救助效应 福利依赖 基层治理评价

* 闫东艺, 暨南大学经济与社会研究院, 电子邮箱: yandy0312@163.com; 薛森 (通讯作者), 暨南大学经济与社会研究院, 电子邮箱: sen.xue@jnu.edu.cn; 冯帅章, 暨南大学经济学院、暨南大学经济与社会研究院, 电子邮箱: shuaizhang.feng@foxmail.com。本文得到国家社会科学基金重点项目“扩大就业规模与提高就业质量研究”(项目批准号: 22AZD079) 与广东省哲学社会科学规划 2021 年度项目“非典与新冠疫情对教育代际流动性的影响”(项目批准号: GD21CYJ09) 的资助。文责自负。

一 引言

最低生活保障制度（简称“低保”）是中国社会救助体系中不可或缺的组成部分，在精准扶贫和新冠疫情期间承担起了重要的“兜底”保障功能。1994年农村低保制度从上海、阳泉开始试点。2007年国务院印发《关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》（国发〔2007〕19号），标志着农村地区的低保制度正式建立。经过近三十年的不断完善和发展，农村低保制度以“托底线、救急难、可持续”为救助原则，在医疗、教育、住房、就业及意外事故等方面，为低收入群体提供了必要的救助服务^①。截至2021年底，农村低保保障对象为3474.5万人，平均保障水平为3883元/人·年，相当于当年最低收入20%的农村家庭人均可支配收入的80%^②。

低保的救助效果依赖于对应保户的瞄准效率。现有研究使用不同数据、不同瞄准方法均发现中国农村低保的瞄准效率较低（韩华为、高琴，2017；韩华为、高琴，2018；韩华为、徐月宾，2013；刘风芹、徐月宾，2016；解垚，2016；朱梦冰、李实，2017；Golan et al., 2017；Kakwani et al., 2019）。在测算低保瞄准效率的研究中，通常使用的研究方法包括基于收入维度识别、构建多维贫困指标、预测获得低保概率等。

收入是判断低收入家庭是否符合低保资格的重要维度，也是研究者用来计算低保瞄准效率的重要依据。例如，韩华为和高琴（2018）使用中国家庭收入调查（CHIP）2013年数据，将不含低保金的家庭收入（或预测收入）低于贫困线的家庭识别为应保户，测算出中国农村低保的漏保率为67.6%~85.0%，错保率为45.1%~87.6%。除了仅利用收入指标外，朱梦冰和李实（2017）使用2013年CHIP数据，基于教育、医疗、住房、消费四个维度构建多维贫困指标，发现中国农村低保的漏保率为85.3%，错保率为58.0%。此外，也有学者通过预测获得低保的概率测算瞄准效率，如韩华为和高琴（2017）使用中国家庭追踪调查（CFPS）2012年数据，通过Probit模型预测家庭获得低保的概率，将样本按照预测概率从高到低进行排序，并设定前 N 个家庭为应保户（ N 为数据中的低保户数），研究发现低保的漏保率为60.4%，错保率为57.5%。综上可知，无

① 来自《社会救助暂行办法》，参见http://www.gov.cn/zhengce/2020-12/27/content_5573738.htm。

② 2021年农村低保相关数据来自民政部官网《2021年民政事业发展统计公报》，参见<https://images3.mca.gov.cn/www2017/file/202208/2021mzsyfztjgb.pdf>；2021年最低收入20%的农村家庭人均可支配收入为4856元，数据来自国家统计局网站，参见<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

论使用何种数据、运用何种方法，现有研究均发现农村低保存在较为严重的瞄准偏差。社会救助的瞄准偏差不仅削弱了救助效果，造成救助资金的浪费，而且会降低居民对政府的支持和信任，衍生出各类社会风险，甚至诱发犯罪行为（Cameron & Shah, 2014）。

尽管已有文献为低保瞄准效率的测算提供了有价值的参考，但在方法上存在进一步优化的空间。现有研究的主要问题在于，对应保户（即应该获得低保救助的住户）的认定与基层民政工作人员使用的低保认定准则不符，无法客观反映低保瞄准现状。虽然收入（或预测收入）是识别应保户的重要依据，但不是唯一指标，仅使用收入维度可能会高估低保瞄准偏差。当然，也有研究者采用构建多维贫困体系的方法识别应保户，但在贫困维度的选取上较为主观，与地方政府制定的低保户认定细则存在出入。由于这些不足，现有研究结果不能较好地反映真实的老保瞄准效率，因此针对低保瞄准偏差的原因分析可能也是不准确的。

基于文献现状，本文旨在解决两个问题。第一个问题是，目前低保瞄准偏差到底有多大，以及产生瞄准偏差的原因到底是什么？回答这一问题需要根据现实低保认定准则界定应保户，其难点在于获取与政策文件相匹配的数据库。各地低保户认定细则通常涉及大量的家庭特征指标，而现有住户调查对这些指标的收集不够全面。因此，本文使用广东千村调查数据，基于广东省民政厅的政策文件，按照低保户具体认定细则考察低保的瞄准效率。广东千村调查的部分问卷是根据广东省低保户认定细则中所需指标进行设计。与以往文献相比，本文使用的方法可以更准确地测算现实情况下的低保瞄准效率。进一步地，本文基于测算出的低保瞄准效率，从多个视角考察了产生瞄准偏差的原因，从而为政策制定者提供了纠正低保瞄准偏差的着力点。

第二个问题是，低保的瞄准偏差会如何影响低保的救助效应？为回答这一问题，本文分别估计了低保在应保户和非应保户（即不应该获得低保救助的住户）中产生的救助效应，并估算了如果把错保户收到的福利待遇转移给漏保户，低保救助效应的增加情况。现有文献通过采用倾向得分匹配、固定效应等方法，比较低保户与非低保户来估计低保的救助效应（韩华为，2019；韩华为、陈彬莉，2019；韩华为、高琴，2020；孙伯驰、段志民，2020；吴敏，2020；徐超、李林木，2017；He et al., 2021；Zhao et al., 2017）。这些方法估计出的效应是低保在应保户和非应保户中效应的加权平均值。利用这些方法，部分研究发现低保对农村贫困不仅没有降低作用，反而增加了贫困脆弱性（孙伯驰、段志民，2020；徐超、李林木，2017）。本文将低保救助效应与瞄准偏差相结合，研究低保对贫困的加剧作用究竟是由非应保户（即错保户）产生，还是由应保户（即正确纳入户）产生，以加深文献对低保救助效应的理解。

本文使用广东千村调查数据，根据广东省民政厅制定的具体细则测算低保瞄准效率，并据此估计低保的救助效应。研究有以下发现。首先，广东省农村低保在基层执行过程中确实存在一定的瞄准偏差。如果严格按照广东省低保户认定细则，低保的漏保率为89.5%，错保率为35.3%；当进一步考虑事实贫困时，低保的漏保率为87.8%，错保率为23.3%。本文测算的漏保率水平与现有文献的发现相当，但错保率处于较低水平。其次，错保可能与乡村扶贫政策间的非有效衔接，以及部分家庭中有残疾成员相关，但无明显证据表明与精英俘获有关。漏保则可能与低收入家庭过高评价自身经济条件，以及对低保政策不了解相关。进一步地，我们发现瞄准偏差会削弱低保的救助效果。最后，在现有低保名额不变的前提下，如果将错保户收到的福利待遇转移给漏保户，低保在降低物质多维贫困、降低家庭中有未工作劳动力的概率和提高基层治理评价三方面的效应均有增强，增强的效应分别占修正瞄准偏差前低保户样本均值的8.8%、55.3%和7.8%。基于以上结论，本文认为有效衔接各类扶贫政策、完善“政策找人”机制、加强社会救助政策宣传是提高低保瞄准效率、增强低保救助效果的重要途径。文章接下来的结构安排如下：第二部分介绍应保户的识别方法和使用的数据；第三部分汇报低保瞄准效率，并探究低保产生瞄准偏差的原因；第四部分估计瞄准偏差对低保救助效应的影响；第五部分总结全文并提出政策建议。

二 指标构建与数据介绍

（一）应保户的识别方法

测算低保瞄准效率的关键在于对应保户的精确识别。2019年，广东省民政厅出台了《广东省最低生活保障家庭经济状况核对和生活状况评估认定办法》（以下简称“《办法》”），并在各地市统一实施。该《办法》建立了一套家庭经济评分系统，通过综合考虑家庭经济、财产条件、人口结构和就业状况等多种因素界定应保户，为各地民政基层人员识别低保户提供了客观依据。本文将严格按照政府制定的低保户认定细则测算低保的瞄准效率。

《办法》采用将家庭人口结构、就业状况、生活状况及赡养人等因素折算为低保标准倍数的方式，对家庭的原始收入进行调整，并以调整后的家庭人均收入作为识别应保户的依据，如表1所示。假设某地区的低保标准为 D ，家庭原始收入为 Y ，根据家庭条件，可以调整的收入为 nD ^①。当家庭满足 $Y + nD < D$ 时，可以被纳入低保户。举例来说，某

^① 根据《办法》的规定，应调整收入的倍数 n 可为正、负或0，详情可参见表1。

户家庭有 4 口人,包括 2 个 80 岁以上的高龄老人,家庭人均年收入为 13000 元,高于当地低保标准 12000 元/年。根据《办法》中的规定,在计算家庭人均收入时,该家庭可以减去因照料老年人所产生的额外支出 (2×12000),调整后的家庭人均收入为 $(4 \times 13000 - 2 \times 12000) / 4 = 7000$ 元/年,低于低保标准,因此,这户家庭应当被纳入低保户。

