

财政扶贫资金审计与县域经济发展*

杨芳¹ 周文婷² 吴一平³ 李柯润³

摘要: 本文利用 2013—2018 年贫困县财政扶贫资金审计信息和县域宏观经济数据,研究了政府审计监督对贫困县经济发展的影响及其作用机理。研究结果表明,财政扶贫资金审计显著提高了贫困县的经济发展水平。促进财政扶贫资金的合规化使用,使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域,进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业转型升级是最主要的作用机制。进一步的异质性分析表明,在审计监督成本更低和营商环境更好的县域,财政扶贫资金审计促进县域经济发展的效应更强。本文的结论为更好地利用政府审计问责机制促进财政资金使用提质增效、防止脱贫地区规模性返贫以及巩固现有脱贫成果、促进县域经济发展提供了经验启发。

关键词: 财政扶贫资金审计 县域经济发展 贫困县 DID 模型

中图分类号: F812.7 **文献标识码:** A

一、引言

贫困问题一直是国内外理论界关注的重要话题,扶持贫困地区发展是众多发展中国家消除贫困的重要抓手。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央部署和安排了一系列重大政策,逐步形成了具有中国特色的扶贫开发体系,并取得了举世瞩目的扶贫成就(李静等,2020)。2020年底,中国农村贫困人口已全部脱贫,贫困县^①基本完成“摘帽”,消除了绝对贫困。然而,绝对贫困的消除并不意味着贫困问题的终结(汪三贵和孙俊娜,2021)。正如党的二十大报告明确指出的,需要“巩固拓展脱贫攻坚成果,增强脱贫地区和脱贫群众内生发展动力”^②。因此,如何提升脱贫地区自身的造血能力,进而实现脱贫县内生发展,有效衔接乡村振兴战略,已经成为中国政府和学术界亟待解决的

*本文研究得到中央高校基本科研业务费专项资金“千村调查项目”(编号:QCDC-2020-24)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。本文通讯作者:周文婷。

^①本文中的贫困县指中国在脱贫攻坚时期确定的国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县,目前皆已脱贫摘帽。为叙述方便,本文中依然称为“贫困县”。

^②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31页。

重要问题。

纵观已有研究，中国的脱贫奇迹引发了学术界的广泛讨论。主流经济学家认为，经济发展（Besley and Burgess, 2003）和公共财政（阎坤和于树一，2008）是减贫的内在动力和重要工具。但是，越来越多的研究发现，经济增长并不一定会惠及贫困群体（Ravallion and Chen, 2007），公共财政的再分配效应受到诸多挑战（Moreno-Dodson and Wodon, 2008）。典型的例子就是巴西和印度等国同样经历了经济快速发展和财政扶贫资金大规模投入，但脱贫成绩却远不及中国。因此，除了经济快速发展和大量的财政投入外，学者们开始从中国特色的国家治理体系视角探讨中国的脱贫奇迹。

一支文献聚焦于财政工具的减贫效应，这些财政工具包括减税政策（张楠等，2019）、低保政策（李晗和陆迁，2022）、有条件现金转移支付（郑晓冬等，2020）和不同类型的财政转移支付（马光荣等，2016）等。但是，现有研究更多是基于财政工具的输血效应进行分析，忽视了财政工具提高贫困地区造血能力的重要作用。实际上，只有提高贫困地区的造血能力，才能从根本上促进贫困地区长久发展。另一支文献强调了中国特色扶贫制度的重要性，包括从整体性治理的视角来剖析扶贫政策的效果（杨灿明，2021），以及精准扶贫政策的脱贫效应（周强，2021）。然而，鲜有文献从外部监督治理的视角进行分析，特别是分析财政扶贫资金审计监督的影响。事实上，财政扶贫资金能否发挥脱贫“助推剂”效果，很大程度上取决于扶贫资金能否合规使用。正如习近平总书记指出的，“要加强扶贫资金阳光化管理，加强审计监管，集中整治和查处扶贫领域的职务犯罪，对挤占挪用、层层截留、虚报冒领、挥霍浪费扶贫资金的，要从严惩处”^①。鉴于此，本文从财政扶贫资金审计（下文简称“扶贫审计”）的视角研究加强外部监督对县域经济发展的影响，这对于强化政府审计问责机制、促进财政资金使用提质增效、防止脱贫地区规模性返贫和巩固现有脱贫成果具有重要启发意义。

相较于已有研究，本文的贡献主要体现在以下两个方面：第一，本文拓展了财政减贫的系列研究。已有文献更多是对财政工具的输血效应进行分析，而财政工具的造血效应才是增强贫困地区内生发展动力的关键所在。与此同时，现有文献重点强调了制度安排对县域政府的激励作用，忽视了与公共权力制约监督相关的政府治理研究。本文以扶贫审计刻画财政扶贫资金的审计监督水平，探讨政府审计监督对贫困县经济发展的影响，并从产业扶贫提升贫困县造血能力的角度阐述其内在作用机制，拓展财政减贫的研究领域。第二，本文为利用中国特色制度优势促进乡村振兴提供理论依据和经验参考。面对经济下行和财政资金使用提质增效的双重压力，如何提高财政资金使用效率，推动经济高质量发展，以更好地带动脱贫地区发展，是当前乡村振兴所面临的重大课题。本文为全面地理解政府审计监督在提高财政资金使用效率，进而更好地利用制度优势来巩固拓展脱贫攻坚成果方面的功能提供理论依据和经验参考。

^①参见《审计署办公厅关于进一步加强扶贫审计促进精准扶贫精准脱贫政策落实的意见》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-05/28/content_5077640.htm。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

