

论适当增加公共消费*

郭庆旺

(中国人民大学中国财政金融政策研究中心, 财政金融学院)

习近平总书记指出：“我们必须采取正确的消费政策，释放消费潜力，使消费继续在推动经济发展中发挥基础作用。”^①党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》(以下简称《建议》)提出：“增强消费对经济发展的基础性作用，顺应消费升级趋势，提升传统消费，培育新型消费，适当增加公共消费。”这是在我国发展环境面临极大不确定性的新形势下，在进入新发展阶段之际，从贯彻新发展理念，构建新发展格局的高度，对消费作用的重新定位以及全面促进消费的战略抉择。尤其值得关注的是，《建议》首次提出“全面促进消费”，并将“适当增加公共消费”作为其中的一个重要组成部分。

的确，公共消费与私人消费一同构成了最终消费。增加公共消费，不仅增加最终消费，而且对于激发私人消费潜力、增强居民消费能力、推动居民消费结构升级至关重要，也是增进民生福祉、^②满足人民日益增长的美好生活需要的重要举措。同时，我们注意到，《建议》在提出增加公共消费时，附加了限定词——“适当”。这就需要我们准确理解增加公共消费的要义，特别是要精准把握“适当增加”的内涵。对此，我们可从“总量适度性”、“结构适应性”和“资源适配性”三个方面来理解“适当”增加公共消费。

一、 公共消费增加的总量适度性

“适当增加公共消费”首先在增加公共消费的总量上要适度。要确定公共消费的“量”，其前提需要厘清公共消费的外延。目前，经济学界针对公共消费的内涵尚无共识，其外延有宽窄之分。我们采用最常见的两种公

* 郭庆旺，中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院， 邮政编码:100872。

① 习近平，2017：《习近平谈治国理政》(第二卷)，外文出版社，第 230 页。

② 近年来，许多学者 (Stiglitz et al,2018;Fellner & Goehmann,2020)已将公共消费纳入家庭经济福祉 (economic well-being) 的决定因素中，特别是 Wolff et al. (2005) 认为，在现代社会里，家庭的经济福祉，不仅取决于家庭的财富或收入，还取决于家庭的公共消费；而且，增加公共消费，还可以减少不平等。Stiglitz, J., J. Fitoussi, and M. Durand, 2018, *Beyond GDP: Measuring What Counts for Economic and Social Performance*, OECD Publishing; Fellner, W. J., and B. Goehmann, 2020, *Human Needs, Consumerism and Welfare*, *Cambridge Journal of Economics*, 44(2), 303-318; Wolff, E. N., A. Zacharias, and A. Caner, 2005, “Household Wealth, Public Consumption and Economic Well-being in the United States”, *Cambridge Journal of Economics*, 29(6), 1073-1090.

共消费度量方法：一种是“宏观法”，另一种是“微观法”。“宏观法”从国民经济核算角度，将政府最终消费（简称政府消费）界定为公共消费；在宏观经济学和财政学中，公共消费相当于政府购买性支出中的消费支出或者不包含转移性支出（社会保护支出）的政府经常性支出。“微观法”从家庭消费（或家庭福利）函数角度，将财政支出中的经常性支出作为公共消费，即政府支出总额中扣除公共投资后的支出。显然，“微观法”度量的公共消费属于大口径。为了避免争议，我们采用这两种口径来讨论增加公共消费的总量适度性。

首先，按“宏观法”计算公共消费占 GDP 的比率（简称公共消费比率）。从我国近 40 年来的历史变化来看，公共消费比率呈现逐渐上升趋势：1970-1979 年平均为 12.2%，1980-1989 年平均为 13.6%，1990-1999 年平均为 14.1%，2000-2009 年平均为 14.5%。不过，2010-2018 年平均为 13.8%，比上一个十年期平均值下降了 0.7 个百分点。^③从这一点来看，我国应当增加公共消费，公共消费比率在今后相当长时期内至少应继续保持过去的上升态势。从近年来的国际比较来看，2010-2018 年高收入发达国家和上中等收入国家^④的公共消费比率平均值分别为 20.1%和 15.1%，比我国同期公共消费比率平均值分别高出 6.3 个百分点和 1.3 个百分点。但必须指出的是，这些国家的政府总支出占 GDP 的比率本身就高于我国，比如上述高收入国家和上中等收入国家同期政府总支出占 GDP 的比率比我国分别高出 15 个百分点和 4 个百分点左右。况且，如果从公共消费占最终消费总额的比重（简称公共消费比重）来看，我国的公共消费比重已相当高：2010-2018 年高收入发达国家和上中等收入国家的公共消费比重平均值分别为 26.7%和 20.4%，而我国同期公共消费比重平均值已达到 26.8%。当然，我国公共消费比重如此之高，也从另一侧面说明居民私人消费比率和比重都过低。

其次，按“微观法”计算公共消费比率。鉴于“微观法”度量的公共消费大体上是在“宏观法”度量的公共消费基础上加上政府的社会保护支出，故在此只需计算和观察社会保护支出占 GDP 的比率（简称社会保护支出比率）即可。虽然目前从国际比较来看，我国社会保护支出比率明显低于高收入国家的平均水平，也稍低于上中等收入国家的平均水平，^⑤但在这些国家当中，许多国家的社会保护支出比率已不再上升，特别是一些高收入国家的社会保护支出比率近年来还有下降趋势。而我国社会保护支出比率一直保持上升态势——从 2005 年的 2.1%，逐渐上升到 2017 年的 7.2%；相应地，社会保护支出占政府总支出的比重也从 8.3%大幅上升到 23.5%。

⑥

^③ 为了与下文的国际比较相匹配，这里采用的原始数据来自联合国国民账户。

^④ 这里选择的国家是 2010 年人口在 500 万以上的国家，其中，高收入国家包括澳大利亚、奥地利、加拿大、智利、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、以色列、意大利、日本、荷兰、挪威、波兰、葡萄牙、韩国、沙特阿拉伯、斯洛伐克、西班牙、瑞典、瑞士、英国、美国等 25 个国家，上中等收入国家（不含长期遭受美国经济制裁或战乱的国家）包括阿尔及利亚、阿根廷、阿塞拜疆、白罗斯、巴西、保加利亚、哥伦比亚、多米尼加、厄瓜多尔、哈萨克斯坦、马来西亚、墨西哥、秘鲁、罗马尼亚、俄罗斯、塞尔维亚、南非、泰国、土耳其等 19 个国家。

^⑤ 比如 2013-2017 年，我国社会保护支出比率平均值为 7.2%，高收入国家和上中等收入国家的社会保护支出比率平均值分别为 17%和 9%。

^⑥ 根据国际货币基金组织《政府财政统计》按职能划分的财政支出数据计算而得。

综合以上两种方法考察的我国公共消费状况，对于增加公共消费的适度性，我们大致可以解释为：在“十四五”期间乃至到 2035 年，公共消费比率要继续保持上升态势；只是在近期二三年里，公共消费比率提高的幅度要稍大些，以应对新冠疫情对总需求和居民私人消费需求的冲击。

需要说明的是，之所以不能大幅度提高公共消费比率，主要原因在于，无论在理论上还是针对各国实践的实证分析上，公共消费对经济增长特别是对私人消费到底产生怎样的影响，至今仍争论不休。在宏观经济学文献中，大体上有三种主要思想流派，可简称为乘数说、替代说和无关说。尽管每个流派都提出了一套逻辑自洽的解释，但实证分析结论莫衷一是，不仅因国家和时期的不同而有别，也因公共消费的外延界定不同而各异。因此，在我们看来，公共消费的“适当增加”，充其量是公共消费比率逐渐提高。诚如习近平总书记在阐释共享发展理念内涵的第 4 个方面时所言，“共享是渐进共享。这是就共享发展的推进进程而言的。一口吃不成胖子，共享发展必将有一个从低级到高级、从不均衡到均衡的过程。”^⑦这一思想同样适用于此。

二、公共消费增加的结构适应性

从百余年的世界发展史来看，随着现代工业社会的发展，人均收入水平的提高，政府活动范围的扩大，政府支出占 GDP 比率不断提高；与此同时，随着经济发展从初级阶段进入中级阶段和成熟阶段，社会成员对公共消费需求的收入弹性通常会大于 1。因此，在我国进入新发展阶段，特别是人均 GDP 已经超过 1 万美元、迈向高收入国家的进程中，公共消费比率必然会上升。同时，我们也要认识到，《建议》中提出的公共消费的“适当增加”，还应有公共消费增加过程中的结构优化之意，或者说应更加注重哪些类别的公共消费增加。因此，公共消费增加的结构适应性就是要从适应新时代的新任务、新要求、新目标来理解“适当增加公共消费”。

习近平总书记在党的第十九次全国代表大会上的报告就曾明确指出，“我国仍处于并将长期处于社会主义初级阶段的基本国情没有变，我国是世界最大发展中国家的国际地位没有变。”^⑧“发展是解决我国一切问题的基础和关键，发展必须是科学发展，必须坚定不移贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念。”^⑨因此，“适当增加公共消费”，需要增加那些更加有利于贯彻新发展理念、更加有助于促进经济社会高质量发展、更加有益于改善人民生活品质的公共消费。

根据国际货币基金组织《政府财政统计》的职能分类，政府支出分为 10 大类，即一般公共服务、国防、公共秩序与安全、经济事务、环境保护、住房和社区设施、卫生健康、娱乐文化、教育、社会保护。表 1 列示

^⑦ 习近平，2017：《习近平谈治国理政》（第二卷），外文出版社，第 216 页。

^⑧ 习近平，2020：《习近平谈治国理政》（第三卷），外文出版社，第 10 页。

^⑨ 习近平，2020：《习近平谈治国理政》（第三卷），外文出版社，第 17 页。

了我国和部分高收入国家、上中等收入国家各类支出 2016-2017 年两年的平均情况。^⑩

表 1 财政支出结构国际比较（2016-2017 年平均值）

支出类别	各类支出占 GDP 比率			各类支出占财政支出比重			增长速度 (中国)
	高收入国 家	上中等收入 国家	中国	高收入国 家	上中等收入 国家	中国	
一般公共服务	5.7	5.4	2.9	12.8	16.2	9.3	13.9
国防	1.5	1.6	1.3	3.6	5.2	4.2	7.2
公共秩序与安全	1.7	2.1	1.5	3.9	6.1	4.9	15.3
经济事务	4.3	5.2	7.4	9.9	15.8	24.1	-1.8
环境保护	0.7	0.3	0.7	1.6	0.8	2.3	10.6
住房和社区设施	0.5	1.4	2.7	1.1	4.0	8.8	12.5
卫生健康	6.8	3.6	3.0	15.3	10.8	9.7	12.3
娱乐文化	1.2	0.9	0.4	2.6	2.5	1.4	4.7
教育	5.1	3.9	3.8	11.5	12.0	12.2	7.2
社会保护	16.8	9.1	7.2	37.8	26.6	23.2	11.3

资料来源：根据国际货币基金组织《政府财政统计》的相关数据整理。The International Monetary Fund (IMF), Government Finance Statistics (2019) .