依据《办法》测算低保瞄准效率需要大量关于家庭财产、人口结构和赡养人的信息,其中部分指标在现有的大型入户调查中较为缺乏,如家庭动产(燃油摩托车、电瓶车、空调、电视机、冰箱等)的具体数量、赡养人信息、家庭成员的残疾程度(普通残疾或重度残疾等)。本文使用 2021 年广东千村调查数据,该调查的部分问卷内容依据《办法》进行设计,囊括《办法》中的每一个调整细则所需要的指标,这为本文较为严谨地测算低保瞄准效率提供了坚实的数据支撑。

表 1 变量定义和豁免规则

低保户类型	指标	变量定义或豁免规则
以家庭为单位纳入低保户	家庭收入	包括工资性收入、务农净收入、经商净收入、财产净收入、转移净收入(不包含城乡居民基础养老金)。
	家庭人口结构	未成年人和学生信息: (1) 学龄前儿童(-0.5D/人); (2) 接受义务教育的未成年人(0D/人); (3) 就读高中、中专的学生(-0.5D/人); (4) 就读全日制高职、大专、本科的学生(-1D/人)。
		老人和高龄老人信息: (1) 60~69 周岁老年人(0D/人); (2) 70~79 周岁老年人(-0.5D/人); (3) 80 周岁以上高龄老人(-1D/人)。
		残疾、重病和失能人员信息: (1) 重度残疾人、失能人员(-2D/人); (2) 非重度残疾人(-1D/人); (3) 重病患者、慢性病患者、半失能人员(-1D/人)。
		就业: 未就业 16~60 周岁的劳动力按居住地最低工资标准计算其收入,其中非重度残疾人按居住地最低工资标准的一半计算其收入。
	生活状况信息	自有住房: 家庭无自有住房(租住或借住)(-1D)。
		燃油摩托车、电瓶车: (1) 2 辆(+0.5D); (2) 3 辆或以上(+2D)。
		空调: (1) 2 台(+0.5D); (2) 3 台或以上(+2D)。
		电视机: (1) 2 台(+0.5D); (2) 3 台或以上(+2D)。
	赡养信息	冰箱: (1) 2 台(+0.5D); (2) 3 台或以上(+2D)。
18~59 周岁有稳定收入义务人(+1D/人)。		
家庭其他财产	家庭成员名下财产应同时符合以下条件: (1) 名下的居住用途不动产(含住宅、公寓)总计不超过 1 套(栋) ^① ; (2) 名下均无机动车辆(残疾人代步车、燃油摩托车、电瓶车除外); (3) 名下金融资产的人均金额(市值)不超过当地 24 个月低保标准。	

① 根据《办法》,家庭已拥有 1 套(栋)居住用途不动产,且拥有泥砖房、父辈以上留下祖屋且申请家庭成员不作居住的,不认定为超过住房标准。

续表

低保户类型	指标	变量定义或豁免规则
单人纳入低保户		家庭人均收入达到当地低保标准但不超过当地低收入(低保临界、低保边缘)标准的,家庭成员中的成年无业重度残疾人及三级、四级精神残疾人和智力残疾人可单独纳入最低生活保障(注:低收入标准为1.5D)。

注: D 表示区县层面的低保标准。

资料来源:根据《广东省最低生活保障家庭经济状况核对和生活状况评估认定办法》(参见 http://smzt.gd.gov.cn/zwgk/zcfg/xzgfxwjgb/content/post_2654402.html) 整理得到。

(二) 数据介绍

本文使用的数据来自 2021 年广东千村调查项目。该项目是由暨南大学经济与社会研究院发起的全省性调查项目,旨在对广东乡村进行深入入户调查,从精准扶贫战略、乡村治理与乡村运行效率、农村生态环境、教育脱贫战略、农村城镇化过程中的征地问题、农村金融改革等角度出发,系统地收集广东省乡村发展的微观数据,为广东省乃至全国的乡村振兴建言献策。广东千村调查项目在 2018 年启动并完成基线调查,2019 年、2020 年和 2021 年分别进行了三轮追踪访问。2021 年追踪访问中,项目共采集 119 个行政村和 3632 户农村家庭数据,行政村层面样本追访率为 100%, 农户层面追访率达 90.3%。与前三轮调查不同,2021 年广东千村调查问卷中的部分信息根据广东省低保户认定细则中所需指标进行了修订。具体而言,问卷对家庭成员健康状况、老年人的赡养状况、房屋等方面信息进行了扩充,便于本文依照政策文件对错保、漏保进行识别,因此本文仅使用 2021 年的数据。

在数据处理中,我们删掉了年龄、性别、工作状态等重要变量有缺失的 322 户家庭。考虑到低保主要针对本地居民进行救助,我们去掉了户主为外地户口的家庭 45 户。家庭收入的计算是识别低保户的重要依据。本文根据《办法》,将家庭收入定义为以下分项收入的加总:工资性收入、务农净收入、经商净收入、财产净收入和转移净收入。我们去掉了家庭总收入缺失的样本 605 户。由于经营亏损、投资失败等原因,数据中有 104 户家庭的总收入小于 0,我们去掉了这部分家庭^①。本文最终用于分析的样本量为 2556 户家庭。本文把在 2020 年享受低保救助的家庭定义为低保户,共 133 户,占比约 5.2%^②。

① 我们也尝试纳入这些样本,并将负值的家庭收入调整为 0,本文的基准结论依旧成立。

② 《广东民政事业统计季报(2021 年第一季度)》(以下简称“《季报》”)显示,2020 年底,农村最低生活保障人数为 1277643 人。《中国统计年鉴(2021)》显示,广东省农村地区 2020 年本地户籍人数为 27412153 人,享受低保比例约为 4.7%,略低于 2021 年广东千村调查数据中的低保户比例。

图 1 展示了基于 2021 年广东千村调查数据绘制的低保户与低保收入的分布情况。横坐标表示家庭人均收入（不含低保金）的五等份组别，纵坐标表示各收入组内低保户数量占全部低保户数量的比例，以及各收入组所得低保救助金占全部低保救助金的比例^①。从图 1 可知，随着家庭人均收入的提高，低保救助资源的享有份额呈现下降趋势。具体而言，67% 的低保户和 72% 的低保救助金落在了家庭人均收入最低的两个组别中，但仍有部分低保救助资源落在最高收入组内。

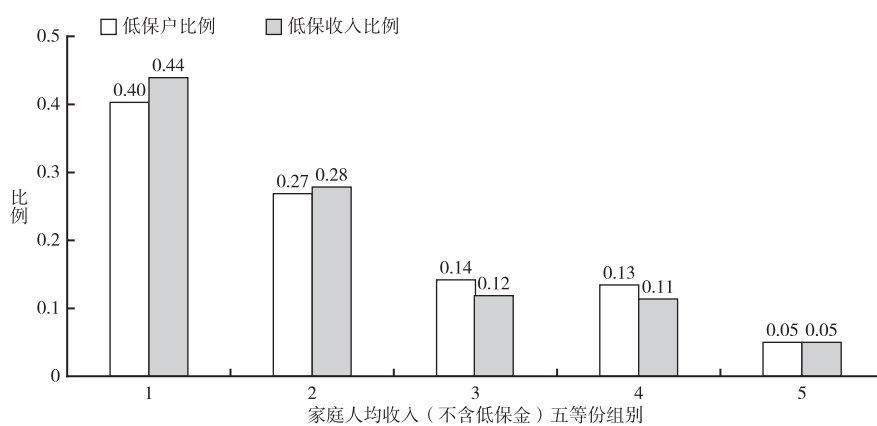


图 1 低保救助资源在各收入组中的分布

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

三 低保瞄准偏差的测算及原因

（一）低保瞄准效率

漏保率和错保率是两个常见的衡量瞄准效率的指标，计算方法如式（1）和式（2）所示（杨穗、高琴，2019；Golan et al., 2017；Kakwani et al., 2019）。漏保率是指应保户中未被低保救助的家庭比例，反映了低保对应保户的保障比例，该指标越高，表明低保在应保户中的覆盖面越低。错保率是指低保户中不符合低保资格的家庭比例，该指标越高，表明救助资源的错配程度越严重。本文使用这两个指标衡量广东省农村

^① 第 i 个收入组内的低保户数量占全部低保户数量的比例为 $P_i = N_i/N$ ，第 i 个收入组内的低保救助金占全部低保救助金的比例为 $Q_i = T_i/T$ 。其中， N_i 和 T_i 表示第 i 个收入组内的低保户数量和低保救助金金额， N 和 T 表示全部低保户数量和低保救助金总额。

地区低保的瞄准效率：

$$\text{漏保率} = \frac{\text{未享受低保救助的应保户数量}}{\text{应保户数量}} \quad (1)$$

$$\text{错保率} = \frac{\text{享受低保救助的非应保户数量}}{\text{低保户数量}} \quad (2)$$

基于《办法》识别出应保户后，我们可以将样本划分为正确纳入户、错保户、漏保户和正确排除户，户数分别为 86、47、732 和 1691^①。在 133（=86+47）户低保户中，有 47 户不符合低保资格，错保率为 35.3%。在 818（=86+732）户应保户中，仅有 86 户家庭享受了低保救助，漏保率高达 89.5%。