改革开放以来，中国扶贫治理取得了举世瞩目的成就。回顾中国扶贫发展道路，1994年以来先后三次制定扶贫开发攻坚规划，国家扶贫开发工作重点县的范围一共调整了三次，从1986年确定的331个县增加到2011年确定的592个县^①。除了国家扶贫开发工作重点县之外，2011年颁布实施的《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）》将连片特困地区也纳入了扶贫开发的主战场，并确定了680个连片特困地区县^②。其中，有440个连片特困地区县属于国家扶贫开发工作重点县。去除重叠县之后，2011年最终确定了包括国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县在内的832个贫困县。

虽然在不同的贫困治理阶段实施了不同的扶贫政策，但是这些政策产生效果都有一个共同的前提条件：财政扶贫资金的投入。作为贫困人群的“生命钱”，提高财政扶贫资金使用效率，有利于脱贫攻坚任务顺利完成。为贯彻落实党中央和国务院要求，坚决查处挤占挪用、截留和贪污扶贫资金的行为，2013—2018年间，审计署开展了四次专门针对贫困县的财政扶贫资金审计。

第一次扶贫审计发生在2013年4—5月，审计署抽查了包括云南省昌宁县在内的19个县（区），主要审计了2010—2012年财政扶贫资金分配、管理和使用情况。此次抽查的财政扶贫资金高达12.4亿元，占19个县（区）三年财政扶贫资金总投入的31.6%^③。第二次扶贫审计发生在2016年2—4月，审计署抽查了40个县（区）（包括26个贫困县），主要审计了2013—2015年财政扶贫资金管理和使用情况，并检查了有关主管部门履行扶贫相关资金分配管理职责情况。此次抽查的财政扶贫资金高达50.13亿元，占40个县（区）三年财政扶贫资金总投入的45.58%^④。第三次扶贫审计发生在2017年1—3月，审计署抽查了158个贫困县，主要审计了2016年扶贫政策措施落实和扶贫资金管理使用情况。此次抽查的财政扶贫资金高达336.17亿元，占158个贫困县同期财政扶贫资金总投入的44.05%^⑤。第四次扶贫审计发生在2018年1—3月，审计署抽查了145个贫困县，主要审计了2017年扶贫政策

^①资料来源：《国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县的认定》，https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art_50_23734.html。

^②资料来源：《中共中央 国务院印发〈中国农村扶贫开发纲要（2011—2020年）〉》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2011/content_2020905.htm；《国家扶贫开发工作重点县和连片特困地区县的认定》，https://nrra.gov.cn/art/2013/3/1/art_50_23734.html。

^③资料来源：《2013年第31号公告：审计署关于19个县2010年至2012年财政扶贫资金分配管理和使用情况的审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c63641/content.html>；《[解读]19个国家扶贫开发工作重点县财政扶贫资金审计结果公告答记者问》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c40849/content.html>。

^④资料来源：《2016年第7号公告：审计署关于40个县财政扶贫资金的审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c84959/content.html>。

^⑤资料来源：《2017年第6号公告：158个贫困县扶贫审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c97001/content.html>。

落实情况和扶贫资金管理使用情况，抽查的财政扶贫资金高达 625.85 亿元^①。

四次扶贫审计结果表明，扶贫开发工作取得了明显成效，贫困地区生产生活条件得到了有效改善。但是，贫困县在扶贫资金管理使用方面仍然存在一定的问题，比如虚报冒领扶贫资金或扶贫贷款、扶贫资金被挤占挪用、扶贫资金管理和使用不够规范、扶贫资金闲置和部分人员涉嫌贪污扶贫资金等。针对每一次审计查出的问题，审计署和地方审计机关不仅会出具审计报告，提出审计意见，要求地方政府在有效期内进行整改并公示，还会进一步部署未来的扶贫审计工作，这对于推动扶贫资金阳光化管理具有重要意义。以第四次扶贫审计为例，第四次扶贫审计查出的违规金额占总抽查金额的 6.35%，较 2016 年下降了 1.6 个百分点^①。

（二）理论分析

为了实现区域平衡发展，达到共同富裕的目标，中央政府不断加大对地方政府特别是贫困县的转移支付规模。如何合理合法地使用转移支付资金，使其更好地服务于贫困县经济发展，一直是区域政策研究领域的重要议题（孙志燕和侯永志，2019）。

1. 贫困县财政自主权与监督机制不匹配产生了财政违规行为。分税制改革以来，政府间的财政收入权和税收征管权逐级上移（范子英和赵仁杰，2020），但地方政府承担的“事权”并没有相应减少，使得在一定时期内地方政府财政收支缺口呈现大幅扩张趋势（郭庆旺，2019）。虽然中央政府通过对地方政府的转移支付实现了财政再分配，但部分地方政府尤其是贫困县政府的财政自给能力低下，仍长期陷于财政困境。党的十八大之后，中国的扶贫治理进入精准扶贫发展阶段。在精准扶贫政策下，“中央统筹、省负总责、市县抓落实”的管理体制使得县级政府承担着脱贫攻坚的主体责任。同时，在统筹整合贫困县涉农资金的政策下，中央政府和省级政府将财政资金的审批管理权限下移给县级政府，极大地提高了贫困县的财政自主权（汪三贵和钟宇，2021）。贫困县财政自主权的提升，一方面赋予了贫困县更大的自由裁量权，极大地调动了具有本地信息优势的县域政府的工作积极性，提高了财政资金的使用效率；另一方面，在缺乏外部监督的情况下，财政自主权的提升也可能产生财政资金滥用的问题，进而影响贫困县经济发展。