从表 1 可以看出，与其他两类国家的平均水平相比，我国一般公共服务、卫生健康、娱乐文化、社会保护等支出无论是占 GDP 比率还是占财政支出比重，都明显低于两类国家的平均水平；相反，经济事务、住房和社区设施支出则大大高于两类国家的平均水平。教育支出虽然从其占 GDP 比率来看较低，但占财政支出比重并不低。尽管因不同国家以及一国的不同时期亟待解决的主要经济社会问题不同，所采取的财政政策迥异，但这种国际比较还是具有一定程度的参考价值。实际上，近年来，我国高度重视关系民生福祉的财政支出增加：从表 1 中 2016-2017 年各类支出的平均增长速度来看，经济事务的支出出现了负增长，住房和社区设施、卫生健康、社会保护、环境保护等与人民生活品质改善息息相关的支出增长相当明显。

进一步而言，在住房和社区设施、社会保护方面的支出增速已经较高的情况下，为了既要让人民群

^⑩ 为了口径一致和便于国际比较，我们采用国际货币基金组织《政府财政统计》数据；由于该统计对我国的数据更新最近为 2017 年，且为避免单个年份异常值，故采用 2016-2017 年平均值。

众在当前有更多“获得感”，又要推动经济社会长远持续发展，“适当增加公共消费”的重点应放在卫生健康、教育以及娱乐文化等方面。之所以将这三个方面作为近期增加公共消费的重中之重，除了娱乐文化支出相对较低之外，特别强调卫生健康和教育支出，主要原因还在于：第一，创新发展理念和内生增长理论，都要求要有更多的高质量人力资本，而人力资本的形成和积累需要尽可能地增加卫生健康和教育支出。第二，与集体公共消费（如一般公共服务、国防、公共秩序与安全等）相比，卫生健康、教育、娱乐文化等个人公共消费，与私人消费具有互补性，或者说具有拉动私人消费的作用。¹¹

三、公共消费增加的资源适配性

增加公共消费势必涉及到资金来源问题，换句话说，增加公共消费的资金来自何方。显然，不可能通过增加新的税费来筹措资金，因为新增税费会减少居民可支配收入，抑制居民的私人消费需求，况且近年来，我国一直以大力度减税降费政策作为积极财政政策的一个重要组成部分来推动供给侧结构性改革。因此，公共消费增加的资源适配性，就是要合理配置可供增加公共消费的可行的、匹配的资金来源。

政府的资金来源大致有四大类，即凭借政治权力课征的税收、凭借财产所有权取得的收益、根据受益原则收取的费用以及凭借国家信用取得的债务收入。一般而言，前三类资金来源用于公共消费（政府经常性支出），债务净收入用于公共投资（政府资本性支出）。那么，增加公共消费的增量资金来自何方？除了提高公共支出效率外，近年来，各级财政部门采取了一项重要举措，即盘活存量（沉淀）财政资金。但问题是，随着时间的推移，可供盘活的资金有限，而且这并非真正意义上的新增资金来源。另外一种流行的观点主张，削减公共投资，以腾挪出资金来增加公共消费。但问题是，从我国解决发展问题的需要来看，公共投资是否过多本身就存在争议，况且《建议》在“拓展投资空间”时指出，“加快补齐基础设施、市政工程、农业农村、公共安全、生态环保、公共卫生、物资储备、防灾减灾、民生保障等领域短板，……推进新型基础设施、新型城镇化、交通水利等重大工程建设，支持有利于城乡区域协调发展的重大项目建设，”公共投资在这些领域必将发挥不可或缺的作用。

因此，在不一定减少公共投资的情况下，可改变以前的做法，将用于公共投资的预算资金腾挪出来，用于增加公共消费；公共投资的资金来源则完全通过增发政府债来解决。我们以2011-2017年的情况为例，可做

¹¹ 这种作用的机制可概括为“收入效应”和“保险效应”：前者即政府增加这类支出将降低家庭目前承担的相应开支的比例，增加了家庭的一生资源和当前消费；后者即政府增加这类支出意味着家庭面临的未来医疗、教育等费用可能会降低，从而减少预防性储蓄，增加当前消费。Baldacci E., G. Callegari, D. Coady, D. Ding, M. Kumar, P. Tommasino, and J. Woo, 2010, Public Expenditures on Social Programs and Household Consumption in China, IMF Working Paper no. WP/10/69, International Monetary Fund; Fiorito, R., and T. Kollintzas, 2004, “Public Goods, Merit Goods, and the Relation between Private and Government Consumption,” *European Economic Review*, 48(6), 1367-1398.

如下粗略估算。在全社会固定资产投资实际到位资金中，国家预算资金从 2011 年的 14843.3 亿元持续增加到 2017 年的 39036.2 亿元，年均 27003.5 亿元。债务净收入（中央和地方政府债务当年发行额减去当年还本额）从 2011 年的 4533.61 亿元增加到 2017 年的 26236.9 亿元，年均 12911.8 亿元。¹²这在一定程度上意味着，年均大致有 14091.7 亿元（=27003.5 亿元-12911.8 亿元）的常规财政收入可用于增加公共消费，通过额外增发 14091.7 亿元的政府债来筹措公共投资的资金。这样，不仅增加公共消费的资金来源问题得到了解决，而且也不必削减公共投资。

当然，这种财政资源配置方式方法的变革，需要在构建现代财政制度进程中，进行两项制度创新，一是财政治理制度创新，二是债务风险管理制度创新。前者的核心在于制定一项财政规则：政府举债取得的资金只能用于公共投资，不能用于经常性支出（非常时期除外）；公共投资的资金来源只能通过政府举债来筹措，不能用经常性收入。¹³后者的核心在于科学

¹² 根据《中国统计年鉴（2020）》和历年全国财政决算表公布的相关数据计算。

¹³ 我国《预算法》目前只对地方各级政府的举债在用途方面有类似的规定。《预算法》第三十五条规定：“经国务院批准的省、自治区、直辖市的预算中必需的建设投资的部分资金，可以在国务院确定的限额内，通过发行地方政府债券举借债务的方式筹措。……举借的债务……，只能用于公益性资本支出，不得用于经常性支出。”

我国农村低保的瞄准偏误与精英俘获问题

马光荣 窦艺

摘要：低保瞄准为实现精准扶贫提供兜底保障。本文使用 2015 和 2017 年中国家庭金融调查数据估算中国农村低保的瞄准效率，发现农村低保救助资源相对贫困人口而言不足，瞄准偏误较大，存在经济精英和制度精英的俘获现象。其次，本文通过构建多维贫困识别标准排除贫困户和低保户的名额差异和标准差异，从而识别出各村庄中的应保户。之后，本文分别从农户层面和村庄层面进行精英俘获的实证分析，结果显示，农村低保政策执行过程中存在精英俘获现象，在低保名额的分配中中低收入水平的经济精英俘获较为明显，在低保金的分配中被认定为低保户的乡镇干部家庭会增加自身获得低保金的数额，村干部没有明显的精英俘获行为。此外，本文还发现贫困发生率增加会加剧错保现象，减少应保户获得的低保资源，增加非应保户对低保资源的俘获；低保补助资源的增加会增加非应保户对低保资源的俘获。

关键词：农村低保 精准扶贫 贫困识别 精英俘获

马光荣，中国人民大学财政金融学院教授，邮箱 grma@ruc.edu.cn。

窦艺，中国人民大学财政金融学院硕博连读生，邮箱 sfrucdouyi@163.com。电话 18801200913。

Abstract

The establishment and implementation of the subsistence allowances for the people in the rural areas is to provide all-out guarantee for the realization of targeted poverty alleviation. We estimate the targeting efficiency of China's rural subsistence allowances by using the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2015 and 2017, and introduce that resources of rural subsistence allowances are insufficient relative to the poor population. We also find that there is a phenomenon of economic elite and institutional elite capture with targeting error. Secondly, we construct a Multidimensional Poverty identification standard to eliminate the quota difference and standard difference between destitute household and low-income families, so as to identify the households which really need to be insured in each village. After that, empirical analyses of elite capture are made from the perspective of farmers and villages. The results indicate that there is an elite capture phenomenon in the implementation of the rural subsistence allowances policy. In the distribution of the quota of rural subsistence allowances, low and middle income economic elites will capture insurance more obviously. After the distribution of quota, the township cadre families will increase their own security funds once are identified as the insured. In addition, we propose that the increase of poverty incidence will aggravate the phenomenon of misinsurance, reduce the resources of households who really need insurance and increase the elite capture. The increase of the subsidy resources will increase elite capture, too.

Key Words: rural subsistence allowances targeted poverty alleviation poverty identification elite capture

1 引言

农村贫困问题是发展不充分、不平衡问题的体现，一直是我国政策关注的重点。精准脱贫是全面建成小康社会的三大攻坚战之一，而低保制度在各项反贫困政策中扮演着全面兜底的角色。自 2014 年以来，国家数次出台文件指导精准扶贫工作。十九大报告指出，确保在 2020 年让我国现行标准下农村贫困人口实现全面脱贫。2021 年 2 月 25 日，我国脱贫攻坚战取得了全面胜利，这表明我国在脱贫攻坚的道路上迈出了一大步。而脱贫摘帽之后，如何巩固拓展脱贫成果，合理化收入分配，实现农村人口全面脱贫，交接好脱贫攻坚与乡村振兴的接力棒，进而全面建成小康社会，依旧任重而道远。中国农村在脱贫攻坚战中实现的巨大减贫效应是

由开发式扶贫项目和保障性扶贫项目共同完成的。开发式扶贫政策通过培养贫困农户长期增收能力实现脱贫，扮演着“授人以渔”的角色。脱贫攻坚战全面胜利大部分是产业扶贫、就业扶贫等开发式扶贫的成果。保障性扶贫面对的代表人群则主要为老年人、重病患者、残疾人等特殊家庭，起到兜底保障的作用。在未来要想解决最后 500 多万人的脱贫问题，应当更多依靠以低保为代表的保障性扶贫进行输血式救助，通过“授人以鱼”增加低收入者的收入。

然而，目前以低保为代表的社会保障支出等转移性支出对改善农村居民收入分配的作用比较小（郭庆旺等，2016）。一方面，低保等社会保障支出的资金规模有限。尽管我国社会保障支出规模逐渐增加，但增加力度有限，始终没有超过财政支出的增加。并且，我国社会保障支出主要集中于行政事业单位退休金和城镇企业职工养老金，城乡居民最低生活保障支出占比仅为 10.1%（岳希明，2020）。另一方面，社会保障资金的分配过程中存在精英俘获现象。精英俘获（elite capture）是权力结构不均衡导致的资源垄断现象，通常是指本应为多数人享用的资源却被一些少数人占有，这些少数人通常是政治或经济方面的强势群体，拥有更多的政治关系或信息（Diya Dutta，2009）。