我们将本文结果与以往文献结果进行了比较，如表 2 所示。表 2 的第（1）至（4）列汇报了以往文献的方法、数据和结果。本文测算出的漏保率与以往文献基本相当，但错保率较低。这种差异可能来源于两个方面。第一，研究方法不一致。以往文献的识别方法与基层执行政策存在出入，而本文则是依照地方政府制定的低保户认定细则测算瞄准效率。第二，数据年份、覆盖范围不一致。本文使用的数据收集了 2020 年广东农村家庭的信息。近年来，国家通过制定政策、建立家庭经济状况核对平台等多种措施提高低保瞄准效率。因此，当前低保瞄准效率可能与早期不同。为进一步研究这两

表 2 本文与其他测算低保瞄准效率文献的比较

文献	文献数据、文献方法				本文数据、文献方法	
	研究方法	研究数据	漏保率 (%)	错保率 (%)	漏保率 (%)	错保率 (%)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
韩华为和高琴(2018)	收入维度	CHIP 2013	83.3 ~ 85.0	79.8 ~ 87.6	89.9 ~ 90.5	42.1 ~ 57.1
刘凤芹和徐月宾(2016)	收入维度	五省调研数据 2010	73.8	66.3	91.9	29.3
韩华为和高琴(2018)	预测收入	CHIP 2013	67.6 ~ 73.1	45.1 ~ 75.9	86.5 ~ 89.2	55.6 ~ 82.7
朱梦冰和李实(2018)	多维贫困	CHIP 2013	85.3	58.0	92.7	24.1
韩华为和高琴(2017)	预测获得低保概率	CFPS 2012	73.2 ~ 78.0	56.4 ~ 70.2	72.9	72.9

注：我们尽可能使用了与以往文献一致的方法（含回归控制变量）。

资料来源：根据对现有文献资料的整理和 2021 年广东千村调查数据计算得到。

① 正确纳入户是指属于应保户并且享受了低保救助的家庭，漏保户是指属于应保户但未享受低保救助的家庭，错保户是指不属于应保户但享受了低保救助的家庭，而正确排除户则指不属于应保户并且没有享受低保救助的家庭。

个方面对结果差异的影响，我们使用本文数据，采用文献中的方法对广东农村低保的瞄准效率进行测算，结果如表 2 的第（5）至（6）列所示。将第（3）至（4）列与本文结果第（5）至（6）列进行比较，可以发现研究方法和研究数据的差异均会对漏保率和错保率的测算产生影响。我们也将本文结果与国际社会救助项目的瞄准效率进行了对比，发现低保的漏保率较高，而错保率较低（Alderman, 2001；Cameron & Shah, 2014；Tasseva, 2016）。针对中国漏保率较高的现状，可能与当前社会救助财政支出不足有关（朱梦冰、李实，2017）。

（二）低保瞄准偏差的原因探究

1. 错保原因探究

（1）精英俘获。精英俘获现象使社会救助资源流向了非低收入群体，造成了资源错配，导致救助效果大打折扣。本文考察了精英俘获是否为错保的原因。Han & Gao (2019) 采用 2013 年 CHIP 数据，通过建立回归模型，发现家庭或亲戚中有村干部会显著提升该家庭成为低保户的概率。根据广东千村调查问卷，本文借鉴 Han & Gao (2019) 的做法，将“有担任或担任过村干部成员的家庭”定义为“村干部家庭”，以此考察精英俘获现象。表 3 显示，正确纳入户、漏保户、错保户和正确排除户中，均存在一定比例的“村干部家庭”，比例大致相当，分别为 16%、21%、19% 和 25%。这说明在广东农村地区，精英俘获现象可能不是导致错保户的主要原因。同时，我们也采用回归方式，实证分析了“村干部家庭”是否会提升非应保户获得低保的概率^①。表 4 的第（1）列显示，“村干部家庭”没有显著提升非应保户获得低保的概率，该结论与以往研究结论不同（Han & Gao, 2019）。这可能是由于十八大以来，政府对“关系保”“人情保”等乱象的整顿有效遏制了精英俘获现象的发生^②。

（2）扶贫政策的衔接。2015 年以来，中国大力实施乡村振兴战略，制定了多种扶贫政策。有研究发现低保和其他扶贫政策未能实现有效衔接，“两线分离、两库分离”的现状导致低保与其他政策的衔接可能变成完全或主要由低保兜底（李迎生、李金珠，2019）。那么，低保与其他扶贫政策的非有效衔接是否会导致错保？本文对此进行分析。表 3 给出了各类家庭中建档立卡贫困户的比例。我们发现在非应保户样本中，错保户中的建档立卡贫困户的比例远高于正确排除户，比例分别为 19% 和 1%。因此，低保和扶贫政

① 值得一提的是，本文的做法与 Han & Gao (2019) 存在不同之处。本文使用非应保户进行回归，而 Han & Gao (2019) 使用全样本进行回归。

② 参见 http://www.gov.cn/xinwen/2014-12/08/content_2788304.htm。

策可能存在“福利叠加”现象。我们也采用回归方式考察了在非应保户中，建档立卡贫困户与低保户之间的关系。表4的第(2)列显示，建档立卡贫困户显著提升了非应保户获得低保的概率。这说明扶贫政策之间的非有效衔接可能是产生错保的原因之一。

表3 四类家庭中具有特定特征的户数和比例

家庭类型	有担任或担任过村干部成员的家庭		建档立卡贫困户		有普通残疾人的家庭		有重度残疾人的家庭	
	户数	占比(%)	户数	占比(%)	户数	占比(%)	户数	占比(%)
正确纳入户	14	16.28	17	19.77	34	39.53	17	19.77
漏保户	152	20.77	19	2.60	109	14.89	28	3.83
错保户	9	19.15	9	19.15	13	27.66	4	8.51
正确排除户	418	24.72	23	1.36	113	6.68	28	1.66

资料来源：根据2021年广东千村调查数据计算得到。

(3) 贫困边缘群体——残疾家庭。残疾是导致家庭陷入贫困的重要原因。尽管《办法》中的家庭经济评估系统考虑了家庭成员的残疾状况，并对家庭收入进行了相应的豁免，但不排除部分残疾家庭的刚性支出超出了《办法》对其的考量。同时，残疾成员的生活严重依赖于其他家庭成员的照料，这将导致有残疾成员的家庭劳动供给较低，抗风险能力较弱。因此，如果没有低保救助，这些家庭极易陷入贫困状态。基于此，有残疾成员的家庭可能会被基层人员纳入低保户。我们在表3中考察了各类家庭存在普通残疾人、重度残疾人的家庭比例。结果显示，错保户中存在普通残疾人和重度残疾人的家庭比例分别为27%和8%，远高于正确排除户。同时，表4的第(3)列显示，在非应保户中，有残疾成员的家庭更容易获得低保。此外，为考察上述结果的稳健性，我们在第(4)列同时加入了这三项因素，回归结果与前三列基本一致。

前述分析表明，有残疾成员的家庭可能存在事实贫困，因此会被纳入低保户。我们计算了基于事实贫困下的瞄准效率，即将错保户中有残疾人的家庭视为正确纳入户，此时的错保率下降到23.3%，但漏保率没有较大变化，为87.8%。

表4 错保原因对家庭获得低保的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭中有担任或担任过村干部的成员	-0.006 (0.009)			-0.006 (0.008)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭为建档立卡贫困户		0.252 *** (0.074)		0.232 *** (0.072)
家庭中有残疾人			0.091 *** (0.024)	0.077 *** (0.023)
控制变量	是	是	是	是
村居固定效应	是	是	是	是
观测值	1738	1738	1738	1738
R ²	0.109	0.148	0.132	0.165

注：被解释变量为家庭是否获得低保；控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3 岁以下儿童数量、80 岁以上老年人数量；使用普通最小二乘（OLS）模型，对非应保户（错保户和正确排除户）样本回归；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

2. 漏保原因探究

(1) 家庭经济条件主观评价。由于低保的申请具有较强的自主选择性，因此漏保率较高的原因之一可能是部分应保户在主观上不认为自己是贫困的，缺乏申请低保的动力。我们考察了四类家庭的人均收入水平（不含低保金）与家庭经济条件主观评价之间的关系，如图 2 所示。其中，家庭经济条件主观评价变量来源于下列问题：“您认为您家的经济情况在本村（自然村）属于？”该问题的答案设置 5 个选项，1~5 分别表示：贫困户、中等偏下户、中等收入户、中等偏上户、富裕户，数字越高代表家庭经济条件主观评价越高。图 2 显示，漏保户与正确纳入户的人均收入水平相近，均明显低于错保户和正确排除户。但是，漏保户的家庭经济条件主观评价却比正确纳入户高了近 55%（绝对值：0.67），甚至高于错保户。因此，漏保户可能高估了家庭经济条件。