在精准扶贫政策下，贫困县考核激励的“裁判员”以省级政府为主，在贫困县提出申请后，市级政府首先进行初始评估，在此基础上省级政府统一组织第三方机构进行专项审查。虽然第三方机构与贫困县之间没有行政隶属关系，但其受聘于地方政府，本质上仍与地方政府有着紧密关系，并不能有效解决地方政府既是“运动员”又是“裁判员”的问题。在这种约束机制较弱的情况下，可能会导致更多的扶贫资金投入非扶贫领域。首先，由于消耗性支出不仅可以满足官员个人的在职消费，还可以通过贿赂等方式获得其他同僚甚至是上级官员的政治支持或者包庇（马光荣等，2016），因此贫困县政府有激励改变转移支付资金的使用用途，增加消耗性支出。其次，根据《中共中央组织部 国务院扶贫办关于脱贫攻坚期内保持贫困县党政正职稳定的通知》，贫困县党政正职在完成脱贫任务前原则上不得调离；脱贫攻坚期间，表现特别优秀、实绩特别突出的贫困县党政正职，可提拔担任上一级领

^①资料来源：《2018 年第 46 号公告：145 个贫困县扶贫审计结果》，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/c123562/content.html>。

导职务，但仍要继续兼任现职，并把主要精力放在脱贫工作上^①。虽然这种贫困县“党政干部冻结”模式可以有效防止追求任期政绩导致的考核激励异化问题，但也可能因条件艰苦和任期过长削弱党政干部的工作积极性，使得他们在扶贫工作中产生懈怠心理，导致扶贫资金闲置。无论贫困县将扶贫资金用于消耗性支出还是闲置扶贫资金，都会减少用于扶贫领域的资金规模。最后，与上级政府相比，贫困县政府更具有本地信息优势，倾向于将转移支付资金分配到投资效率更高的非扶贫生产领域，进而产生财政违规行为，但是这种违规行为可能会促进贫困县的经济增长^②。

总的来说，贫困县财政自主权与监督机制不匹配可能会使得贫困县减少用于扶贫领域的资金规模和增加用于非扶贫生产领域的资金规模，这种扶贫资金的违规使用行为会影响贫困县经济发展水平。

2. 扶贫审计规范贫困县财政支出行为。为了缓解转移支付资金违规使用问题，加强贫困县转移支付资金阳光化管理，除了第三方机构评估外，中央政府还建立了自上而下的监督机制，通过纪委、审计等专职机构开展监督活动。特别地，作为最具独立性和权威性的监督机构之一，审计署持续开展专门针对贫困县的财政扶贫资金审计。

从扶贫审计的监督性质来看，扶贫审计能够通过合理安排审计监督主体和方式保证审计监督的独立性。在审计监督主体方面，扶贫审计由审计署统一部署，并组织审计特派办和省审计厅进行审计。这意味着，审计监督主体不仅包括各级审计机关，还包括审计署和审计特派办的审计人员。多元化的审计主体保证了审计监督的独立性。在审计监督方式方面，扶贫审计按照“统一组织领导，统一工作方案、统一处理原则”的要求，采用“上审下”“直接审”等多种方式开展审计工作，进一步提高了审计质量。此外，按照《党政领导干部选拔任用工作条例》的规定，选拔任用党政领导干部，必须把政治标准放在首位^③。而脱贫攻坚属于治国理政的重要政治任务，其成效被作为选拔干部的重要依据（吕普生，2021）。扶贫审计能够对贫困县的财政收支行为进行有效监督，一旦发现违法违规线索就会移交给纪检监察机关进行调查处理，进而对领导干部选拔实施“一票否决”。这种将审计结果与干部选拔挂钩的做法强化了审计监督的威慑性。兼具独立性和威慑性的扶贫审计监督有助于纠正贫困县财政转移支付资金违规使用的问题，减少用于非扶贫领域的资金规模，增加用于扶贫领域的资金规模。

从扶贫审计的内容来看，主要聚焦在扶贫的“精准”“安全”和“绩效”三个方面，具体表现为扶贫政策是否落实、扶贫资金管理是否合理合规和扶贫项目是否具有效益。中国的扶贫策略以产业扶贫为主，即通过激发企业在贫困地区投资的积极性和大力扶持本地企业，鼓励产业发展，吸纳贫困群体就业，增强贫困人口自我发展能力。审计扶贫政策的精准性，有利于更多的财政转移支付资金用于扶贫产业；审计扶贫资金管理的安全性，有利于减少财政转移支付资金被套取、闲置或滞留等情况，使更多的扶贫资金被用于产业扶贫；审计扶贫项目的效益，有利于扶贫项目更贴近本地实际情况、扶

^①参见《中共安徽省委组织部 安徽省扶贫开发领导小组办公室转发〈中共中央组织部 国务院扶贫办关于脱贫攻坚期内保持贫困县党政正职稳定的通知〉的通知》，<https://www.fy.gov.cn/openness/detail/content/5f8d4e4b7f8b9a425a8b457a.html>。

^②财政违规行为主要指不按照规定使用财政资金。政府审计为合规性审计，即审查政府行为是否符合规定。

^③参见《中共中央印发〈党政领导干部选拔任用工作条例〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2019-03/17/content_5374532.htm。

贫产业更加科学合理，增强产业扶贫的支撑保障作用。与此同时，扶贫产业的造血能力不断增强，将持续带动本地企业发展，使得企业数量不断增多，雇佣的本地劳动力也不断增加，推动地区产业转型升级，提高贫困县的经济发展水平。