很多学者发现，我国低保瞄准过程中存在精英俘获现象（温涛等，2016；何欣等，2019）。一方面，地方政府比中央政府掌握更多本地信息（Oates，1972；Seabright，1996），因此反贫困政策实施过程中事权层层下移。低保制度规定县乡两级政府应当承担审查核实的责任，而以村干部为代表的地方领袖是基层事权的实际承担者，贫困户、低保户等瞄准筛查的权力往往掌握在村干部手里。在乡村治理中，地方行动者考虑的是社会制度、村庄内部和村庄间社会网络关系，非正式的社会制度比如家族制度、社区信任等是乡村治理的基础（周雪光，2013），在这样的制度安排下，精英俘获有可能大量产生。另一方面，在中国的熟人社会关系网络中，低保等扶贫信息的传递也存在不对称的情况。社会精英更有可能率先知晓补助信息，贫困户则往往是被边缘化的弱势群体，信息水平较低（何欣等，2019），信息不对称为精英截留救助资源提供可能。

在以往的研究中，很多学者对中国低保的瞄准效率做出估计，认为中国低保存在较大的瞄准偏误（汪三贵等，2015；朱梦冰和李实，2017；何欣和朱可涵，2019），然而该部分偏误没有排除低保户与贫困户覆盖范围和识别标准的差异。2014 年国务院扶贫办印发《扶贫开发建档立卡工作方案》，对贫困户的认定与建档立卡做出规定，以 2013 年农民人均纯收入 2736 元（相当于 2010 年 2300 元不变价）的国家农村扶贫标准为识别标准，每年动态调整¹⁴。对于低保户的认定，《社会救助暂行办法》（国务院令 649 号）第九条规定，国家对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，且符合当地最低生活保障家庭财产状况规定的家庭，给予最低生活保障。如前文所说，对贫困户的补助包括开发式补助和救济式补助，而低保便是救济式补助的一部分，范围比贫困户要小，是在贫困户的基础上进行的进一步认定。因此，直接估计低保资源未覆盖的贫困户数量得到的瞄准偏误较高的结论，显然是有偏的。那么，消除该部分偏误之后，中国农村低保的瞄准效率如何？是否存在严重的低保瞄准偏误？这是本文的第一个研究动机。

在消除贫困户与低保户识别偏误之后，学者发现低保瞄准偏误很大程度上来源于精英俘获，即农村精英

¹⁴ 国务院扶贫办关于印发《扶贫开发建档立卡工作方案》指出，以 2013 年农民人均纯收入 2736 元（相当于 2010 年 2300 元不变价）的国家农村扶贫标准为识别标准，各省将贫困人口识别规模逐级分解到行政村。贫困户识别要以农户收入为基本依据，综合考虑住房、教育、健康等情况，通过农户申请、民主评议、公示公告和逐级审核的方式，整户识别。贫困户信息要及时更新，并录入全国扶贫信息网络系统，实现贫困户动态调整。

利用自身优势和信息不对称将救助资源进行截留（温涛等，2016）。然而，对于低保识别与发放过程中精英俘获的分析往往局限于经济不平等的角度，仅考虑经济精英的截留，比如通过收受贿赂等方式进行，而现实中体制中的精英往往拥有更多的信息和操作空间。国外学者研究发现行政或者体制中的精英会对救助资源进行截留，将其分配给自己和亲属（Besley et al, 2012; Vivi Alatas & Abhijit Banerjee, 2020）。相比西方国家，中国对腐败和徇私舞弊现象的查处力度存在差异，那么在中国低保政策的执行过程中是否也存在制度精英的俘获呢？制度精英和经济精英之间有什么关系？不同类型精英俘获程度如何？回答这些问题，是本文的第二个研究动机。

精英截留低保资源的路径是什么？Vivi Alatas & Abhijit Banerjee（2020）将印度尼西亚当地精英分为正式精英和非正式精英，发现他们的作用主要为截留更多的补助金额而非补助名额。而中国的研究往往将救助名额和救助金额结合到一起，统称为救助资源的截留。那么，在中国低保政策的执行过程中，精英俘获更多的低保名额之后是否有动机去俘获更多的低保资金？不同类型的精英截留低保资源的方式和路径是怎样的？回答这些问题，是本文的第三个研究动机。

本文使用 2015 和 2017 年中国家庭金融调查数据，估算中国农村低保的瞄准效率。研究发现：首先，我国农村低保救助资源相对贫困人口而言不足，样本中农村贫困发生率约 18.73%，而低保覆盖率为 8.19%。第二，低保瞄准存在偏误，总体实保率为 8.19%，而构建多维贫困标准识别应保户之后，计算错保率约为 4.22%。本文首先参考 Ravallion 反事实框架构建多维贫困标准识别模型，选取各村庄中与低保名额等量的、贫困概率最高的农户作为多维贫困户（即应保户），从而排除低保名额不足、低保户和贫困户识别标准不同的干扰。在实证分析中，本文使用 OLS 模型分别从农户和村庄的层面，探究经济精英和制度精英在低保名额分配和低保金发放过程中的精英俘获，发现农村低保存在精英俘获现象，主要包括以中低收入人群为代表的经济精英和以乡镇干部为代表的制度精英。经济精英中起俘获作用的主要为中低收入群体，作用路径为在低保名额的分配中进行精英俘获。乡镇干部没有显示出俘获更多低保名额的可能，而一旦被认定为低保户，则会为自己争取更多的低保资金。即便如此，乡镇干部的俘获也是极为有限的。本文还发现低保救助资源的增加会增加精英俘获程度，贫困发生率增加也会加剧精英俘获，加强信息公开可以在一定程度上抑制俘获现象。此外，本文还分别通过 Tobit 模型、不同类型精英之间的内生性、不同的不平等指数、引入五保户和特困户来进行一系列稳健性检验，证明结论是稳健的。

与以往研究相比，本文边际贡献主要体现在以下四个方面：第一，以贫困户为基础构建多维贫困识别标准，在既定的低保资源下对应保户进行识别，在排除贫困识别标准差异的基础上计算农村低保瞄准偏误的大小；第二，结合中国政府架构，引入制度精英，包括正式制度中的乡镇干部和非正式制度中的村干部，同时考虑经济精英和制度精英的资源俘获情况，并验证二者是否相关；第三，在分析低保名额分配过程中的精英俘获之后，进而探究低保资金发放过程中的精英俘获，实证检验不同类型的精英在低保资源俘获过程中的作用路径。

本文结构安排如下：第二节是文献回顾，第三节为本文的理论框架，第四节介绍数据与变量，第五节为多维贫困识别标准的构建，第六节分别从农户和村庄两部分进行实证分析，第七节是稳健性检验，第八节是

结论与政策建议。

2 文献回顾

减贫项目瞄准救助对象的过程大体分为上级政府对社区的瞄准和社区对救助对象的瞄准两部分。Ravallion(2000)最早构建了分析社区瞄准减贫项目瞄准指标的分解性框架,开创性的使用 Targeting Differential 指标衡量不同层级的分解效果,并将其分解为社区之间的瞄准和社区内部的瞄准。中国对贫困瞄准的过程也符合该规律,各省将贫困人口识别规模逐级分解到行政村。基于该框架,韩华为(2018)对比发现不论是从救助名额还是救助金额的角度看,村庄内部瞄准效果对总体的贡献远超于村庄之间的瞄准。不少学者研究发现在扶贫过程中也存在瞄准效率不高的问题,在早期的村级瞄准中,汪三贵等(2007)发现贫困村漏评现象比较严重;在户级瞄准的研究发现低保人口瞄准偏误比较大(汪三贵等,2015;朱梦冰和李实,2017;何欣和朱可涵,2019)。其中,朱梦冰和李实(2017)分别以低保线和经 CPI 调整后的贫困线为门槛值,计算得农村低保排除错误率和融入错误率依次为 91%,86%。何欣和朱可涵(2019)估算整体人口的漏保率和错保率之后,认为我国农村低保的瞄准效率比较低,并且主要集中在村庄内部的瞄准过程中。

Conning & Kevane (2002)在一篇综述性文章中强调探究减贫项目瞄准效果的影响应当关注贫困识别和精英俘获两大因素。在贫困识别方面,Otates(1972)最早指出分权可以提高政策执行的效率,因为地方政府比中央政府拥有更多本地的信息。然而 Conning & Kevane(2002)发现,中央政府倾向于使用较为统一的标准识别贫困对象,社区代理人更加倾向于采纳更有地方适应性的标准来识别受助对象。Kilic et al(2013)也发现类似的结论,研究者测算分析减贫项目瞄准效果的时候,仅仅基于一个中央视角下统一的指标来识别贫困,而忽视了人力资本水平、家庭人口结构等贫困维度。近年来也有少量学者关注贫困识别过程中贫困测量误差的修正,力求更加符合现实中政府的决策过程。Ravallion(2007)提出的多维度贫困测量框架得到很多学者的支持(韩华为等,2013;朱梦冰和李实,2017)。还有一些学者探究出其他方法测度贫困,以减少甚至消除测量误差:将贫困分解为暂时性贫困与慢性贫困(章元,2013);通过家庭的贫困脆弱性来识别贫困人口(樊丽明等,2014);把贫困划分成收入贫困和其他类型贫困(刘凤芹和徐月宾,2016)。利用修正后的方法测度瞄准偏误,部分学者发现农村低保瞄准偏误依然明显,也有学者认为农村低保瞄准偏误有所下降。

国内许多学者发现精英俘获是影响扶贫政策瞄准机制的一个重要原因,有许多文献已经证实了中国存在明显的精英俘获现象。精英俘获现象出现的原因包括:干部存在亲属保、人情保的现象(李迎生和李泉然,2015);我国对基层权力监督不足(温铁军和杨帅,2012);村干部存在连任多年的现象,任期过长(汪三贵,2007)。此外还有学者发现精英俘获存在异质性:非贫困县的精英俘获更加泛滥,从而使得农贷市场结构扭曲(温涛等,2016)。就精英阶层如何截留救助资源的问题,何欣和朱可涵(2019)发现农户信息水平受到限制,精英通过隐瞒信息或者晚通知的方式截留资源,从而证明不同阶层农户之间信息不对称是精英俘获的一个方式。在国内的研究中,学者们尤其强调地区的经济不平等对精英俘获具有重要影响,即主要研究内容为经济精英的俘获。