为进一步验证高估家庭经济条件与获得低保之间的关系，我们进行了回归分析。表 5 第（1）列的回归样本为应保户（包含正确纳入户和漏保户），被解释变量为家庭是否获得低保，解释变量为受访者是否高估家庭经济条件。解释变量的定义如下：我们把所有样本按照不含低保金的家庭人均收入从低到高进行排序，划分为五等份；然后将受访家庭收入的实际组别与家庭经济条件主观评价进行比较，如果收入的实际组别低于家庭经济条件主观评价，表明受访者高估了家庭经济条件，此时解释变量取值为 1，反之取 0。从表 5 第（1）列可知，家庭经济条件主观评价较高会显著降低受访家庭获得低保的概率。因此，无论是图 2 还是表 5 第（1）列，其结果均显示高估家庭经济条件是导致漏保率较高的原因之一。

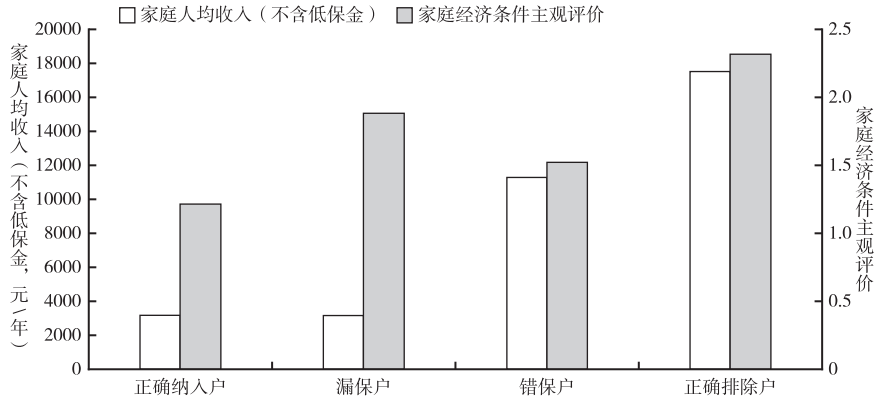


图 2 各类家庭的人均收入与主观贫困程度

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

表 5 漏保原因对家庭获得低保的影响

	(1)	(2)	(3)
是否高估家庭经济条件 (1 = 是)	-0.079 *** (0.022)		-0.073 *** (0.021)
是否知道本地低保政策 (1 = 是)		0.270 *** (0.037)	0.265 *** (0.037)
控制变量	是	是	是
村居固定效应	是	是	是
观测值	795	811	788
R ²	0.208	0.292	0.310

注：被解释变量为家庭是否获得低保；控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3 岁以下儿童数量、80 岁以上老年人数量；使用 OLS 模型，对应保户（正确纳入户和漏保户）样本回归；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

(2) 对低保救助政策的了解程度。客观上，农村地区经济发展和基础设施建设相对滞后，信息传播难度较高，这可能使得农村居民对低保救助政策的了解程度较低。本文实证考察了家庭对低保制度的了解程度是否会影响低保的获得。表 5 第 (2) 列中的解释变量来源于下列问题：“请问您是否知道本地低保政策（包括：每月发多少钱，什么标准能成为低保）？”该问题设置了 2 个选项，分别为“知道”和“不知道”。本文对回答“知道”的样本，赋值为 1，否则赋值为 0。表 5 第 (2) 列显示，在应保户（正确纳入户和漏保户）中，了解低保政策使家庭获得低保的概率提高了 0.270，且在

1% 的水平上显著。这表明低保政策的宣传力度较弱，应保户对低保政策不了解可能是导致较高漏保率的另一个重要原因。此外，我们在第（3）列中同时控制了“是否高估家庭经济条件”和“是否知道本地低保政策”，回归结果依旧显著。

上述分析表明，在传统救助体系下，应保户不了解低保政策是导致漏保的重要原因。为了进一步提高救助效率，及时发现低收入群体，为其提供精准救助，民政部提出“健全低收入人口动态监测和分层分类救助帮扶机制”^①，建立低收入人口动态监测信息平台。该平台基于低收入人口预警指标，通过数据交叉比对、关联分析和综合评估，筛查存在风险的低收入人口，从而对低收入群体及时实施救助帮扶。低收入人口动态监测信息平台的建立突破了传统救助体系中政策宣传不到位、应保户不理解政策内容等障碍，有助于实现从“人找政策”到“政策找人”的转变。

四 瞄准偏差对低保救助效果的影响

本部分探讨瞄准偏差如何影响低保的救助效果。现有文献详细考察了低保在消费、就业、收入、教育、信任等多个方面对受助家庭产生的影响（韩华为，2019；韩华为、陈彬莉，2019；韩华为、高琴，2020；吴敏，2020；He et al., 2021；Zhao et al., 2017），但忽视了瞄准偏差的作用。为综合考察瞄准偏差对低保救助效果的影响，我们以物质多维贫困、就业表现、基层治理评价为例，估计低保在应保户和非应保户中的异质性救助效应，以评估瞄准偏差对低保救助效应的影响。此外，我们还进一步测算了在修正瞄准偏差（将错保户的低保救助资源给予漏保户）后，低保救助效果的提升幅度。

（一）变量定义与模型设定

1. 被解释变量

本文使用的被解释变量有三个，分别为物质多维贫困、家庭中有未工作的劳动力的哑变量以及基层治理评价。第一个变量测度的是家庭在物质生活上的综合贫困状态，第二个变量测度的是家庭中的劳动力是否出现不参与工作的状况。通过这两个变量，我们可以观察瞄准偏差如何影响低保对物质贫困的减贫作用，以及是否导致了低保“养懒汉”的问题。最后一个变量测度的是居民对基层治理的评价，本文以此考察瞄准偏差如何影响居民对基层治理的主观感受。

（1）物质多维贫困。为避免采用单一指标带来的偏差，本文借鉴以往研究经验

^① 参见 <https://xxgk.mca.gov.cn:8445/gdnps/pc/content.jsp?id=16132>。

(池振合、杨宜勇, 2013; 郭露等, 2022; 李永友、沈坤荣, 2007; 朱梦冰、李实, 2017), 选取五个指标测度物质多维贫困, 分别为收入、消费、教育支出、健康支出和住房, 以全方面评估农村家庭的物质贫困状态。具体地, 我们将家庭 h 的物质多维贫困定义为式 (3):

$$m_h = \sum_{d=1}^5 w^d I(g_h^d < z^d) \quad (3)$$

其中, g_h^d 代表家庭 h 在指标 d 上的取值, 当 g_h^d 低于阈值设定 z^d 时, $I(g_h^d < z^d)$ 取值为 1, 表示家庭 h 在指标 d 上处于贫困状态, 否则取值为 0。 w^d 为指标权重, 5 个指标权重之和为 1。在各维度的权重设定上, 我们借鉴文献中的做法, 对各指标赋予相等的权重 (王春超、叶琴, 2014)。 m_h 的数值越高, 代表家庭的物质贫困程度越严重。本文构建的物质多维贫困指数的维度、指标、阈值及权重如表 6 所示。

表 6 物质多维贫困的维度、指标、阈值及权重

维度	指标	阈值	权重
收入	家庭人均劳动收入	家庭人均劳动收入水平低于省平均劳动收入水平的 60%	1/5
消费	家庭人均消费	家庭人均消费水平低于省平均消费水平的 60%	1/5
教育支出	教育支出比例	家庭教育支出负担高于家庭总消费的 50%	1/5
健康支出	医疗支出比例	家庭医疗支出负担高于家庭总消费的 50%	1/5
住房	住房数量	住房数量等于 0 (没有自己的住房)	1/5

资料来源: 作者整理得到。

(2) 家庭中有未工作的劳动力。家庭中有未工作的劳动力是取值为 0 和 1 的二值变量。根据广东千村调查问卷, 本文对未工作劳动力的定义是, 上周没有工作且未工作的原因是“有劳动能力, 不想工作或找不到工作”的 16~70 岁非残疾、非在校生的劳动力。当家庭中有未工作的劳动力时, 该变量赋值为 1, 否则为 0。

(3) 基层治理评价。除了低保的经济绩效, 也有不少学者关注低保的政治效应, 如韩华为和陈彬莉 (2019) 研究了低保对政府信任和社会信任的影响, Huang & Gao (2019) 考察了低保如何影响居民对当地政府工作的评价^①。根据广东千村调查问卷,

^① Huang & Gao (2019) 使用的数据为 CFPS 2010, 基于问卷中的题目“您对去年对本县/市政府工作的总体评价是什么?” 设置变量, 利用倾向得分匹配-双重差分模型 (PSM-DID) 考察了低保是否会影响居民对政府工作的评价。本文与该文献的区别是, 从致富能力、办事效率、村委会与村民关系融洽度三个具体的方面构建基层治理评价指标, 并估计了瞄准偏差对基层治理评价的影响。

本文基于三个问题构建基层治理评价变量：是否认同“与三年前相比，本村村委更能带领村民致富”；是否认同“与三年前相比，到村委办事效率更高，服务更热情”；是否认同“与三年前相比，村委会和村民关系更融洽”。每道问题设置 3 个选项，分别是同意、不同意、无明显变化。本文将上述 3 个选项编设为 2 个选项，回答“同意”赋值为 1，其他情况赋值为 0。我们将上述三个问题分别定义为“致富能力更强”(k_h^1)、“办事效率更高”(k_h^2)和“村委会与村民关系更融洽”(k_h^3)。基层治理评价为 k_h^1 、 k_h^2 、 k_h^3 的算术平均值。