总的来说，扶贫审计可以通过促进财政扶贫资金的合规化使用，减少用于非扶贫领域的资金规模，使得更多的扶贫资金被用于扶贫领域中，最终影响到贫困县的经济发展水平。具体来说，一方面，扶贫审计减少了贫困县扶贫资金被用于消耗性支出的规模和出现闲置的情况，使得更多的扶贫资金投入产业扶贫领域，再通过扶贫产业的造血效应带动本地产业发展，进而提高县域经济发展水平；另一方面，扶贫审计减少了扶贫资金投入非扶贫生产领域的规模，当这些生产领域的财政资金使用效率高于扶贫产业时，扶贫审计可能不利于县域经济整体发展。扶贫审计影响县域经济发展的理论机制如图 1 所示。

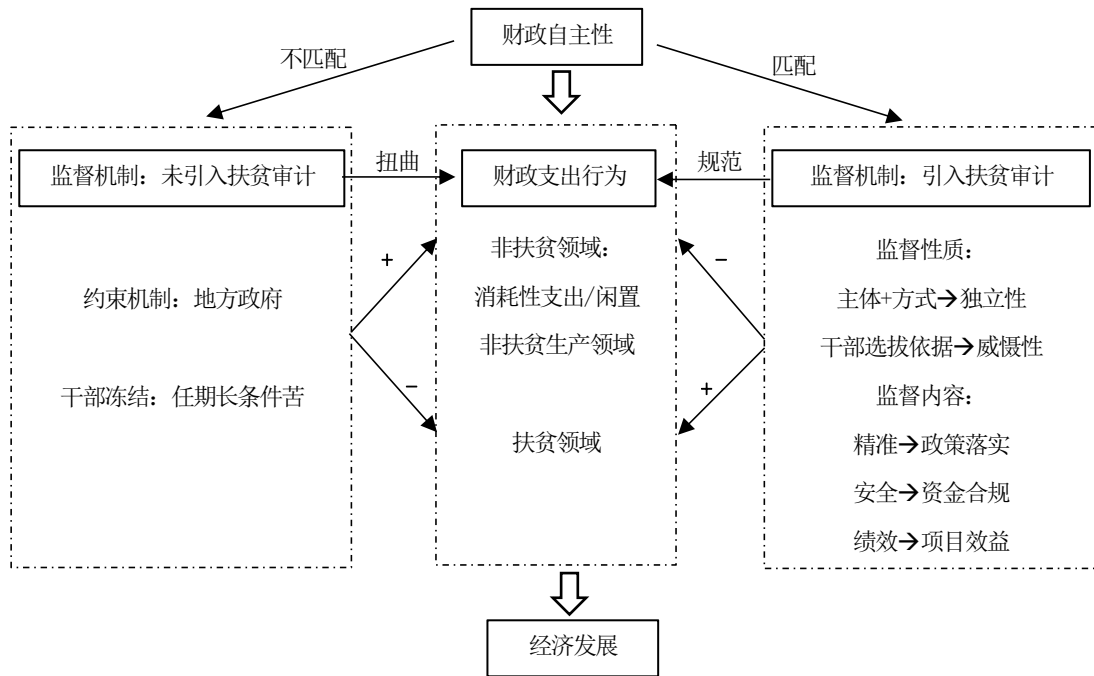


图1 理论分析框架图

三、实证设计

(一) 变量定义与数据来源

1.被解释变量：经济发展水平。夜间灯光数据逐渐被作为经济发展水平的代理变量引入经济学研究框架（王贤彬和黄亮雄，2018）。与地区生产总值数据相比，夜间灯光数据不会受到制度和人为因素的干扰，能够缓解地区生产总值数据的统计偏误问题。基于此，本文借鉴范子英等（2016）的做法，采用县域平均夜间灯光亮度（取对数）度量经济发展水平。夜间灯光越亮，表明县域经济发展水平越高。夜间灯光数据来源于 Chen et al.（2021）公布在 Harvard Dataverse 的 tif 格式数据，并通过进一步处理汇总得到中国县域灯光亮度的 stata 格式数据。

2.核心解释变量：扶贫审计。本文认为，扶贫审计的审计监督效应将在未来一定时间内长期存在。究其原因，主要有以下两个方面：其一，与其他监管政策类似，扶贫审计也实施了“回头看”，即同一个贫困县可能在不同年份被多次审计；其二，与其他监管政策不同，扶贫审计的“回头看”在时间和对象选择上具有随机性，即“回头看”可能发生在任何一次扶贫审计之中以及只会随机选取部分审计对象“回头看”。这种具备随机性的“回头看”保证了扶贫审计的威慑效应。此外，党的十八大以来，中央高度重视脱贫攻坚工作，将其摆在了治国理政的重要位置。特别是将扶贫审计结果与领导干部选拔挂钩这种制度安排，进一步强化了扶贫审计的威慑效应。鉴于此，本文对扶贫审计变量定义如下：如果该县被扶贫审计，则被审计当年及之后年份取值为1，其他情况取值为0。扶贫审计数据来源于审计署公布的2013—2018年的扶贫审计结果公告及解读^①。

3.机制变量。扶贫审计影响贫困县经济发展的潜在机制主要包括增加产业扶贫领域的扶贫资金规模带来的正向效应和减少更高效的非扶贫生产领域的扶贫资金规模带来的负向效应。由于无法获得相关数据来判断投入非扶贫生产领域的扶贫资金是否更高效，因此本文仅从理论上探讨这一负向效应，重点从实证上验证前一条机制的正向效应。为了识别上述作用机制，本文先使用2019年上海财经大学“千村调查”项目的入村调查数据^②进行验证，再使用县域层面的宏观数据提供进一步佐证。具体来说，微观层面包括四个机制变量：转移支付规模、生产性投资补贴、产业扶贫和对村办企业的投资。根据问卷中“2018年本村最有效的扶贫措施是什么”题项定义产业扶贫变量，当最有效的扶贫措施为产业扶贫时，产业扶贫变量取值为1，否则取值为0。根据问卷中“本村获得转移性收入”“村庄的生产性投资和补贴”和“对村办企业的投资”题项定义其他机制变量，且都在原值的基础上加1取对数。宏观层面包括两个机制变量：贫困县工业企业数量和第二产业占比。贫困县工业企业数量变量采用县域规模以上工业企业单位数度量，对原值取对数；第二产业占比变量采用县域第二产业增加值占地区生产总值的比重度量。宏观层面的原始数据来源于《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2013—2020年，历年）。