国外对于社区瞄准减贫项目中的精英俘获进行实证检验,已有文献分为家户和社区的层面展开。家庭层

面的数据主要考察成员为经济精英和制度精英，或者是和精英有亲属关系的群体。Besley et al (2012) 通过研究印度济贫配给卡项目中的精英俘获效应，发现村庄行政长官及其亲属获得配给卡的概率比较高。Kilic et al (2013) 发现在马拉维农村地区与村庄负责人关系紧密的农户更容易获得农业收入补贴。在中国也有一些学者从农户层面考察补助项目的精英俘获，但这些都是基于救助名额的俘获，并没有考虑到名额确定后救助金额的分配。Vivi Alatas & Abhijit Banerjee (2020) 将印度尼西亚当地精英分为正式精英和非正式精英，发现他们的作用主要为增加补助金额而非补助名额。

从文献回顾中可以看到，国内对于中国低保制度的研究主要集中在瞄准效率的评估和瞄准机制的分析上。首先，在瞄准效率的评估中，很多学者采用的评估方式仅仅依靠收入水平来判断是否漏保错保，这是一种与现实政策执行有很大出入的方法，因此估计有偏。其次，在瞄准机制的分析中，由于低保资源的最终分配集中在村级层面，国内研究更多的是采用村级层面的数据，通过不平等程度来间接探究精英俘获的程度，并没有直接分析精英农户俘获资源的路径。另外，国内学者对于精英的界定往往只包括经济精英，并没有考虑村干部、乡镇干部甚至更高层干部在体制中起到的作用，也就是“以权谋私”现象。而本文注意到国外关于精英俘获的研究发现行政干部及其亲属更容易俘获资源，联系中国制度特征，探究制度精英在低保资源发放过程中是否存在精英俘获，以及和经济精英之间的关系存在一定现实意义。最后，在国内研究中，很少有学者关注低保资金的俘获，只关注于低保名额的俘获，而中国低保金的发放并不是等额的，也存在俘获空间。探究在获取低保户资格之后，不同类型的精英在获取低保资金上是否有俘获行为的实证检验仍旧为空白。

3 理论框架

本文参照 Galasso & Ravallion (2005) 和何欣等 (2019)，构建了分权制下基层政府分配低保资金的效用最大化模型，进而分析农户低保瞄准效率的影响因素。如前文所述，各省将贫困人口识别指标逐级分解到行政村，因而基层政府与基层组织（村委）扮演着重要的角色，直接决定低保资源的分配。由于乡镇政府将识别任务与低保名额分配给各村，对于基层村委组织来说，本村低保资源相对既定，其目的是实现低保资源在村内的最优化配置，达到帕累托最优的状态。基层村委组织的目标便是给不同群体或者不同家庭设定适当的权重，从而使得各个家庭效用函数加权之后达到效用最大化。

本文构建的模型如下：假定村庄 a 总户数为 N ，贫困发生率为 H ，获得低保资金总额为 G 。其中， G_i^p 表示贫困农户 i 获得的低保资金， G_i^n 表示非贫困农户 i 获得的低保资金，对于贫困农户而言 G_i^p 是同质的，对于非贫困农户而言 G_i^n 是同质的。村庄中贫困农户的效用函数为 U_i^p ，非贫困农户的效用函数为 U_i^n ，假定两种效用函数是同质的，函数的表达形式分别为 $U_i^p(G_i^p, X_i)$ 和 $U_i^n(G_i^n, X_i)$ ，其中 X_i 为农户层面的特征向量。贫困农户 i 相比非贫困农户的话语权为 w_i ，其表达形式为 $w_i(G, H, E, X_i)$ ，其中 E 表示精英俘获的程度。由于贫困发生率与精英数量是长期积累获得，低保资源又是逐级分配获得，对于村庄层面的分配而言相对既定，本模型假定在村庄层面三者相互独立。

因此，村庄根据模型(1)和(2)的最优化结果选择 G_i^p 和 G_i^n ：

$$\max \sum_{i=1}^{HN} w_i(G, H, E, X_i) U_i^p(G_i^p, X_i) + \sum_{i=N(1-H)}^N U_i^n(G_i^n, X_i) \quad (1)$$

$$s. t. \quad \sum_{i=1}^{HN} G_i^p + \sum_{i=N(1-H)}^N G_i^n = G \quad (2)$$

根据一阶条件，得到最优解的表达式：

$$G_i^{p*} = G_i^{p*}(G, H, E, X_i) \quad (3)$$

$$G_i^{n*} = G_i^{n*}(G, H, E, X_i) \quad (4)$$

将最优解代入一阶条件和约束条件中，得到：

$$w_i(G, H, E, X_i)U_{iG}^p(G_i^{p*}(G, H, E, X_i), X_i) = U_{in}^n(G_i^{n*}(G, H, E, X_i), X_i) \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^{HN} G_i^{p*}(G, H, E, X_i) + \sum_{i=N(1-H)}^N G_i^{n*}(G, H, E, X_i) = G \quad (6)$$

对 E 求偏导得：

$$G_{iE}^p = -\frac{(1-H)w_{iE}U_{iG}^p}{HU_{iGG}^n + (1-H)w_iU_{iGG}^p} \quad (7)$$

$$G_{iE}^n = \frac{Hw_{iE}U_{iG}^p}{HU_{iGG}^n + (1-H)w_iU_{iGG}^p} \quad (8)$$

根据二阶条件，易知 $HU_{iGG}^n + (1-H)w_iU_{iGG}^p < 0$ 。因此， $G_{iE}^p < 0$ ， $G_{iE}^n > 0$ ，即精英俘获程度越大，非贫困农户获得的低保补助就越多，贫困农户获得的低保补助就越少，错保越多。其中，精英俘获水平受到精英数量、被查处成本以及信息不对称程度影响。

类似地，本文还得到低保资金与贫困发生率对低保补助分配的影响¹⁵。

因此，根据以上模型，本文得到三个假设：

假设一：精英俘获程度越高，非贫困农户获得的低保补助越多，贫困农户获得的低保补助越少。

假设二：低保补助资源越多，非贫困农户获得的低保补助越多，贫困农户获得的低保补助可能增加也可能减少。

假设三：贫困发生率越高，非贫困农户获得的低保补助越多，贫困农户获得的低保补助越少。

4 数据来源与变量说明

4.1 数据来源与样本选取

本文实证研究所使用的数据来自中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）。该数据包括三部分，第一部分为家庭层面的数据，包括资产与负债、收入与支出、基层治理与主观评价等；第二部分为个人层面的数据，包括人口的统计特征、工作、教育、健康等；第三部分为地区层面的数据，包括省份信息、村庄信息、地理位置等。该调查采用分层、三阶段与规模度量成比例（PPS）方法及重点抽样相结合的抽样设计，以 2011 年为基期，每两年进行一次追踪，旨在反映中国经济发展和社会变迁状况。

到目前为止，CHFS 公布了 2011、2013、2015、2017 四期数据，由于问卷变动较大，仅 2015 和 2017 年的调查包含了有关低保救助的完整信息，因此本文主要使用 2015 和 2017 的数据。此外，由于该调查是追踪性质的，部分户主和村庄的特征变量是由 2011 和 2013 年的数据加总计算获得。

出于数据的完整性考虑，本文删除相关变量存在缺失值的样本。为提高数据的准确性，本文删除了存在

¹⁵ 具体推导过程详见附录 A。

异常值的变量（比如负的收入），并进行截尾处理。此外，为提高农户数据加总获得村庄特征变量的准确性，本文删除了农户样本小于 10 户的村庄样本。最终，本文家庭层面的数据来源于 28 个省份 172 个城市的 19939 个农户样本，样本村的数量为 738 个。在 19939 个农户样本中，1633 个农户为低保户，估计农村低保覆盖率约为 8.19%。

4.2 变量定义与描述性统计

4.2.1 农户层面变量的描述性统计

农户层面变量的描述性统计见表 1。该部分数据用于多维贫困标准的构建与农户层面低保瞄准精英俘获的探究。

在多维贫困标准构建部分，因变量为低保户，关键自变量为贫困户。值得注意的是，贫困户数量多于低保户数量，这是由于低保户是在贫困户范围中进一步识别出来的。后文中构建多维贫困标准是为识别现有低保救助资源限制下（主要体现为低保名额限制）应该获得低保的家庭，即应保户。

在农户层面低保瞄准精英俘获的探究中，因变量分别选取低保户、错保和低保金，关键自变量为经济精英和制度精英，其中，经济精英分别为人均收入水平在村庄中前 90%、80%、70%、60%、50% 的农户（后文简称为经济精英 x%，比如经济精英 90%），从而对比分析俘获低保资源的家庭收入特征；制度精英包括村干部和乡镇干部，这里之所以没有合并，是由于村干部属于体制外，乡镇干部属于体制内，二者的俘获作用不能完全等同。另外，经过验证，发现更高层级的干部并没有显示出俘获作用，因此本文不予考虑。

4.2.2 村庄层面变量的描述性统计

村庄层面变量的基本特征见表 2，该部分数据均为农户层面数据加总获得，用于村庄层面低保瞄准精英俘获的探究。

表 1 农户层面变量描述性统计

变量名	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
低保户（获得低保补助的家庭）	19939	0.08	0.27	0	1
错保户（不应获得低保但是获得的家庭）	19939	0.04	0.20	0	1
低保金	19939	179.37	1094.12	0	72000
关键自变量					
贫困户	19939	0.19	0.39	0	1
经济精英					
家庭人均收入水平在村庄前 90%	19939	0.93	0.25	0	1
家庭人均收入水平在村庄前 80%	19939	0.82	0.38	0	1

家庭人均收入水平在村庄前 70%	19939	0.72	0.45	0	1
家庭人均收入水平在村庄前 60%	19939	0.62	0.49	0	1
家庭人均收入水平在村庄前 50%	19939	0.51	0.50	0	1
制度精英					
家庭中有村干部	19939	0.19	0.39	0	1
家庭中有乡镇干部	19939	0.00	0.05	0	1
家庭特征					
家庭规模	19939	4.95	4.98	1	19
未成年比例（18 岁以下）	19939	0.09	0.16	0	1
老人比例（60 岁以上）	19939	0.33	0.37	0	1
劳动力平均年龄	19939	47.40	14.05	18	93
ln 人均资产	19939	10.45	1.62	0	17
ln 去年人均收入	19939	8.59	1.65	0	14
ln 去年人均食物支出	19939	7.48	1.41	0	13
ln 去年人均消费	19939	8.84	0.98	4	13
土地状况（拥有土地=1）	19939	0.97	0.17	0	1
户主特征					
年龄	19939	57.63	12.07	21	100
性别（女性=1）	19939	0.15	0.36	0	1
婚姻（不在婚=1）	19939	0.02	0.15	0	1
政治面貌（中共党员=1）	19939	0.64	0.48	0	1
就业状况（有工作=1）	19939	0.89	0.31	0	1
受教育程度（参照组为文盲或半文盲）	19939	0.13	0.34	0	1
小学	19939	0.40	0.49	0	1
初中	19939	0.35	0.48	0	1
高中及以上	19939	0.12	0.32	0	1
身体状况（参照组为差）	19939	0.28	0.45	0	1
一般	19939	0.39	0.49	0	1
健康	19939	0.28	0.45	0	1
非常健康	19939	0.11	0.31	0	1