表 7 汇报了变量的描述性统计。首先，在应保户中，漏保户的物质多维贫困程度明显高于正确纳入户，主要表现在教育支出贫困和消费贫困两个维度上。其次，在低保户中，错保户的物质多维贫困程度显著低于正确纳入户，主要表现在收入贫困维度上。此外，我们还观察到相对于正确纳入户，错保户中存在未工作劳动力的家庭比例较高。在基层治理方面，对于村干部带领村民致富能力的评价，漏保户和错保户的认可程度均低于正确纳入户。最后，从家庭特征上看，与正确纳入户相比，漏保户的户主年龄更大，家庭人口数更多，而错保户中 80 岁以上的老年人数量更少。

表 7 变量的描述性统计

变量		正确纳入户	漏保户	错保户	正确排除户	t 检验	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(2) - (1)	(3) - (1)
被解释变量	物质多维贫困 (0 ~ 1)	0.340	0.405	0.217	0.183	0.066 ***	-0.123 ***
	收入贫困 (1 = 贫困)	0.919	0.936	0.447	0.292	0.017	-0.472 ***
	消费贫困 (1 = 贫困)	0.407	0.616	0.319	0.326	0.209 ***	-0.088
	教育支出贫困 (1 = 贫困)	0.012	0.057	0.000	0.028	0.046 *	-0.012
	健康支出贫困 (1 = 贫困)	0.221	0.262	0.191	0.185	0.041	-0.029
	住房贫困 (1 = 贫困)	0.140	0.156	0.128	0.085	0.016	-0.012
	家庭中有未工作的劳动力 (1 = 是)	0.035	0.082	0.319	0.180	0.047	0.284 ***
	基层治理评价 (0 ~ 1)	0.638	0.477	0.530	0.542	-0.161 ***	-0.108
	致富能力更强 (1 = 同意)	0.568	0.355	0.386	0.409	-0.213 ***	-0.182 *
	办事效率更高 (1 = 同意)	0.679	0.538	0.591	0.624	-0.141 **	-0.088
	村委会与村民关系更融洽 (1 = 同意)	0.667	0.538	0.614	0.592	-0.128 **	-0.053

续表

变量		正确纳入户	漏保户	错保户	正确排除户	t 检验	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(2) - (1)	(3) - (1)
控制变量	户主年龄	59.709	62.698	61.383	57.542	2.989**	1.674
	户主性别(1 = 男性)	0.767	0.740	0.809	0.800	-0.027	0.041
	家庭人口规模	4.267	5.049	4.702	5.278	0.782**	0.435
	3岁以下儿童数量	0.186	0.301	0.234	0.277	0.114	0.048
	80岁以上老年人数量	0.256	0.187	0.021	0.089	-0.069	-0.235***
	样本量	86	732	47	1691	—	

注：基层治理评价、致富能力更强、办事效率更高、村委会与村民关系更融洽四个指标存在缺失值，总样本量为2260，其中，正确纳入户、漏保户、错保户、正确排除户的样本量分别为81、44、598、1537。

资料来源：根据2021年广东千村调查数据计算得到。

2. 模型设定

为估计瞄准偏差如何影响低保的救助效应，本文将实证模型设为式(4)：

$$Y_{hv} = \alpha_0 + \alpha_1 DB_{hv} + \alpha_2 DB_{hv} \times YB_{hv} + \alpha_3 YB_{hv} + \alpha_4 F_{hv} + \delta_v + \varepsilon_{hv} \quad (4)$$

在式(4)中，下标 h 和 v 分别代表家庭和村庄。被解释变量 Y_{hv} 表示物质多维贫困、家庭中是否有未工作的劳动力以及基层治理评价。控制变量 DB_{hv} 和 YB_{hv} 分别代表家庭 h 在调查年份是否为低保户和应保户。由于家庭人口特征变量可能同时影响 DB_{hv} 、 YB_{hv} 和 Y_{hv} ，为避免由此产生的遗漏变量问题，我们在式(4)中加入了家庭层面的控制变量 F_{hv} ，包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3岁以下儿童数量、80岁以上老年人数量。此外，考虑到各村庄在经济水平、人口结构等方面存在异质性，为控制村庄层面的不可观测变量，我们进一步加入了村庄固定效应 δ_v 。 ε_{hv} 为扰动项。

通过系数 α_1 、 α_2 、 α_3 可以估计出低保的异质性救助效应，即瞄准偏差对低保救助效应的影响。式(4)将正确排除户设为基准组。在应保户中，低保对 Y_{hv} 的影响为 $\alpha_1 + \alpha_2$ 。在非应保户中，低保对 Y_{hv} 的影响为 α_1 。因此，低保在两类样本中对 Y_{hv} 的影响差异可由 α_2 来表示。当 Y_{hv} 为物质多维贫困和家庭中有未工作的劳动力时，若 α_2 符号为负，表明与错保户相比，将低保救助资源给应保户可获得更大的减贫效应或更高的劳动参与率。当 Y_{hv} 为基层治理评价时，若 α_2 符号为正，则表明与错保户相比，将低保救助资源给应保户可提高居民对基层治理的评价。由于已有研究没有考虑低保对应保户和非应保户影响的异质性，因此得到的估计量是 $\alpha_1 + \alpha_2$ （低保在应保户中的影响）与 α_1

(低保在非应保户中的影响)的加权平均^①。

尽管基准模型中加入了必要的控制变量和固定效应,但其估计量仍有可能存在因遗漏变量导致的内生性问题。为此,我们检验了模型中系数的稳定性。式(4)的估计量可能受到遗漏变量的影响,如家庭的其他特征(如收入、上学人数、残疾人数)和地域特征(如基层人员的执政偏好、地域文化、腐败程度)。针对于此,本文尝试了两种稳健性检验,分别采用加入更多的控制变量,以及借鉴 Oster(2019)的方法来检验回归系数的稳定性。此外,我们还尝试更换被解释变量 Y_{hv} 和应保户 YB_{hv} 的定义,以进一步验证本文结论的可靠性。

(二) 实证结果

1. 基准结果

表 8 给出了在不考虑瞄准偏差时,低保救助效应的估计值。第(1)、(4)、(7)列只加入了家庭是否为低保户 DB_{hv} ,第(2)、(5)、(8)列和第(3)、(6)、(9)列进一步加入了控制变量和村庄固定效应。根据 DB_{hv} 系数可知,低保对受助家庭的救助效应为:加剧了物质多维贫困程度、提高了村民对基层治理的评价,但没有显著影响低保户的劳动供给。由于未将瞄准偏差考虑在内,表 8 的回归结果可视为低保对应保户和非应保户救助效应的加权平均值。值得一提的是,低保加剧了物质多维贫困这一结论与孙伯驰和段志民(2020)、徐超和李林木(2017)的研究相似。

表 8 不考虑瞄准偏差时低保的救助效应

	物质多维贫困			家庭中有未工作的劳动力			基层治理评价		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
低保户: DB_{hv}	0.046 *** (0.016)	0.044 *** (0.016)	0.033 * (0.017)	-0.015 (0.031)	-0.004 (0.031)	-0.011 (0.032)	0.076 ** (0.038)	0.085 ** (0.037)	0.072 * (0.038)
控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
村居固定效应	否	否	是	否	否	是	否	否	是
观测值	2556	2556	2556	2556	2556	2556	2260	2260	2260
R ²	0.003	0.089	0.215	0.000	0.016	0.090	0.002	0.010	0.140

注:第(1)至(3)列的被解释变量为物质多维贫困,第(4)至(6)列的被解释变量为家庭中有未工作的劳动力,第(7)至(9)列的被解释变量为基层治理评价;控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3岁以下儿童数量、80岁以上老年人数量;括号内为稳健标准误;*、**、***分别代表在10%、5%和1%水平下显著。

资料来源:根据2021年广东千村调查数据计算得到。

^① 需要说明的是,本文构建的计量模型(4)估计的是低保与 Y_{hv} 的相关性,而非因果性,需谨慎解释本文的回归结果。

进一步地，表9给出了式(4)的估计结果，即考虑瞄准偏差后低保的救助效应。其中，Panel A汇报了低保在应保户和非应保户中的救助效应，以及在两类家庭中产生的救助效应差异，Panel B汇报了具体的回归结果。第(1)列显示，在应保户中，低保使家庭的物质多维贫困程度降低了0.047，且在5%的水平上显著。同时，低保有可能加剧了非应保户的贫困状况，但由于样本量较小，该效应在统计上不显著。此外，我们还看到 $DB_{hv} \times YB_{hv}$ 系数显著为负，这说明若修正瞄准偏差（将错保户的低保救助资源给予漏保户），低保将会发挥更大的减贫效应。

第(2)列表明，低保使非应保户中有未工作劳动力的概率提高了0.151，同时，使应保户中有未工作劳动力的概率降低了0.061，二者均在5%的水平上显著。该结果意味着低保可能在错保户中产生了一定的福利依赖效应，这与以往研究结论较为一致（韩华为，2019）。我们还看到交互项 $DB_{hv} \times YB_{hv}$ 的系数显著为负，这说明修正瞄准偏差会降低低保产生的福利依赖效应。

最后一列显示，低保提高了应保户对基层治理的评价，但这一效应在非应保户中没有显著影响。这表明，漏保可能会降低居民对基层治理的评价，而错保却不会提高居民对基层治理的评价。同时，交互项 $DB_{hv} \times YB_{hv}$ 的系数显著为正，意味着修正瞄准偏差将会提高居民对基层治理的评价。我们也通过分组回归的方式，考察了低保在应保户和非应保户中的救助效应，如表10所示。分组回归结果与表9的结论一致。