4.控制变量。在基准模型中，本文控制了各种可能影响扶贫审计概率的经济特征变量和地理特征变量。对于经济特征变量，本文控制了2011年贫困县认定范围调整之前各县的经济特征变量，主要包括：2010年经济发展水平，采用县域人均地区生产总值度量；2010年工业发展水平，采用县域工业增加值度量；2010年预算收入规模和预算支出规模，采用县域一般公共预算收入和一般公共预算支出度量；上述变量都对原值取对数。需要说明的是，扶贫审计的作用可能会受到贫困县获得的扶贫资金规模的影响。由于政府部门没有公开扶贫资金规模的相关信息，本文借鉴马光荣和孟源祯（2022）的研究，通过控制一般公共预算收入和一般公共预算支出来缓解扶贫资金规模的影响。经济特征变量的相关数据均来源于2011年《中国县域统计年鉴（县市卷）》。

^①资料来源：中华人民共和国审计署网站，<https://www.audit.gov.cn/n5/n25/index.html>。

^②上海财经大学“千村调查”项目采用随机抽样定点调查和学生返乡调查相结合的方法，并非追踪数据，且只有2019年调查涉及较多关于贫困县的问题，因此，本文仅使用了2019年的调查数据。

对于地理特征变量，参考 Li et al. (2019) 的做法，本文控制了县域平均坡度和县域到省会城市距离。县域平均坡度采用中国县域陆地地形起伏度的均值度量；县域到省会城市距离采用县域到省会城市的直线距离度量，对原值取对数。此外，为了排除上一轮贫困县认定以及不同类型贫困县的影响，本文进一步控制了 2001 年国家扶贫开发工作重点县和 2011 年国家扶贫开发工作重点县两个变量。2001 年国家扶贫开发工作重点县变量的度量方式如下：如果该县在 2001 年被认定为国家扶贫开发工作重点县，则该变量取值为 1，否则取值为 0。2011 年国家扶贫开发工作重点县变量的度量方式如下：如果该县在 2011 年被认定为国家扶贫开发工作重点县，则该变量取值为 1，否则取值为 0。县域坡度数据来源于 You et al. (2018) 的测算结果，县域到省会城市的直线距离数据利用中国行政区划矢量数据计算得到，2001 年国家扶贫开发工作重点县名单来源于 2002 年《中国农村贫困监测报告》，832 个贫困县名单来源于国家乡村振兴局网站^①。

在机制检验模型中，借鉴吴一平等 (2022) 的方法，本文控制了一系列村庄层面的控制变量和县域经济特征变量。村庄层面的控制变量包括村庄经济发展水平、村庄常住人口、村庄耕地占比、村庄性别比、村庄中小学人口占比、村支书性别、村支书年龄；县域经济特征变量包括 2018 年经济发展水平、2018 年产业结构和 2018 年地区金融发展水平。此外，由于县域层面获得的转移支付规模在很大程度上会影响所辖村庄获得的转移支付规模，再加上当贫困县被审计发现存在闲置资金时，可能会导致下一年度获得的转移支付规模下降，本文考虑在机制检验模型中控制县域层面获得的转移支付规模，并用一般公共预算收入和一般公共预算支出作为其代理变量，以缓解转移支付规模不同可能带来的差异化影响。村庄层面控制变量的数据来源于 2019 年上海财经大学“千村调查”项目的入村调查数据，县域经济特征变量的数据来源于 2019 年《中国县域统计年鉴（县市卷）》。

（二）样本选择与描述性统计

鉴于贫困县与非贫困县在经济发展模式、经济发展水平、获得的财政转移支付规模等方面存在本质区别，且扶贫审计主要是针对贫困县，因此，本文将研究样本限定在贫困县范围内。中国贫困县名单于 2011 年进行了第三次调整，而第一次扶贫审计时间在 2013 年，因此本文的贫困县样本只包括根据 2011 年颁布实施的《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》确定的 832 个贫困县，并将基准模型的样本时间限定在 2012—2019 年。由于灯光数据和县域统计年鉴的部分指标存在缺失，本文最终获得 780 个贫困县 8 年的平衡面板数据。对于微观调查数据，由于 2019 年“千村调查”问卷收集的是截面数据，本文仅考虑 2018 年扶贫审计的影响，并将样本限定为 2017 年仍未脱贫的贫困县，最终获得 187 个村的调查数据。主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表1 变量定义及描述性统计结果

| 变量类别 | 变量名称 | 变量定义 | 观测值 | 平均值 | 标准差 |
|-------|--------|------------|------|------|------|
| 被解释变量 | 经济发展水平 | 县域平均夜间灯光亮度 | 6240 | 0.12 | 0.47 |

^①资料来源：《国家扶贫开发工作重点县名单》，https://nrta.gov.cn/art/2012/3/19/art_343_42.html；《关于公布全国连片特困地区分县名单的说明》，https://nrta.gov.cn/art/2012/6/14/art_343_41.html。