注：劳动力平均年龄超过 60 岁表示该农户家庭成员均超过 60 岁，没有劳动力。

表 2 村庄层面变量描述性统计

变量名	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
应保户获得低保比例	738	0.65	0.41	0	1
非应保户获得低保比例	738	0.05	0.08	0	1
应保户获得低保金均值	738	883.23	2532.36	0	48000
非应保户获得低保金均值	738	1042.47	1854.79	0	18000
关键自变量					
基尼系数	738	0.50	0.11	0	1
村干部户数比例	738	0.19	0.12	0	1
乡镇干部户数比例	738	0.00	0.01	0	0
低保名额比例	738	0.08	0.11	0	1
贫困发生率	738	0.20	0.16	0	1
村庄特征					
ln 村庄人口数	738	4.39	0.46	4	6
选举满意户数/总户数	738	1.00	0.00	1	1
道路建设满意户数/总户数	738	1.00	0.01	1	1
ln 村庄总收入	738	13.45	0.61	11	16
平均住房面积	738	97.73	81.59	0	800
公示栏公告补助	738	0.70	0.46	0	1
户主半文盲户数/总户数	738	0.14	0.13	0	1

注：①应保户获得低保比例=获得低保的应保户数/应保户数；②非应保户获得低保比例=获得低保的非应保户数/非应保户数；③应保户获得低保金均值为低保户中应保户的低保金，非应保户亦然；④基尼系数为村庄内人均收入基尼系数；⑤村干部户数比例=村干部户数/总户数，乡镇干部户数比例计算亦然；⑥低保名额比例=低保名额/总户数；⑦贫困发生率=贫困户数/总户数

4.2.3 低保瞄准指标描述性统计

表 3 统计了样本数据的低保瞄准指标。总体来看，样本数为 19939，其中贫困户为 3734 户，贫困发生率为 18.73%；低保户数为 1633，实保率为 8.19%。一方面，说明以低保为代表的纯救助性质的扶贫资金十分有限，不能覆盖全体贫困户；另一方面，在低保覆盖率有限的情况下，脱贫攻坚取得显著成就一部分原因在于部分扶贫资金作为产业脱贫等“授人以渔”的存在。整体来看，错保率达到 4.22%，而总体实保率为 8.19%，这说明在较为接近现实评定标准的多维贫困识别下，将近一半的低保资金存在错配情况。表 3 还分列了 2015 和 2017 年的数据，其中部分样本不是追踪数据，并且本文删除一部分缺失值。样本显示，数据中 2017 年比 2015 年贫困户比例（贫困发生率）有所增加，但是实保率和错保率差别不大。

表 3 农村家庭低保瞄准指标

	2015	2017	总计
总户数	9710	10229	19939
贫困户数	1628	2106	3734
贫困发生率=贫困户数/总户数	16.77%	20.59%	18.73%
低保户数	879	754	1633
实保率=低保户数/总户数	9.05%	7.37%	8.19%
错保户=低保户中非应保户数	408	433	841
错保率=错保户数/总户数	4.20%	4.23%	4.22%

4.2.4 精英俘获的描述性统计

为探究不同收入水平农户获得低保资源的情况，从而对经济精英俘获进行描述性统计，本文将样本农户按人均收入排序，进行十等分组。图 1 展示了各收入水平的农户获取低保名额和低保资金的情况。其中，获取低保名额占比=该收入分组获得低保的户数/总体获得低保的户数，获取低保金额占比=该收入分组获得低保资金金额/总体获得低保资金金额。整体来看，收入越低的分组获取低保名额和低保金额的比例越高，这说明资源被分配到了真正需要的家庭之中。然而，仍有相当一部分的低保名额和低保资金流入高收入分组。随着人均收入水平的增加，各分组对于低保名额和低保资金的俘获呈现下降趋势；对于收入水平在整体中前 70% 的家庭，获取低保资金占比高于低保名额占比，因此本文猜测，该群体在获取低保名额之后可能会在低保资金分配层面进行进一步俘获。

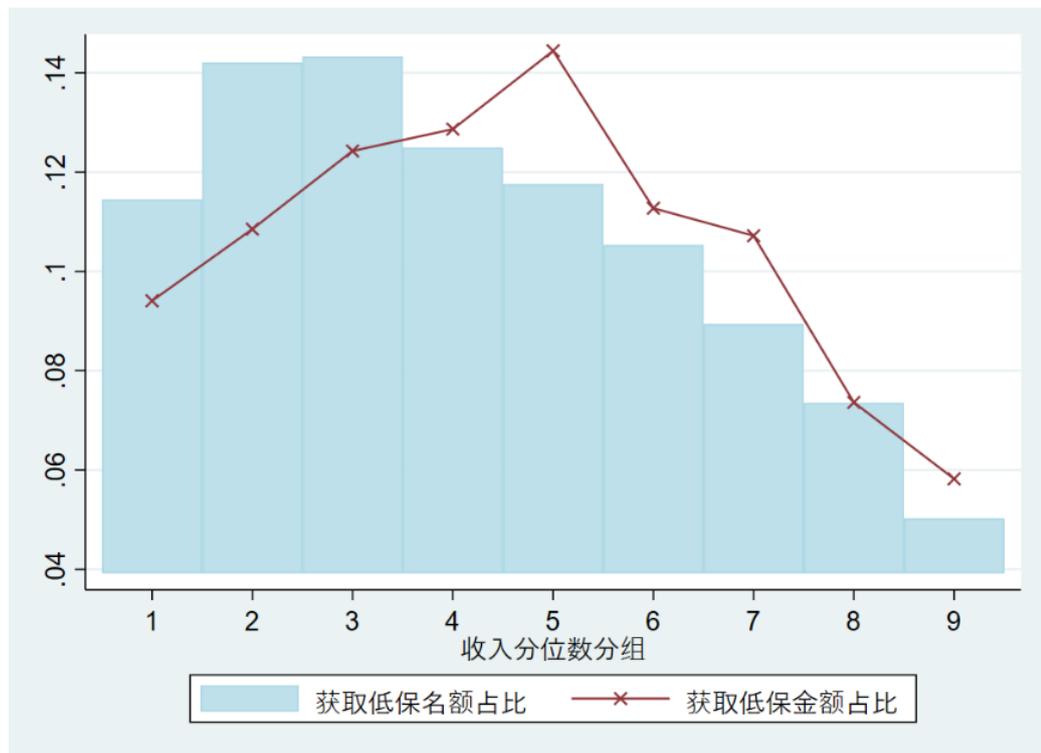


图 1 十等分收入分组下获取低保名额和低保金占总体比例

图 2 显示了村干部家庭和乡镇干部家庭获取低保名额和低保资金的比例与样本总体情况的比较。在低保名额的分配中，乡镇干部家庭远低于总体，在低保领取金额的分配中，村干部家庭和乡镇干部家庭均远低于样本总体。其中，总体样本中低保户平均领取低保金 2190 元，而村干部平均领取 152 元，乡镇干部平均领取 52 元，总体来看俘获程度不大。本文猜测原因包括以下几个方面：首先，直观来看，乡镇干部家庭往往不会是低收入群体，村干部家庭获取低保可能仅限于对老人的补贴等金额较小的补贴；其次，该结果表明绝大多数乡镇干部家庭不会对低保资源起到俘获作用，村干部甚至在资金分配上更受约束。因此猜测，制度精英（主要体现为村干部和乡镇干部家庭）在低保名额的获取中俘获作用相对比较弱。

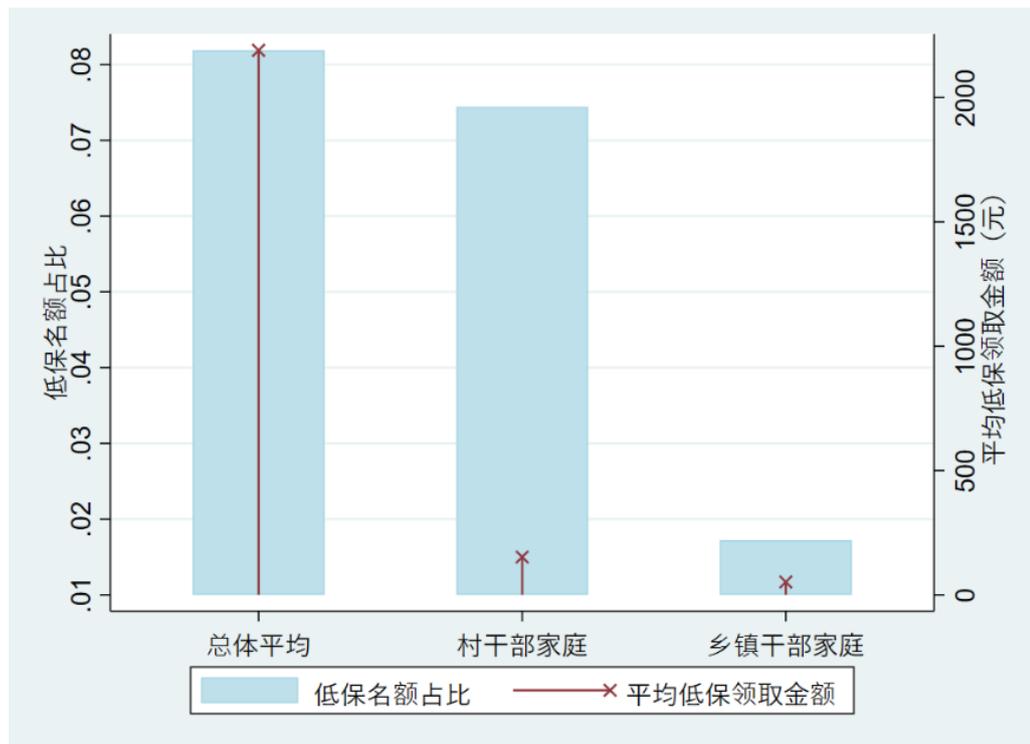


图 2 样本总体与制度精英获取低保名额比例和低保金

5 多维贫困识别标准的构建

如前文所述，根据中央政策的规定，贫困户识别主要以收入水平为判定标准，而农村低保针对的是需要兜底的贫困户。大量研究发现，地方政府在识别低保户的过程中会考虑到更多的因素，比如健康、教育、医疗等关乎民生的因素。此外，由于低保户和贫困户名额数量的不同，二者的判别也产生区别，分析瞄准偏误之前应当把“贫困测量偏误”的因素剔除。因此，本部分参考 Ravallion (2008) 反事实框架来构架多维贫困识别标准：首先通过回归模型分析在低保户识别过程中的影响因素，之后构建不同家庭的多维贫困倾向分数（即被识别为贫困的概率），最后根据倾向性分数识别贫困家庭（也就是应保户）。