表9 低保的异质性救助效应（加入交互项）

	物质多维贫困	家庭中有未工作的劳动力	基层治理评价
	(1)	(2)	(3)
Panel A: 低保的异质性救助效应			
对应保户的效应: $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$	-0.047 ** [6.202, 0.013]	-0.061 ** [5.712, 0.017]	0.138 *** [7.724, 0.005]
对非应保户的效应: $\hat{\alpha}_1$	0.026 [0.885, 0.347]	0.151 ** [4.636, 0.031]	0.005 [0.007, 0.935]
对应保户与非应保户效应之差: $\hat{\alpha}_2$	-0.073 ** [4.723, 0.030]	-0.212 *** [7.988, 0.005]	0.133 * [2.760, 0.097]
Panel B: 具体的回归结果			
低保户: DB_{hv}	0.026 (0.028)	0.151 ** (0.070)	0.005 (0.063)
低保户 × 应保户: $DB_{hv} \times YB_{hv}$	-0.073 ** (0.034)	-0.212 *** (0.075)	0.133 * (0.080)

续表

	物质多维贫困	家庭中有未工作的劳动力	基层治理评价
	(1)	(2)	(3)
Panel B: 具体的回归结果			
应保户: YB_{hr}	0.189 *** (0.008)	-0.085 *** (0.015)	-0.063 *** (0.020)
控制变量	是	是	是
村居固定效应	是	是	是
观测值	2556	2556	2260
R ²	0.363	0.108	0.144

注：第（1）至（3）列的被解释变量分别为物质多维贫困、家庭中有未工作的劳动力、基层治理评价；控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3 岁以下儿童数量、80 岁以上老年人数量；圆括号内为稳健标准误，方括号内为 Wald 检验的 F 值和 p 值； $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\alpha}_2$ 分别为式（4）中 DB_{hr} 和 $DB_{hr} \times YB_{hr}$ 的系数；*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

表 10 低保的异质性救助效应（分组回归）

	物质多维贫困		家庭中有未工作的劳动力		基层治理评价	
	应保户	非应保户	应保户	非应保户	应保户	非应保户
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
低保户: DB_{hr}	-0.039 ** (0.019)	0.021 (0.029)	-0.036 (0.025)	0.147 ** (0.071)	0.118 ** (0.055)	0.020 (0.063)
控制变量	是	是	是	是	是	是
村居固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	818	1738	818	1738	679	1581
R ²	0.250	0.184	0.173	0.115	0.249	0.162

注：第（1）至（2）列的被解释变量为物质多维贫困，第（3）至（4）列的被解释变量为家庭中有未工作的劳动力，第（5）至（6）列的被解释变量为基层治理评价；第（1）、（3）、（5）列的回归样本为应保户，第（2）、（4）、（6）列的回归样本为非应保户；控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3 岁以下儿童数量、80 岁以上老年人数量；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

2. 低保对各维度的救助效应

物质多维贫困和基层治理评价分别是由 5 个和 3 个指标构建而成的综合变量。在本部分中，我们将进一步考察低保对各项指标的救助效应，以探究低保发挥作用的机制，回归模型如式（5）所示。在式（5）中， \tilde{Y}_{hr} 为 $I(g_h^d < z^d)$ 或 k_h^1 、 k_h^2 、 k_h^3 。 $I(g_i^d < z^d)$ 取值为 0 和 1，表示家庭 h 在指标 d 上不属于或属于贫困状态， k_h^1 、 k_h^2 、 k_h^3 为构成

基层治理评价的三个变量。

$$\tilde{Y}_{hv} = \alpha_0 + \alpha_1 DB_{hv} + \alpha_2 DB_{hv} \times YB_{hv} + \alpha_3 YB_{hv} + \alpha_4 F_{hv} + \delta_v + \varepsilon_{hv} \quad (5)$$

式(5)的回归结果显示,当被解释变量为衡量物质贫困的5个指标时,在应保户中,低保显著降低了消费和教育支出的贫困率,在其他维度上也有不显著的减贫效应。与之形成鲜明对比的是,在非应保户中,低保仅显著降低了教育支出的贫困率,在其他维度上反而加剧了贫困,但由于样本量较小,加剧贫困的作用在统计上不显著。此外,我们观察到这5个回归结果中交互项的系数均为负,这说明修正瞄准偏差可增强低保在各维度的减贫效应。当被解释变量为衡量基层治理评价的3个指标时,回归结果表明低保显著提高了应保户中受助家庭在各类指标上的评价,但该影响在非应保户中均不显著,且系数较小。同时,我们也可以看到这3个回归结果中的交互项系数均为正,这意味着修正瞄准偏差有助于在各项指标上提高应保户对基层治理的评价,尤其是在致富能力维度上^①。

(三) 稳健性检验

1. 可能的遗漏变量

在前述分析中,尽管本文在模型中加入了村居固定效应和必要的家庭特征变量,但本文结果仍有可能受到其他遗漏变量的影响,譬如其他家庭人口特征、收入水平、财产、基层人员的执政偏好、地区的反腐败力度和福利污名效应等变量。这些变量可能会通过影响 DB_{hv} 、 YB_{hv} 的取值,从而影响本文结果的稳健性。为此,我们采用两种方法对估计系数的稳健性进行检验。

第一种方法是在式(4)的基础上加入了更多的控制变量。表11的第(1)至(4)列依次加入了义务教育阶段和高中阶段学生数量、家庭中至少有三个残疾人、调整后家庭收入与低保标准差距以及房屋数量,第(5)列同时加入了上述几个变量。Panel A、Panel B和Panel C的被解释变量分别为物质多维贫困、家庭中有未工作的劳动力和基层治理评价。Panel A的结果显示,在加入更多的控制变量后,低保在应保户中的减贫效应($\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$)基本维持稳定,且至少在5%的水平上显著。根据Panel B的结果可知,低保提高了非应保户中劳动力不参与工作的概率,这与本文基准结论一致。Panel C的结果表明,低保提高了应保户对基层治理的评价,这也与本文基准结论一致。此外,我们可以看到Panel A和Panel B中的交互项系数均显著为负,而Panel C中的交互项系数显著为正,这表明修正瞄准偏差后,低保可更大程度地提高在各项指标上的救助

^① 受篇幅限制,我们没有在正文中呈现这一部分的回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。

效应。因此，在加入更多控制变量后，本文的结论不受影响，即通过了稳健性检验。

第二种是采用 Oster (2019) 方法检验系数的稳健性。Oster (2019) 方法的核心思想是，根据处理效应与可观测变量之间的关系来推断处理效应与不可观测变量之间的关系，进而估计因遗漏变量导致的误差。在运用 Oster (2019) 方法时，我们需要设定 δ 和 R_{max} 两个重要参数。其中， δ 为选择比例系数 (selection proportionality)，用来衡量不可观测变量相对于可观测变量的重要性； R_{max} 表示同时含有核心解释变量、其他可观测变量和不可观测变量的拟合优度。本文借鉴 Oster (2019) 以及马双和赵文博 (2019) 的做法，对这两个参数进行如下设定： δ 取 1， R_{max} 取 1.3 倍的当前拟合优度。在该设定下，如果 β^* 落在了基准估计系数的 95% 置信区间内，则表示通过稳健性检验。基于上述设定的检验结果显示，低保降低了应保户的物质多维贫困、提高了非应保户中劳动力未工作的概率 (产生了福利依赖效应)、促进了应保户对基层治理的正向评价，并且在修正瞄准偏差后，低保的救助效果将会进一步提高。这与本文基准结果一致，因此本文结果是稳健的^①。

表 11 稳健性检验：加入更多控制变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 被解释变量为物质多维贫困(观测值 = 2556)					
对应保户的效应: $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$	-0.048 ** [6.501, 0.011]	-0.048 ** [6.283, 0.012]	-0.076 *** [16.130, 0.000]	-0.047 ** [6.276, 0.012]	-0.077 *** [16.572, 0.000]
对非应保户的效应: $\hat{\alpha}_1$	0.026 [0.855, 0.355]	0.026 [0.848, 0.357]	0.023 [0.738, 0.390]	0.026 [0.836, 0.361]	0.022 [0.686, 0.408]
对应保户与非应保户减贫效应之差: $\hat{\alpha}_2$	-0.074 ** [4.800, 0.029]	-0.073 ** [4.733, 0.030]	-0.099 *** [9.063, 0.003]	-0.073 ** [4.595, 0.032]	-0.099 *** [9.022, 0.003]
Panel B: 被解释变量为家庭中有未工作的劳动力(观测值 = 2556)					
对应保户的效应: $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$	-0.055 ** [4.605, 0.032]	-0.055 ** [4.704, 0.030]	-0.049 * [3.583, 0.058]	-0.061 ** [5.637, 0.018]	-0.038 [2.152, 0.143]
对非应保户的效应: $\hat{\alpha}_1$	0.152 ** [4.788, 0.029]	0.156 ** [4.965, 0.026]	0.152 ** [4.806, 0.028]	0.150 ** [4.634, 0.031]	0.158 ** [5.238, 0.022]
对应保户与非应保户减贫效应之差: $\hat{\alpha}_2$	-0.207 *** [7.735, 0.005]	-0.211 *** [8.017, 0.005]	-0.201 *** [7.300, 0.007]	-0.211 *** [7.972, 0.005]	-0.196 *** [7.072, 0.008]