表1 (续)

| 核心解释变量 | 扶贫审计 | 贫困县在被审计当年及以后年份=1, 其他情况=0 | 6240 | 0.13 | 0.34 |
|--------|------------------|--|------|------------|------------|
| 机制变量 | 转移支付规模 | 2018年村庄获得上级的转移性收入(万元) | 180 | 991.52 | 7466.34 |
| | 生产性投资补贴 | 2018年村庄生产性投资和补贴规模(万元) | 181 | 1.50 | 3.19 |
| | 产业扶贫 | 2018年村庄最有效的扶贫措施:产业扶贫=1,其他=0 | 187 | 0.52 | 0.50 |
| | 对村办企业的投资 | 2018年村庄对村办企业投资规模(万元) | 161 | 16.98 | 75.21 |
| | 贫困县工业企业数量 | 县域内规模以上工业企业单位数(个) | 5375 | 38.91 | 43.31 |
| | 第二产业占比 | 县域第二产业增加值占地区生产总值的比重 | 5176 | 0.35 | 0.14 |
| 控制变量 | 2010年经济发展水平 | 2010年县域人均地区生产总值(元) | 5296 | 23162.79 | 15959.43 |
| | 2010年工业发展水平 | 2010年县域工业增加值(万元) | 5280 | 136667.87 | 171957.69 |
| | 2010年预算收入规模 | 2010年县域一般公共预算收入(万元) | 5837 | 45233.42 | 47414.90 |
| | 2010年预算支出规模 | 2010年县域一般公共预算支出(万元) | 5847 | 246309.09 | 146902.48 |
| | 县域平均坡度 | 县域陆地地形起伏度(米) | 6176 | 1.44 | 0.63 |
| | 县域到省会城市距离 | 县域到省会城市的直线距离(千米) | 6240 | 293.30 | 213.61 |
| | 2001年国家扶贫开发工作重点县 | 在2001年被认定为国家扶贫开发工作重点县:是=1,否=0 | 6240 | 0.67 | 0.46 |
| | 2011年国家扶贫开发工作重点县 | 在2011年被认定为国家扶贫开发工作重点县:是=1,否=0 | 6240 | 0.63 | 0.48 |
| | 村庄经济发展水平 | 村庄经济发达程度在县域内的水平:上等=5,中上等=4,中等=3,中下等=2,下等=1 | 187 | 2.77 | 0.95 |
| | 村庄常住人口 | 2018年村庄常住人口(人) | 187 | 2365.17 | 4123.20 |
| | 村庄耕地占比 | 2018年村庄耕地面积占村庄土地总面积比重 | 187 | 0.19 | 0.23 |
| | 村庄性别比 | 2018年村庄男性常住人口占常住人口比重 | 187 | 0.51 | 0.07 |
| | 村庄中小学人口占比 | 2018年村庄中小学学历人口占常住人口比重 | 187 | 0.40 | 0.26 |
| | 村支书性别 | 2018年村支书性别:男=1,女=0 | 187 | 0.89 | 0.30 |
| | 村支书年龄 | 2018年村支书年龄(岁) | 187 | 48.99 | 8.53 |
| | 2018年经济发展水平 | 2018年县域地区生产总值(万元) | 187 | 1198248.45 | 750381.19 |
| | 2018年产业结构 | 2018年县域第一产业增加值与第二产业增加值的比值 | 187 | 0.73 | 0.55 |
| | 2018年地区金融发展水平 | 2018年县域居民储蓄存款余额(万元)和年末金融机构各项贷款余额(万元)之和 | 187 | 2330245.81 | 1440814.37 |

注: 经济发展水平、转移支付规模、生产性投资补贴、对村办企业的投资、贫困县工业企业数量、2010年经济发展水平、2010年工业发展水平、2010年预算收入规模、2010年预算支出规模、县域平均坡度、县域到省会城市距离、村庄常住人口、村支书年龄、2018年经济发展水平、2018年地区金融发展水平在表中展示的是原值, 在下文回归分析中用的是对数值。

(三) 模型设定

1. 基准模型。本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法, 使用“渐进式”的双重差分法 (difference-in-differences, 简称 DID) 进行检验, 基准模型设定如下:

$$Gdp_light_{ct} = \beta_0 + \beta_1 Audit_poor_{ct} + (Z_c \times time_{ct})' \varphi + (Z_c \times trend)' \pi + prov_p \times trend + \alpha_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

$$Audit_poor_{ct} = treated_c \times time_{ct} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中: Gdp_light_{ct} 表示县域 c 在 t 年的经济发展水平。 $Audit_poor_{ct}$ 表示贫困县 c 在 t 年是否被扶贫审计。此外, 根据“渐进式” DID 模型的设定, $Audit_poor_{ct}$ 可表示为贫困县是否被扶贫审计 ($treated_c$) 和贫困县被扶贫审计时间 ($time_{ct}$) 的交互项。其中, 当贫困县为被审计的对象时, $treated_c$ 取值为 1, 否则取值为 0; 当处于贫困县被审计当年及以后年份时, $time_{ct}$ 取值为 1, 否则取值为 0。 Z_c 为一系列控制变量。 $trend$ 为时间趋势变量, 用当年年份与样本开始之前年份 (2011 年) 的差值度量。由于控制变量均为截面数据, 本文借鉴 Li et al. (2016) 的做法, 在模型中分别加入了控制变量与政策冲击时间变量 ($time_{ct}$) 和时间趋势变量 ($trend$) 的交互项。这种处理方式, 一方面可以将截面数据转换为面板数据进行分析, 另一方面可以缓解这些影响因素在贫困县被审计前后对县域经济发展水平的不同影响以及在不同年份对县域经济发展水平的不同影响。此外, $prov_p \times trend$ 表示省份 p 的固定效应与时间趋势的交互项, 可以控制不同省份不同年份的政策效应。 α_c 和 λ_t 分别表示县域固定效应和时间固定效应, φ 和 π 分别表示两个交互项的系数, β_0 为截距项, ε_{ct} 表示随机误差项。本文最关心的是系数 β_1 , 它捕捉了扶贫审计对贫困县经济发展水平的影响。