设定 Y_i^* 衡量家庭的福利水平，关键自变量 $poor_i$ 为贫困户的虚拟变量。之所以没有选用家庭收入，包括以下两个原因，第一是因为数据中只有一年的收入，具有一定的随机性；第二，低保作为救助性扶贫方式，本来就扮演着贫困兜底的角色。 X_i 代表影响家庭福利水平的其他因素，包括表 1 中农户特征和家庭特征的变量。为控制区域相关异质性和年份相关异质性，回归中还加入省份虚拟变量和年份虚拟变量。对于任意农户来说，设定以上变量之间的关系为：

$$\ln Y_{it}^* = \alpha poor_{it} + \pi X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中， $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$ 代表随机冲击。设定 Z 为各地低保标准，当 $Y_i^* < Z$ ，农户就可以被识别为低保户。因此对于农户 i ，获得低保的概率为

$$Pr(\ln Y_{it}^* < \ln Z_t) = Pr(\ln Y_{it}^* < \ln Z_t) = Pr(\alpha poor_{it} + \pi X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} < \ln Z_t)$$

$$= Pr(\varepsilon_{it} < \ln Z_t - \alpha poor_{it} - \pi X_{it} - \lambda_t - \varepsilon_{it}) = F[(\ln Z_t - \alpha poor_{it} - \pi X_{it} - \lambda_t - \varepsilon_{it})/\sigma_\varepsilon]$$

该式符合 Probit 模型假定，因此本文基于 Probit 模型来估计自变量前面的系数。其中，由于数据中没有给出样本区县名称，所以只能控制省份虚拟变量。既然控制了省份虚拟变量，就没有再控制各省平均低保标准，否则会引起完全共线性。

表 4 为 Probit 模型的回归结果。结果显示，在低保识别的过程中，以下因素会提高农户被识别为低保户的概率：资产水平和消费水平（尤其是食物消费）较低，老人和未成年比例较高，没有土地，户主不在婚，户主没有工作，户主受教育水平较低以及户主健康水平降低。

表 4 农村低保获得的 Probit 回归结果

庭特征		中共党员	-0.052
贫困户	1.101*** (0.035)	就业状况（有工作=1）	-0.107**
ln 人均资产	-0.052*** (0.011)	小学（文盲或半文盲为参照组）	0.016
ln 去年人均消费	-0.029 (0.021)	初中	-0.008
ln 去年人均食物支出	-0.021* (0.012)	高中及以上	-0.093
老人比例（60 岁以上）	0.291*** (0.052)	身体一般（参照组为差）	-0.249***
未成年比例（18 岁以下）	-0.060 (0.137)	身体健康	-0.254***
拥有土地	-0.215** (0.086)	身体非常健康	-0.336***
户主特征			(0.063)
性别（女性=1）	0.042 (0.042)	省份虚拟变量	√
年龄	-0.0002 (0.002)	年份虚拟变量	√
婚姻（不在婚=1）	0.282*** (0.077)	Constant	-0.927***
		Wald test	(0.345)
		Pseudo R2	2061.19***
		样本数	0.231
			19939

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ，其他回归中显著性表示方法同此注。

利用表 4 的回归结果，本文拟合出样本农户被识别为低保户的倾向性分数（即贫困概率），该倾向性分数

消除了低保户和贫困户之间的测量误差以及名额差别。值得注意的是,为排除贫困户和低保户名额的差异,多维贫困户数应当控制为低保户数,也就是说,假设村庄A原本有a户获得低保,按倾向性分数对农户进行排序,选取该村庄倾向性分数最高的a户为多维贫困户。在这里,本文参考了Ravallion(2007)和Golan et al(2017)的处理策略,略有不同的一点是,考虑到中国不同地区之间经济能力的差异,本文没有将所有样本进行排序选取,而是在村庄内进行排序选取。

6 农村低保村庄瞄准中精英俘获实证分析

6.1 农户层面

6.1.1 回归模型设定

本部分在农户层面对农村低保瞄准过程中的精英俘获情况进行实证检验,检验过程分为低保名额确定和低保资金发放两部分。实证模型由(10)式表示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta Elite_{it} + \gamma X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

在低保名额确定的回归中,样本数据为全部农户数据,因变量代表低保名额瞄准的指标,包括“低保户”和“错保”,其中低保户代表着样本是否获得低保,错保代表着样本不应该获得低保但是拿到了低保资源。在低保资金发放的回归中,样本数据为低保户数据,因变量代表低保资金瞄准的指标,为“低保金”。如果存在精英的家庭更有能力获得低保,甚至达到错保,那我们认为在低保名额的分配中存在精英俘获现象;如果存在精英的家庭被认定为低保户之后,获取的低保资金高于其他家庭,那么我们认为农村精英在低保资金的分配中存在俘获现象。农户层面的回归是一种低保分配的直接检验,而村庄层面的回归是一种间接检验。

关键自变量 $Elite_{it}$ 为农村精英,这里包括经济精英和制度精英。其中,经济精英分别取家庭人均收入排在村庄前50%、60%、70%、80%、90%的农户,经过验证发现仅前80%和90%的农户存在显著的俘获;制度精英为包含村干部和乡镇干部的家庭,由于更高级别的干部并未表现出显著的俘获作用,因而本文不予考虑。假设村庄低保瞄准过程中存在精英俘获,如果因变量为低保户或者错保,估计结果显示 $\beta > 0$,并且统计显著,那么我们认为低保名额确定的过程中存在精英俘获现象,假设得到支持;如果 $\beta > 0$ 但统计不够显著,则保留猜测,之后在村庄层面检验整体的累积效应。在因变量为低保资金的情况下,也展开类似的分析。

X_{it} 代表家庭和户主层面一系列的控制变量,主要包括资产、消费、劳动力等家庭特征和工作、教育、健康等户主特征。此外,回归中加入省份固定效应和年份固定效应来控制区域相关异质性和年份相关异质性,聚类控制在村庄水平。由于部分因变量为0-1变量,在OLS回归中可能得到负拟合值,因此在稳健性检验部分将用处理受限因变量的Tobit模型进行再次分析。

6.1.2 回归结果

基于多元线性回归模型式(10),表5给出了因变量为低保户的OLS估计结果。根据回归结果,只有人均

收入水平在村庄前 90%和 80%的经济精英系数显著为正, 人均收入水平为村庄前 60%和 50%的经济精英对低保户的确定甚至有一定的副作用, 因此在后文的回归中仅选用人均收入水平为村庄前 90%和 80%的经济精英。其中, 在其他条件不变的情况下, 人均收入水平为村庄前 90%的经济精英获得低保的可能性高大约 3.62%, 人均收入水平为村庄前 80%的经济精英获得低保的可能性高大约 1.31%。制度精英不太可能被认定为低保户, 甚至乡镇干部的系数显著为负。此外, 值得注意的是, 在不同经济精英变量的回归中, 村干部和乡镇干部家庭的系数和显著性变化不大, 初步说明经济精英和制度精英之间没有明显的相关性。

表 5 农户层面因变量为低保户的 OLS 回归

被解释变量	(1) 低保户	(2) 低保户	(3) 低保户	(4) 低保户	(5) 低保户
经济精英 90%	0.036*** (0.008)				
经济精英 80%		0.013** (0.006)			
经济精英 70%			0.006 (0.005)		
经济精英 60%				-0.0003 -0.0046	
经济精英 50%					-0.003 (0.004)
村干部	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)
乡镇干部	-0.043*** (0.016)	-0.042*** (0.016)	-0.042*** (0.016)	-0.042*** (0.016)	-0.041*** (0.016)
其他控制变量	√	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√
Constant	0.400*** (0.042)	0.421*** (0.042)	0.425*** (0.042)	0.425*** (0.042)	0.424*** (0.042)
R-squared	0.073	0.072	0.072	0.072	0.072
Observations	19939	19939	19939	19939	19939

在因变量为错保的 OLS 回归中, 结果显示, 在低保名额的确定中, 在其他条件不变的情况下, 人均收入在村庄前 90%的经济精英有大约 2.55%的可能性获得错保, 人均收入在村庄前 80%的经济精英有大约 1.26%的可能性获得错保, 村干部家庭有 0.69%的可能性获得错保, 乡镇干部家庭不太可能获得错保。在样本控制为低保户的 OLS 回归中, 因变量为获得低保金的金额, 结果显示, 在其他条件不变的情况下, 人均收入在村庄

前 90%的经济精英平均获得低保金增加 904.89 元，人均收入在村庄前 80%的经济精英平均获得低保金增加 801.37 元。根据回归结果猜测，村干部家庭获得低保金低于平均值，乡镇干部家庭获得低保金显著高于平均值，猜测乡镇干部会对在低保资金分配过程中进行精英俘获。

表 6 农户层面因变量为错保和低保金的 OLS 回归

被解释变量	(1) 错保	(2) 错保	(3) 低保金	(4) 低保金
经济精英 90%	0.026*** (0.005)		904.898*** (187.639)	
经济精英 80		0.013*** (0.004)		801.372*** (169.590)
村干部	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)	-272.604 (241.517)	-277.558 (239.768)
乡镇干部	-0.017 (0.016)	-0.016 (0.017)	1218.996** (473.479)	1706.712*** (455.228)
其他控制变量	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
Constant	0.087*** (0.025)	0.101*** (0.025)	3457.915 (3104.259)	4505.976 (3040.052)
R-squared	0.020	0.020	0.082	0.086
Observations	19939	19939	1633	1633

6.2 村庄层面

6.2.1 回归模型设定

本部分在村庄层面对农村低保精英俘获效应展开实证检验。通过在村庄层面考察经济不平等程度和制度精英的比例与低保瞄准之间的关系，可以检验精英俘获效应的普遍性。本部分实证模型如式(11)所示：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 G_{it} + \gamma X_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中，因变量 Y_{it} 代表村庄 i 基于救助名额和救助金额的瞄准指标。如果应保户获得低保比例越低，非应保户获得低保比例越高，则在低保名额分配过程中瞄准效果越差；如果应保户获得低保金均值越低，非应保户获得低保金均值越高，则在低保资金分配过程中瞄准效果越差。

关键自变量 E_{it} 代表经济不平等和制度不平等。其中，经济不平等选用村庄内部家庭人均收入的基尼系数衡量，以反映经济精英的情况。制度不平等选用村干部户数比例和乡镇干部户数比例来衡量。 P_{it} 表示村庄内