① 受篇幅限制，我们没有在正文中呈现 Oster 检验的结果，感兴趣的读者可向作者索取。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel C: 被解释变量为基层治理评价(观测值 = 2260)					
对应保户的效应: $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$	0.140 *** [7.993, 0.005]	0.135 *** [7.299, 0.007]	0.154 *** [9.509, 0.002]	0.139 *** [7.708, 0.006]	0.153 *** [9.262, 0.002]
对非应保户的效应: $\hat{\alpha}_1$	0.005 [0.008, 0.931]	0.002 [0.002, 0.969]	0.005 [0.005, 0.942]	0.005 [0.006, 0.940]	0.001 [0.000, 0.984]
对应保户与非应保户减贫效应之差: $\hat{\alpha}_2$	0.135 * [2.836, 0.092]	0.133 * [2.756, 0.097]	0.150 * [3.480, 0.062]	0.134 * [2.783, 0.095]	0.152 * [3.602, 0.058]
控制变量	是	是	是	是	是
村居固定效应	是	是	是	是	是
义务教育阶段学生数量	是				是
高中阶段学生数量	是				是
家庭中有至少三个残疾人		是			是
调整后家庭人均收入与低保标准之差			是		是
房屋数量				是	是

注：控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3岁以下儿童数量、80岁以上老年人数量；方括号内为Wald检验的F值和p值； $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\alpha}_2$ 分别为式(4)中 DB_{hv} 和 $DB_{hv} \times YB_{hv}$ 的系数；*、**、***分别代表在10%、5%和1%水平下显著。

资料来源：根据2021年广东千村调查数据计算得到。

2. 更换被解释变量定义

我们尝试替换式(4)中的被解释变量，来观察估计量的稳健性。首先，由于低保是专门针对贫困群体的救助项目，因此，低保对不同贫困深度家庭的减贫影响存在异质性。为此，我们设置了3个变量 *poor1*、*poor2* 和 *poor3*，分别表示家庭的物质多维贫困是否大于1/5、2/5和3/5。通过 *poor1*、*poor2* 和 *poor3*，我们可以考察低保对处于轻度、中度和重度物质多维贫困状态的家庭产生的减贫效应。其次，本文在基准模型中考察了低保对家庭就业表现的广延边际(extensive margin)效应，在这里，我们将进一步对低保产生的集约边际(intensive margin)效应进行估计。具体而言，我们利用家庭劳动力中未工作的比例(家庭中未工作劳动力占家庭总劳动力的比例)作为被解释变量。表12显示，当被解释变量为 *poor2* 和 *poor3* 时， $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$ 分别为-0.143和-0.094，且至少在5%的水平上显著。这表明在应保户中，低保的减贫效应在贫困程度较深的家庭中更加明显。当被解释变量为家庭劳动力中未工作的比例时，低保对错保户产生的福利依赖效应依旧存在。上述分析表明本文的结论是稳健的。

表 12 稳健性检验：更换被解释变量

	轻度贫困	中度贫困	重度贫困	家庭劳动力中未工作的比例
对应保户的效应： $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2$	0.017 [0.429, 0.513]	-0.143 ** [6.286, 0.012]	-0.094 ** [4.566, 0.033]	-0.029 * [3.381, 0.066]
对非应保户的效应： $\hat{\alpha}_1$	0.051 [0.533, 0.465]	0.088 [1.481, 0.224]	-0.000 [0.000, 0.997]	0.103 ** [5.450, 0.020]
对应保户与非应保户 减贫效应之差： $\hat{\alpha}_2$	-0.034 [0.208, 0.649]	-0.231 ** [6.224, 0.013]	-0.094 * [2.769, 0.096]	-0.132 *** [8.028, 0.005]
控制变量	是	是	是	是
村居固定效应	是	是	是	是
样本量	2556	2556	2556	2556

注：第（1）至（3）列被解释变量分别为家庭是否属于轻度、中度和重度的物质多维贫困，第（4）列被解释变量为家庭劳动力中未工作的比例；控制变量包括户主年龄、户主性别、家庭人口规模、3 岁以下儿童数量、80 岁以上老年人数量；方括号内为 Wald 检验的 F 值和 p 值； $\hat{\alpha}_1$ 和 $\hat{\alpha}_2$ 分别为式（4）中 DB_{hh} 和 $DB_{hh} \times YB_{hh}$ 的系数；*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

3. 更换应保户定义

从前述分析可知，广东农村地区存在错保的原因有以下两点：一是存在扶贫政策衔接问题，二是存在残疾情况。由于错保户中有残疾人的家庭属于事实贫困，因此可被视为正确纳入户。基于此，我们对应保户重新定义，即将错保户中有残疾人的家庭归类为应保户（即正确纳入户），并以此对式（4）进行回归^①。回归结果显示，更换应保户定义后，当被解释变量为物质多维贫困、家庭中有未工作的劳动力、基层治理评价时， $\hat{\alpha}_2$ 取值分别为 -0.078、-0.214 和 0.173，且至少在 10% 的水平上显著，与本文基准结论保持一致。这表示，低保瞄准偏差导致的救助效果的下降以及产生的福利依赖效应，并非由那些有残疾成员的错保户所致。

（四）修正瞄准偏误后贫困指标的变化

本部分将考察修正低保瞄准偏差后低保救助效应的变化。为了估计在现有低保名额情况下，改善低保瞄准效率将如何最大化低保的救助效应，我们取消错保户的低保资格，并将这些低保名额全部随机地分配给漏保户。然后，基于式（4）和式（5）中的回归系数，计算在修正低保瞄准偏差后低保对各项指标的救助效果的变化。

^① 受篇幅限制，本文没有在正文呈现这部分回归结果，感兴趣的读者可向作者索取。

具体而言，假设我们关注的指标为 S_{hv} (S_{hv} 可为 Y_{hv} 、 $I(g_i^d < z_d)$ 、 k_h^1 、 k_h^2 、 k_h^3)。我们对 S_{hv}^0 和 \hat{S}_{hv} 进行定义： S_{hv}^0 表示家庭在未获得低保时指标的取值，如式(6)所示，其中 $\hat{\alpha}_1$ 、 $\hat{\alpha}_2$ 分别为式(4)或式(5)的回归系数； \hat{S}_{hv} 表示修正低保瞄准偏差后指标的取值，如式(7)所示，其中 \hat{DB}_{hv} 为修正低保瞄准偏差后家庭 h 的参保状态。因此，修正瞄准偏差后，低保救助效果的变化可表示为 ΔS_{hv} ，如式(8)所示。

$$S_{hv}^0 = S_{hv} + \hat{\alpha}_1(0 - DB_{hv}) + \hat{\alpha}_2(0 - DB_{hv} \times YB_{hv}) \quad (6)$$

$$\hat{S}_{hv} = S_{hv} + \hat{\alpha}_1(\hat{DB}_{hv} - DB_{hv}) + \hat{\alpha}_2(\hat{DB}_{hv} \times YB_{hv} - DB_{hv} \times YB_{hv}) \quad (7)$$

$$\Delta S_{hv} = (\hat{S}_{hv} - S_{hv}^0) - (S_{hv} - S_{hv}^0) = \hat{S}_{hv} - S_{hv} \quad (8)$$

在表13中，我们使用到了两类低保户样本：一类是修正瞄准偏差前的现行低保户样本，包括正确纳入户和错保户；另一类是修正瞄准偏差后的低保户样本，包括正确纳入户和部分漏保户（这里纳入的漏保户与原错保户数量一致）。通过考察低保对这两类样本的救助效果之差，来量化修正瞄准偏差后低保救助效果的提升幅度。以物质多维贫困为例，在修正瞄准偏差前/后，低保分别使物质多维贫困降低了0.021和0.047。因此，修正瞄准偏差后，低保可使物质多维贫困多降低0.026，占修正瞄准偏差前的低保户物质多维贫困均值的8.8%。表13的其他结果显示，在修正瞄准偏差后，低保在每个变量上均提高了救助效果，并且对教育支出维度的影响最大(68.1%)，其次为家庭中有未工作的劳动力(55.3%)。

表13 修正瞄准偏差后低保的救助效果变化

	物质多维贫困	物质多维贫困的分项结果					家庭中有未工作的劳动力	基层治理评价得分	基层治理评价得分的分项结果		
		收入贫困	消费贫困	教育支出贫困	医疗支出贫困	住房贫困			致富能力更强	办事效率更高	村委会与村民关系更融洽
(1) 修正瞄准偏差前： $S_{hv} - S_{hv}^0$	-0.021	0.015	-0.089	-0.030	-0.021	0.018	0.014	0.092	0.122	0.067	0.085
(2) 修正瞄准偏差后： $S_{hv} - S_{hv}^0$	-0.047	-0.022	-0.145	-0.035	-0.036	0.001	-0.061	0.138	0.198	0.103	0.115
(3) 变动差值： (2) - (1)	-0.026	-0.037	-0.056	-0.005	-0.014	-0.017	-0.075	0.047	0.076	0.036	0.029