2. 机制检验模型。根据前文的理论分析, 本文构建了如下机制检验模型:

$$Mechanism_v = \Omega_0 + \Omega_1 Audit_poor_c + \varrho X_v + \phi U_c + \varepsilon_v \quad (3)$$

(3) 式中: $Mechanism_v$ 表示村庄 v 的机制变量, $Audit_poor_c$ 表示贫困县 c 是否被扶贫审计。 X_v 表示一系列村庄控制变量, U_c 表示一系列县域经济特征变量, ϱ 和 ϕ 分别表示村庄控制变量和县域经济特征变量的系数, Ω_0 表示截距项, ε_v 表示随机误差项。本文关心的系数为 Ω_1 , 它捕捉了扶贫审计影响贫困县经济发展的作用机制。

四、回归结果

(一) 基准回归结果

表 2 报告了扶贫审计对县域经济发展水平影响的基准回归结果。结果显示, 扶贫审计的估计系数至少在 5% 的统计水平上显著。(1) 列的回归中仅纳入了扶贫审计变量, 结果显示, 当审计监督力量越大时, 县域经济发展水平越高。(2) 列和 (3) 列逐步加入各类控制变量和固定效应, 结果显示,

扶贫审计变量依然显著，且系数为正，表明扶贫审计确实提高了贫困县的经济水平。这说明，相较于减少更高效的非扶贫生产领域支出带来的负向效应，扶贫审计更多地表现为增加产业扶贫领域的资金规模带来的正向效应。

表2 基准回归结果

| 变量 | (1) | | (2) | | (3) | |
|-------------------------|-----------|--------|----------|--------|------------|--------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 扶贫审计 | 0.0444*** | 0.0077 | 0.0113** | 0.0049 | 0.5850*** | 0.1164 |
| 2010年经济发展水平×政策冲击时间 | | | | | -0.0418*** | 0.0106 |
| 2010年工业发展水平×政策冲击时间 | | | | | 0.0303 | 0.0328 |
| 2010年预算收入规模×政策冲击时间 | | | | | -0.0768 | 0.1427 |
| 2010年预算支出规模×政策冲击时间 | | | | | -0.0645** | 0.0255 |
| 县域平均坡度×政策冲击时间 | | | | | -0.0487*** | 0.0077 |
| 县域到省会城市距离×政策冲击时间 | | | | | -0.0207** | 0.0087 |
| 2001年国家扶贫开发工作重点县×政策冲击时间 | | | | | -0.0052 | 0.0244 |
| 2011年国家扶贫开发工作重点县×政策冲击时间 | | | | | 0.0002 | 0.0222 |
| 控制变量×时间趋势 | 未控制 | | 未控制 | | 已控制 | |
| 省份×时间趋势 | 未控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 县域固定效应 | 未控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| 时间固定效应 | 未控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| R ² | 0.0157 | | 0.8874 | | 0.8813 | |
| 观测值 | 6240 | | 6240 | | 5280 | |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中的标准误为聚类到县域层面的稳健标准误。

(二) 动态效应检验

为保证基准回归结果的稳健性，本文结合事件研究法检验扶贫审计的动态效应，具体计量模型设定如下：

$$Gdp_light_{ct} = \beta_0 + \sum_{k=-6}^4 m_k Audit_poor_{ct}^k + (Z_c \times time_{ct})' \varphi + (Z_c \times trend)' \pi + prov_p \times trend + \alpha_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

(4) 式将 (1) 式中的 $Audit_poor_{ct}$ 用一组虚拟变量 $Audit_poor_{ct}^k$ 代替，其取值方式为：如果当前年份与贫困县被审计年份之间的差值为 k 时取值为 1，否则取值为 0。具体来说， $k=0$ 表示贫困县被审计的当年， $k=-1$ 表示贫困县被审计的前一年， $k=1$ 表示贫困县被审计的后一年，以此类推。其他变量含义与 (1) 式相同。本文选择贫困县最早被审计年份 ($k=-6$) 作为基期，图 2 展示了在 95% 显著性水平下 (4) 式的估计系数 m_{-5}, \dots, m_4 。

如图 2 所示，在扶贫审计之前，核心解释变量的估计系数没有显著异于 0，说明模型满足平行趋

势假定^①。在扶贫审计之后，贫困县的经济发展水平显著提高，说明在当前审计制度下，扶贫审计对县域经济发展产生了动态长期影响。上述结果不仅为 DID 模型识别策略的有效性提供了证据，而且证明了与其他“走过场”“一次性”的“运动式”治理策略不同，扶贫审计具有持久的监督效应。