部的贫困发生率，也就是村庄公示出来的贫困户的比例。 G_{it} 代表低保名额/总户数。

X_{it} 为村庄层面一系列的控制变量，主要包括以下几类：第一，模型控制了村庄的基本特征，比如人口数、户主为半文盲的户数比例、人均住房面积；第二，模型控制了村庄的选举特征，包括公告栏、选举满意比例和道路建设满意比例。模型还控制了省份和年份的固定效应来控制低保执行在地区层面和时间层面的异质性。由于没有县级层面的指标，所以聚类控制在城市水平。此外，和前文类似，由于OLS对于受限因变量可能会得到负拟合值，因此在稳健性检验部分将用处理受限因变量的Tobit模型再次分析。

6.2.2 回归结果

基于多元回归模型式(11)，表7给出了四个瞄准指标分别作为因变量的OLS回归结果。结果显示，从村庄层面来看，在低保名额的分配中，经济精英会存在一定的精英俘获现象，经济不平等程度越高，应保户获得低保的比例越低，非应保户获得低保的比例越高；制度精英的作用与农户层面结果类似，不够明显。然而在低保金的分配中，村干部俘获并不明显，乡镇干部显著减少应保户的低保金，并相应增加非应保户低保金的均值，可能是将救助于贫困户的资金俘获转移。

表7 村庄层面低保瞄准的OLS回归

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	应保户获得低保比例	非应保户获得低保比例	应保户获得低保金均值	非应保户获得低保金均值
基尼系数	-0.088 (0.140)	0.025* (0.015)	-657.136 (1054.504)	-29.132 (800.133)
村干部户数比例	-0.081 (0.136)	0.008 (0.012)	478.423 (478.050)	91.421 (462.699)
乡镇干部户数比例	-1.531 (1.219)	0.116 (0.095)	-8720.880*** (2845.772)	3594.319 (5112.576)
低保名额比例	-0.653** (0.256)	0.527*** (0.047)	6539.604*** (1241.486)	3397.056*** (1007.759)
贫困发生率	-0.447*** (0.118)	0.052** (0.026)	-1079.961* (594.959)	1700.716*** (589.154)
其他控制变量	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
Constant	9.405* (5.649)	0.411 (0.793)	46143.727 (35132.053)	-29013.626 (40788.631)
R-squared	0.168	0.663	0.102	0.119
Observations	738	738	738	738

在其他自变量的回归结果中，有几方面值得注意：第一，注入更多的低保资源会显著降低实际应保户的低保比例，反而增加非应保户的低保比例，应保户和非应保户获得的低保金均值均有所增加；第二，贫困发生率越高，精英俘获现象越严重；第三，在其他控制变量中，发现宣传栏和选举满意度对于应保户获得低保资源有促进作用，对于非应保户获得低保资源具有一定的抑制作用，这说明，提升农村选举的民主性和信息通报的及时性有利于减少信息不对称，从而提升低保资源分配的公平性。

7 稳健性检验

本文从以下四个方面对上述回归结果进行稳健性检验，结果均与基础回归高度一致。

7.1 Tobit 回归

在农户层面的回归中，由于基于救助名额的指标低保户和错保作为因变量时，面临取值受限带来的数据截留问题，此时 OLS 回归结果有偏且不一致。为了避免 OLS 估计带来的偏误，本部分使用 Tobit 模型进行估计。

表 8 农户层面因变量为低保户的稳健性检验 (Tobit)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	低保户	低保户	低保户	低保户	低保户
经济精英 90%	0.036*** (0.008)		0.036*** (0.008)		
经济精英 80%		0.013** (0.005)		0.013** (0.005)	
村干部	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)			-0.002 (0.005)
乡镇干部	-0.043 (0.035)	-0.042 (0.035)			-0.042 (0.035)
其他控制变量	√	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√
Constant	0.400*** (0.037)	0.421*** (0.037)	0.401*** (0.037)	0.422*** (0.037)	0.425*** (0.037)
Pseudo R2	0.302	0.299	0.302	0.299	0.298
Observations	19939	19939	19939	19939	19939

表 8 的第 1-2 列给出了因变量为低保户的 Tobit 回归结果, 不难看出, 结果和表 5 类似, 经济精英依旧起到较为明显的低保名额俘获作用, 增加自身获取低保的可能性, 制度精英在该部分起到的作用并不明显。因变量为错保的 Tobit 回归结果¹⁶和表 6 中类似, 经济精英会显著增加自身错保的概率, 村干部在一定程度上也更有可能会成为错保户, 但是影响不大。

7.2 不同类型的精英之间内生性

基于认知, 经济精英和制度精英之间可能存在一定的相关性, 本部分就此进行检验。表 8 的 3-5 列给出了因变量为低保户的回归结果, 对比基准回归, 经济精英与制度精英俘获互不干扰。因变量为错保¹⁷和低保金的回归结果(表 9)与基准回归相比, 均未发生明显变化, 因此, 不同类型的精英之间不会相互影响。

表 9 农户层面因变量为低保金的稳健性检验 (OLS)

被解释变量	(1) 低保金	(2) 低保金	(3) 低保金
经济精英 90	909.625*** (186.000)		
经济精英 80		798.059*** (169.656)	
村干部			-273.956 (241.793)
乡镇干部			1470.214*** (460.720)
其他控制变量	√	√	√
省份固定效应	√	√	√
年份固定效应	√	√	√
Constant	3444.944 (3171.570)	4500.706 (3110.518)	4070.229 (3124.188)
R-squared	0.081	0.085	0.077
Observations	1633	1633	1633

7.3 收入不平等度量指标的选取

在农户层面, 如表 5 所示, 分别选取家庭人均收入水平在前 90%、80%、70%、60%、50%的经济精英进行回归, 结果发现仅经济精英(90%)和经济精英(80%)有显著的俘获作用, 这说明精英俘获更多的存在于

¹⁶ 具体回归结果见附录 B 的 1-2 列

¹⁷ 具体回归结果见附录 B 的 3-5 列

中低收入群体。

在村庄层面，为验证实证结论对不平等度量指标的稳健性，除基尼系数外，本文还使用另外四种度量指标衡量收入不平等。由于篇幅限制，以应保户获得低保比例为因变量进行展示¹⁸。与表7相比，使用广义熵指数 $GE(0)$ 和阿特金森指数 $A(0.5)$ 、 $A(1)$ 、 $A(2)$ 度量收入不平等的时候， β 的估计结果未发生改变，甚至显著性还有所提高。其余三个稳健性检验结果类似，均未发生明显变化。这说明，村庄内收入不平等与低保瞄准效果之间的关系对于不平等度量指标并不敏感。本部分实证结果具有较强的稳健性。

7.4 加入五保户和特困户补助

我国建档立卡贫困户分为一般贫困户、低保贫困户、五保贫困户三类，上文中仅使用一般贫困户的定义。在原有数据基础上加入五保户和特困户，重复以上内容，结果未发生明显变化。由于篇幅限制，仅报告基准回归结果¹⁹。

8 结论

本文研究发现：首先，我国农村低保救助资源相对贫困人口而言不足，样本中农村贫困发生率约为18.73%，而低保覆盖率为8.19%。一方面，我国社会保障制度支出增加力度有限（岳希明，2020），以低保为代表的纯救助资金规模较为有限；另一方面，过去几年国家对贫困人口的扶持政策主要在于产业扶贫。第二，低保瞄准存在偏误，总体实保率为8.19%，而构建多维贫困标准识别应保户之后，计算错保率约为4.22%。第三，农村低保存在精英俘获现象，主要包括以中低收入人群为代表的经济精英和以乡镇干部为代表的制度精英。经济精英中起俘获作用的主要为中低收入群体，作用路径为在低保名额的分配中进行精英俘获。乡镇干部没有显示出俘获更多低保名额的可能，而一旦被认定为低保户，则会为自己争取更多的低保资金。本文猜测主要包括两部分原因，一方面乡镇干部家庭往往不会是贫困户，另一方面由于信息不对称和处罚成本，很难把自身伪造成低保户，而如果符合低保户的条件，被认定为低保户之后争取更多的低保资金更不易被察觉，信息不对称程度较大。第四，低保救助资源的增加会增加精英俘获程度，非低保户将俘获更多低保资源，而文中显示村庄中低保户获得的名额降低，平均获得的低保金有所增加。第五，贫困发生率增加也会加剧精英俘获，而加强信息公开可以在一定程度上抑制俘获现象。

低保政策在脱贫攻坚战中起到全面兜底的作用，脱贫摘帽之后，我们应当思考如何巩固好脱贫成果，合理化收入分配，实现农村人口全面脱贫，最终实现乡村振兴，真正建设好“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、

¹⁸ 具体回归结果见附录C

¹⁹ 具体回归结果见附录D

治理有效、生活富裕”的社会主义新农村。中国农村在脱贫攻坚战中实现的巨大减贫效应是由开发式扶贫项目和保障性扶贫项目共同完成的，过去几年开发式扶贫项目为脱贫攻坚做出了主要贡献，在未来要想解决最后500多万人的脱贫问题，应当更多依靠以低保为代表的保障性扶贫。根据本文结果提出以下几方面结论与政策建议：①织密兜牢基本生活保障底线。低保救助资源相对不足，在未来巩固现有脱贫成果、坚持产业扶贫的基础上注意做好兜底工作，应当尽可能增加低保救助资源，减少贫富差距，切实做好低保制度与精准扶贫政策的衔接。②健全低保认定规则，精准识别。完善最低生活保障制度，以现有的社会保障体系为基础，对农村低收入人口开展动态监测，提高低保对象识别的精准性与科学性。加大省级统筹力度，根据地区实际发展状况科学制定低保标准，完善低保家庭收入识别方法，分层分类实施救助，做到应保尽保，减少错保漏保现象。③减少低保资源发放过程中的信息不对称。县乡两级应加强监督农村基层基础工作，在完善村民自治制度的基础上，结合农村自身社会结构，健全自治、法治、德治相结合的乡村治理体系，在低保识别瞄准过程中，做到评议公平、信息透明、及时公开，从而减少村内精英俘获现象，并对此设立全面的监督机制，科学设置考核指标，将扶贫工作成果纳入到市县乡级领导班子推进乡村振兴业绩考核中。

参考文献:

- [1]豆书龙,叶敬忠.乡村振兴与脱贫攻坚的有机衔接及其机制构建[J].改革,2019(01):19-29.
- [2]樊丽明,解垚.公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J].经济研究,2014,49(08):67-78.
- [3]郭庆旺,陈志刚,温新新,吕冰洋.中国政府转移性支出的收入再分配效应[J].世界经济,2016,39(08):50-68.
- [4]韩华为,徐月宾.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[J].中国人口科学,2013(04):117-125+128.
- [5]韩华为.农村低保户瞄准中的偏误和精英俘获——基于社区瞄准机制的分析[J].经济学动态,2018(02):49-64.
- [6]何欣,朱可涵.农户信息水平、精英俘获与农村低保瞄准[J].经济研究,2019,54(12):150-164.
- [7]胡联,汪三贵,王娜.贫困村互助资金存在精英俘获吗——基于 5 省 30 个贫困村互助资金试点村的经验证据[J].经济学家,2015(09):78-85.
- [8]胡联,汪三贵.我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?[J].管理世界,2017(01):89-98.
- [9]李迎生,李泉然.农村低保申请家庭经济状况核查制度运行现状与完善之策——以 H 省 Y 县为例[J].社会科学研究,2015(03):106-114.
- [10]刘凤芹,徐月宾.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[J].公共管理学报,2016,13(01):141-150+160.
- [11]马玉荣.如何实施乡村振兴战略——专访国务院发展研究中心农村经济研究部部长、研究员叶兴庆[J].中国经济报告,2017(11):15-19.
- [12]实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接[N]. 包头日报,2021-04-23(001).
- [13]实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接[N]. 河北日报,2021-03-28(001).
- [14]解垚.税收和转移支付对收入再分配的贡献[J].经济研究,2018,53(08):116-131.
- [15]温涛,朱炯,王小华.中国农贷的“精英俘获”机制:贫困县与非贫困县的分层比较[J].经济研究,2016,51(02):111-125.
- [16]汪三贵,Albert Park,Shubham Chaudhuri,Gaurav Datt.中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准[J].管理世界,2007(01):56-64.
- [17]温铁军,杨帅.中国农村社会结构变化背景下的乡村治理与农村发展[J].理论探讨,2012(06):76-80.
- [18]岳希明,种聪.我国社会保障支出的收入分配和减贫效应研究——基于全面建成小康社会的视角[J].China Economist,2020,15(04):100-131.
- [19]章元,万广华,史清华.暂时性贫困与慢性贫困的度量、分解和决定因素分析[J].经济研究,2013,48(04):119-129.
- [20]中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战三年行动的指导意见[N].人民日报,2018-08-20(001).
- [21]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[J].中华人民共和国国务院公报,2021(10):4-10.
- [22]周雪光.国家治理逻辑与中国官僚体制:一个韦伯理论视角[J].文化纵横,2013(03):14.

- [23]朱梦冰,李实.精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析[J].中国社会科学,2017(09):90-112+207.
- [24]左停,刘文婧,李博.梯度推进与优化升级:脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(05):21-28+165.
- [25]Besley, Timothy, Pande, Rohini, Rao, Vijayendra. Just Rewards? Local Politics and Public Resource Allocation in South India[J]. World Bank Economic Review,2012,26(2).
- [26]Dutta D. Elite Capture and corruption: Concepts and definitions[J]. Retrieved March, 2009.
- [27]Emanuela Galasso,Martin Ravallion. Decentralized targeting of an antipoverty program[J]. Journal of Public Economics,2003,89(4).
- [28]Jonathan Conning. Community-Based Targeting Mechanisms for Social Safety Nets: A Critical Review[J]. World Development,2002,30(3).
- [29]Kilic Talip,Whitney Edward,Winters Paul. Decentralized Beneficiary Targeting in Large-Scale Development Programs: Insights from the Malawi Farm Input Subsidy Program[M].:2013-11-01.
- [30]Martin Ravallion. Miss-targeted or miss-measured?[J]. Economics Letters,2007,100(1).
- [31]Martinez-Bravo, Monica, Priya Mukherjee, and Andreas Stegmann. 2017. “The Non-Democratic Roots of Elite Capture: Evidence from Soeharto Mayors in Indonesia.”Econometrica 85 (6): 1991–2010.
- [32]Maria Pia Basurto,Pascaline Dupas,Jonathan Robinson. Decentralization and efficiency of subsidy targeting: Evidence from chiefs in rural Malawi[J]. Journal of Public Economics,2020,185.
- [33]Oates, Wallace. Fiscal Federalism, New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
- [34]Oriana Bandiera,Gilat Levy. Diversity and the power of the elites in democratic societies: Evidence from Indonesia[J]. Journal of Public Economics,2011,95(11).
- [35]Paul Seabright. Accountability and decentralisation in government: An incomplete contracts model[J]. European Economic Review,1996,40(1).
- [36]Pranab Bardhan,Dilip Mookherjee. Pro-poor targeting and accountability of local governments in West Bengal[J]. Journal of Development Economics,2006,79(2).
- [37]Ravallion, Martin. Monitoring Targeting Performance When Decentralized Allocations to the Poor Are Unobserved[J]. World Bank Economic Review,2000,14(2).
- [38]Vivi Alatas,Abhijit Banerjee,Rema Hanna,Benjamin A. Olken,Ririn Purnamasari,Matthew Wai-Poi. Does Elite Capture Matter? Local Elites and Targeted Welfare Programs in Indonesia[J]. AEA Papers and Proceedings,2019,109.

附录

A. 低保资金与贫困发生率对低保分配的影响求解

对 G 求偏导得:

$$G_{iG}^p = \frac{U_{iGG}^n - N(1-H)w_i U_{iG}^p}{NHU_{iGG}^n + N(1-H)w_i U_{iGG}^p} \quad (12)$$

$$G_{iG}^n = \frac{NHw_i U_{iG}^p + w_i U_{iGG}^p}{NHU_{iGG}^n + N(1-H)w_i U_{iGG}^p} \quad (13)$$

根据二阶条件, $HU_{iGG}^n + N(1-H)w_i U_{iGG}^p < 0$ 。假设 $w_{iG} < 0$, 即认为低保资金越多, 非贫困农户话语权越多, 贫困农户权重越少。显然, $G_{iG}^n > 0$, 而 G_{iG}^p 的大小不能确定。也就是说, 随着低保资金的增加, 非贫困农户获得的低保补助越多, 而贫困农户获得的低保补助可能增加也可能减少。

同样地, 对 H 求偏导得:

$$G_{iH}^p = -\frac{(1-H)w_{iH} U_{iG}^p}{HU_{iGG}^n + (1-H)w_i U_{iGG}^p} \quad (14)$$

$$G_{iH}^n = \frac{Hw_{iH} U_{iG}^p}{HU_{iGG}^n + (1-H)w_i U_{iGG}^p} \quad (15)$$

根据二阶条件, $HU_{iGG}^n + (1-H)w_i U_{iGG}^p < 0$ 。同样地, 假设 $w_{iH} < 0$, 即认为贫困发生率越高, 贫困农户相对非贫困农户话语权越少。显然, $G_{iH}^p < 0$, $G_{iH}^n > 0$ 。因此, 随着贫困发生率增加, 非贫困农户获得的低保补助越多, 贫困农户获得的低保补助越少。

B. 稳健性检验: 农户层面因变量为错保的 Tobit 回归

表 10 农户层面因变量为错保的稳健性检验 (Tobit)

被解释变量	(1) 错保	(2) 错保	(3) 错保	(4) 错保	(5) 错保
经济精英 90%	0.026*** (0.006)		0.026*** (0.006)		
经济精英 80%		0.013*** (0.004)		0.013*** (0.004)	
村干部	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)			0.007* (0.004)
乡镇干部	-0.017 (0.026)	-0.016 (0.026)			-0.016 (0.026)
其他控制变量	√	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√
Constant	0.087*** (0.028)	0.101*** (0.028)	0.087*** (0.028)	0.106*** (0.028)	0.105*** (0.028)
LR chi2	405.03	396.26	401.08	392.41	385.88
Observations	19939	19939	19939	19939	19939

C. 稳健性检验：更换经济不平等度量指数

表 11 村庄层面不平等度量指数稳健性检验 (OLS)

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非应保户获得低保比例	非应保户获得低保比例	非应保户获得低保比例	非应保户获得低保比例
A05	0.034 (0.021)			
A1		0.024 (0.019)		
A2			0.005 (0.016)	
GE0				0.017 (0.012)
村干部户数比例	0.008 (0.012)	0.007 (0.012)	0.006 (0.012)	0.008 (0.012)
乡镇干部户数比例	0.114 (0.096)	0.115 (0.097)	0.122 (0.097)	0.109 (0.097)
低保名额比例	0.527*** (0.047)	0.527*** (0.046)	0.526*** (0.047)	0.527*** (0.046)
贫困发生率	0.052** (0.025)	0.053** (0.025)	0.054** (0.026)	0.051** (0.025)
其他控制变量	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
Constant	0.412 (0.791)	0.363 (0.786)	0.332 (0.791)	0.381 (0.788)
R-squared	0.663	0.663	0.662	0.665
Observations	738	738	738	738

D. 稳健性检验：加入五保户与特困户

表 12 农户层面加入五保户和特困户的稳健性检验 (OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	低保户	低保户	错保	错保	低保金	低保金
经济精英 90%	0.037*** (0.009)		0.025*** (0.005)		1198.905*** (181.523)	
经济精英 80%		0.019*** (0.006)		0.012*** (0.004)		967.542*** (163.169)
村干部	0.0002 (0.006)	0.0001 (0.006)	0.010** (0.004)	0.010** (0.004)	-451.2908** (219.406)	-470.3635** (218.613)
乡镇干部	-0.0029 (0.038)	-0.0017 (0.038)	-0.0061 (0.023)	-0.0053 (0.023)	554.828 (653.269)	601.351 (629.036)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√
Constant	0.458*** (0.044)	0.478*** (0.044)	0.081*** (0.026)	0.094*** (0.025)	3451.828 (3123.515)	4821.725 (3078.869)
R-squared	0.091	0.091	0.018	0.018	0.054	0.057
Observations	19919	19919	19919	19919	2018	2018

表 13 村庄层面加入五保户和特困户的稳健性检验 (OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	应保户获得低 保比例	非应保户获得 低保比例	应保户获得低保 金均值	非应保户获得低保 金均值
基尼系数	-0.149 (0.119)	0.032* (0.017)	31.625 (1078.169)	312.082 (768.455)
村干部户数比例	-0.145 (0.124)	0.007 (0.014)	47.692 (626.645)	451.823 (643.327)
乡镇干部户数比例	-0.122 (1.160)	0.164 (0.109)	-13475.876*** (4172.603)	1986.482 (6224.858)
低保名额比例	-0.1079 (0.180)	0.454*** (0.044)	6095.233*** (1092.233)	1569.960 (968.572)
贫困发生率	-0.441*** (0.126)	0.068** (0.029)	-1088.794 (722.480)	1464.829** (705.466)
其他控制变量	√	√	√	√
省份固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
Constant	12.768** (6.160)	0.335 (0.831)	51910.399 (38411.664)	-49425.023 (41944.417)
R-squared	0.129	0.623	0.087	0.110
Observations	752	752	752	752

制定政府债务的余额管理和限额管理方法，提高债务资金的使用效率。