续表

	物质 多维 贫困	物质多维贫困的分项结果					家庭中 有未 工作的 劳动力	基层 治理 评价 得分	基层治理评价得分的 分项结果		
		收入 贫困	消费 贫困	教育 支出 贫困	医疗 支出 贫困	住房 贫困			致富 能力 更强	办事 效率 更高	村委会 与村民 关系 更融洽
(4) 均值: Y_{hw} 或 $I(g_i^d - z_d)$	0.296	0.752	0.376	0.008	0.211	0.135	0.135	0.600	0.504	0.648	0.648
(5) 变动差值/ 均值: $100\% \times$ $(3)/(4)$	-8.751	-4.881	-14.956	-68.095	-6.858	-12.665	-55.300	7.822	15.052	5.503	4.516

注：第（4）行均值是由修正瞄准偏差前的低保户样本计算得到。
资料来源：根据 2021 年广东千村调查数据计算得到。

五 总结与政策建议

在后扶贫时代，为更有效发挥兜底保障功能、巩固脱贫攻坚战成果，社会救助须精准识别低收入群体。本文使用 2021 年广东千村调查数据，基于广东省的低保户认定细则对广东农村地区的低保瞄准率进行了测算，分析了导致低保瞄准偏差的原因，并实证考察了瞄准偏差对低保救助效果的影响。

本文研究结论表明，广东省农村低保在瞄准过程中确实存在一定的瞄准偏差。基于广东省低保户认定细则，农村低保的漏保率和错保率分别为 89.5% 和 35.3%。进一步分析发现，错保可能与乡村扶贫政策的非有效衔接，以及家庭中有残疾成员相关，但无明显证据表明是由精英俘获造成，后者与以往文献结论不一致（Han & Gao, 2019）。漏保则可能与应保户高估家庭经济条件或者对低保政策不了解相关。当进一步考虑到事实贫困，以及基层执行与政策规定可能存在不完全一致的情况，农村低保的漏保率和错保率分别为 87.8% 和 23.3%。本文测算的漏保率与现有文献结论相当，但错保率处于较低水平。

在估计低保救助效应时，本文相对于其他文献的区别是，考虑了低保瞄准偏差的影响。本文的研究表明，低保在应保户和非应保户中的救助效应具有明显的差异性，并且瞄准偏差降低了低保的救助效果。我们发现修正瞄准偏差后，低保在降低物质多

维贫困、降低家庭中有未工作劳动力的概率和提高基层治理评价三方面的效应均有增强，增强的效应分别占修正瞄准偏差前低保户样本均值的 8.8%、55.3% 和 7.8%。本文发现瞄准偏差降低了漏保户对基层治理的正面评价，这与国际文献一致（Cameron & Shah, 2014）。

基于以上研究结论，本文的政策建议有以下几点。第一，谨慎将各类扶贫政策和福利补贴与低保资格捆绑，避免由于泛福利化现象导致低保“养懒汉”问题的出现。同时，加强对低保户中失业成员的就业帮扶和就业监测，从而降低错保率，提高救助资金的使用效率。第二，完善社会救助政策的宣传工作，引导社会公众改变对“低保户”的歧视观念，降低受助家庭对“低保户”标签产生的福利耻感，从而提高低保在应保户中的覆盖面，降低漏保率。第三，推动建立各部门间数据信息共享机制，健全完善低收入人口动态监测信息平台，加快实现对低收入群体及时、精准的帮扶。

参考文献：

- 池振合、杨宜勇（2013），《城镇低收入群体规模及其变动趋势研究——基于北京市城镇住户调查数据》，《人口与经济》第 2 期，第 100 - 107 页。
- 郭露、郭同济、仲黍林（2022），《精准扶贫政策是否有助于缓解多维相对贫困？——基于中国农村的准自然实验》，《农村经济》第 3 期，第 32 - 39 页。
- 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。
- 韩华为、陈彬莉（2019），《中国农村低保制度的政治社会效应——基于 CFPS 面板数据的实证研究》，《农业经济问题》第 4 期，第 88 - 97 页。
- 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。
- 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。
- 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。
- 韩华为、徐月宾（2013），《农村最低生活保障制度的瞄准效果研究——来自河南、陕西省的调查》，《中国人口科学》第 4 期，第 117 - 125 页。

- 李迎生、李金珠 (2019), 《走向一体化的反贫困政策框架——扶贫开发与农村低保衔接的路径与趋势研究》, 《江苏行政学院学报》第 4 期, 第 64 - 73 页。
- 李永友、沈坤荣 (2007), 《财政支出结构、相对贫困与经济增长》, 《管理世界》第 11 期, 第 14 - 26 页。
- 刘凤芹、徐月宾 (2016), 《谁在享有公共救助资源? ——中国农村低保制度的瞄准效果研究》, 《公共管理学报》第 1 期, 第 141 - 150 页。
- 马双、赵文博 (2019), 《方言多样性与流动人口收入——基于 CHFS 的实证研究》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 393 - 414 页。
- 孙伯驰、段志民 (2020), 《农村低保制度的减贫效果——基于贫困脆弱性视角的实证分析》, 《财政研究》第 2 期, 第 113 - 128 页。
- 王春超、叶琴 (2014), 《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》, 《经济研究》第 12 期, 第 159 - 174 页。
- 吴敏 (2020), 《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》, 《财政研究》第 8 期, 第 40 - 54 页。
- 解垚 (2016), 《中国农村最低生活保障: 瞄准效率及消费效应》, 《经济管理》第 9 期, 第 173 - 185 页。
- 徐超、李林木 (2017), 《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》, 《财贸经济》第 5 期, 第 5 - 19 页。
- 杨穗、高琴 (2019), 《最低生活保障对收入贫困和消费支出的影响》, 《社会保障研究》第 5 期, 第 63 - 78 页。
- 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。
- Alderman, Harold (2001). Multi-Tier Targeting of Social Assistance: The Role of Intergovernmental Transfers. *The World Bank Economic Review*, 15 (1), 33 - 53.
- Cameron, Lisa & Manisha Shah (2014). Can Mistargeting Destroy Social Capital and Stimulate Crime? Evidence From a Cash Transfer Program in Indonesia. *Economic Development and Cultural Change*, 62 (2), 381 - 415.
- Golan, Jennifer, Terry Sicular & Nithin Umamathi (2017). Unconditional Cash Transfers in China: Who Benefits from the Rural Minimum Living Standard Guarantee (Dibao) Program? *World Development*, 93, 316 - 336.
- Han, Huawei & Qin Gao (2019). Community-Based Welfare Targeting and Political Elite

- Capture: Evidence from Rural China. *World Development*, 115, 145 – 159.
- He, Zixuan, Xiangming Fang, Nathan Rose, Xiaodong Zheng & Scott Rozelle (2021). Rural Minimum Living Standard Guarantee (Rural Dibao) Program Boosts Children's Education Outcomes in Rural China. *China Agricultural Economic Review*, 13 (1), 54 – 77.
- Huang, Xian & Qin Gao (2019). Alleviating Poverty or Discontent: The Impact of Social Assistance on Chinese Citizens' Views of Government. *China: An International Journal*, 17 (1), 76 – 95.
- Kakwani, Nanak, Shi Li, Xiaobing Wang & Mengbing Zhu (2019). Evaluating the Effectiveness of the Rural Minimum Living Standard Guarantee (Dibao) Program in China. *China Economic Review*, 53, 1 – 14.
- Oster, Emily (2019). Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, 37 (2), 187 – 204.
- Tasseva, Iva (2016). Evaluating the Performance of Means-Tested Benefits in Bulgaria. *Journal of Comparative Economics*, 44 (4), 919 – 935.
- Zhao, Liqiu, Yu Guo & Ting 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.

The Targeting Performance of *Dibao* and Its Impacts on *Dibao*'s Wellbeing Effects: Evidence from the Thousand-village Survey in Guangdong

Yan Dongyi¹, Xue Sen¹ & Feng Shuaizhang^{1,2}

(Institute for Economic and Social Research, Jinan University¹;
School of Economics, Jinan University²)

Abstract: This paper uses the 2021 Thousand-village Survey in Guangdong to evaluate the targeting performance of the Minimum Living Standard Guarantee Program (*Dibao*) according to the Department of Civil Affairs of Guangdong Province (DCAGP) criteria, and estimates the effect of mistargeting on the program's wellbeing effects. Results show an under-coverage rate of 89.5 percent and a leakage rate of 35.5 percent based on DCAGP rules, which can be reduced to 87.8 percent

and 23.3 percent, respectively, assuming no mistargeting among the disabled. Ineffective alignment between the *Dibao* program and other rural poverty alleviation policies causes the inclusion error, while unfamiliarity with the program and overestimation of one's economic status contribute to the exclusion error. Mistargeting weakens *Dibao*'s poverty reduction effect, promotes welfare dependence, and reduces satisfaction with local governance. Correcting coverage errors enhances *Dibao*'s wellbeing effects, accounting for 8.8 percent, 55.3 percent, and 7.8 percent of the mean value for *Dibao* recipients. Effective alignment of poverty alleviation policies, improved ability to accurately identify qualified recipients, and strengthened policy publicity are important means to improve targeting performance and enhance the wellbeing effects of the *Dibao* program.

Keywords: *Dibao* program, targeting performance, wellbeing effect, welfare dependence, satisfaction with local governance

JEL Classification: I31, I32, I38

(责任编辑: 西 贝)