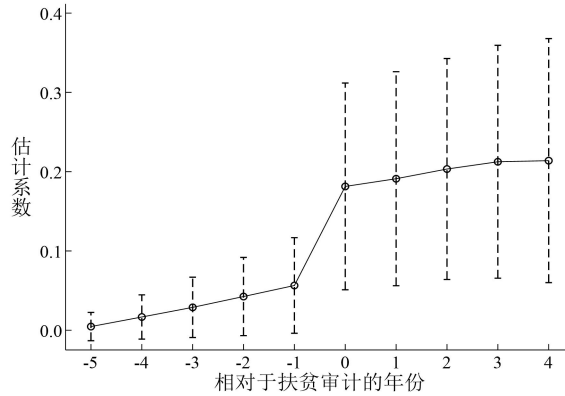


图2 扶贫审计对县域经济发展影响的动态效应

(三) 安慰剂检验

为了排除不可观测因素对回归结果的影响，借鉴 La Ferrara et al. (2012) 的方法，本文通过将审计的贫困县随机分配的思路来进行安慰剂检验。图 3 是进行 500 次重复随机分配回归得到的虚拟回归系数的密度分布图。从图中可以发现，系数估计值集中在 0 附近，整体呈现正态分布，表明随机构造的虚拟扶贫审计对县域经济发展没有影响。同时，基准回归中核心解释变量的估计系数为 0.5850，位于整个虚拟系数分布之外，说明扶贫审计对县域经济发展的影响并非由其他不可观测因素推动。

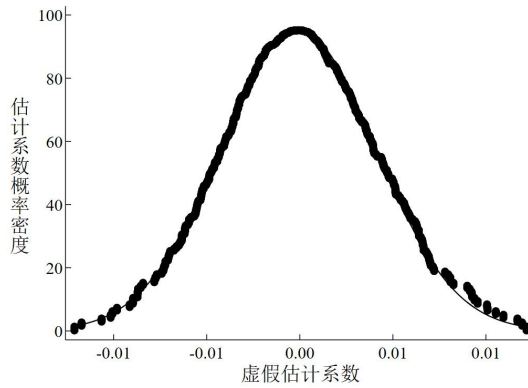


图3 扶贫审计对县域经济发展影响的安慰剂检验

^①从图 2 可以发现，在贫困县被审计之前，核心解释变量的估计系数呈现不断上升的态势，这可能会产生一种担忧：贫困县经济增长可能源于一些不可观测因素，而非扶贫审计。对于这一问题，本文从以下四个方面进行说明：其一，核心解释变量的估计系数均不显著异于 0，不具有统计意义；其二，本文采用随机分配的方法进行安慰剂检验，排除了不可观测因素的影响；其三，本文尝试排除扶贫审计的预期效应；其四，本文采用异质性稳健 DID 模型重新估计后，发现动态效应估计结果与图 2 基本一致。

(四) “渐进式”双重差分法的适用性探讨

为了排除“渐进式”DID产生的负权重问题，本文采用两种方式进行检验。

Goodman-Bacon (2021) 指出，如果前期受到政策冲击的样本较少，或者存在大量从未受到政策冲击的样本时，负权重并不会产生很严重的问题。鉴于此，借鉴 Liu et al. (2022) 的方法，本文绘制了扶贫审计的处理状态图（见图4）。从图4可以发现，在本文研究中，不仅存在大量从未受到政策冲击的样本（底部竖线区域），而且在前期受到政策冲击的样本较少（2012—2016年的圆点区域）。这意味着，负权重问题并不会对本文的研究结果产生严重影响。

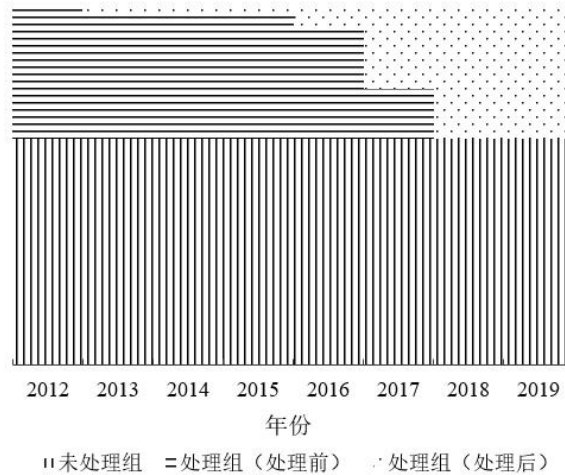


图4 扶贫审计的处理状态图

本文进一步对 DID 估计结果进行分解。参考 Goodman-Bacon (2021) 的做法，本文将估计结果分解成三类子样本平均处理效应的加权平均值。其中，三类子样本的处理组和控制组分别为：“较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组”“较早接受处理组 vs 较晚接受处理组”和“较晚接受处理组 vs 较早接受处理组”。前两类子样本并不会扭曲估计结果，而在第三类子样本中，由于控制组的结果变量中已经包括了处理效应，当其权重较大时，在很大程度上会影响估计结果的无偏性。表3 报告了 Bacon 分解结果，结果显示，不会扭曲估计结果的两类子样本权重高达 95.11%，特别是“较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组”这类子样本的权重高达 88.92%，且其估计系数绝对值远大于其他两组。相反，可能造成估计结果有偏的“较晚接受处理组 vs 较早接受处理组”子样本的权重仅为 4.89%，其估计系数也远小于 0.0124。这说明，本文的估计结果并没有受到负权重问题的严重影响，再次验证了基准回归结果的稳健性。

表3 Bacon分解结果

| 不同子样本的 DID 分组 | 估计系数 | 权重 |
|---------------------|--------|--------|
| 较早或较晚接受处理组 vs 从未处理组 | 0.0124 | 0.8892 |
| 较早接受处理组 vs 较晚接受处理组 | 0.0000 | 0.0619 |
| 较晚接受处理组 vs 较早接受处理组 | 0.0002 | 0.0489 |

五、进一步探讨

(一) 机制检验

为了进一步验证扶贫审计更多地表现为经济增长效应，本文对扶贫审计使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域这一正向理论机制进行检验。表4报告了机制检验模型的回归结果。(1)列和(2)列的估计结果显示，扶贫审计显著提高了县域所辖村庄获得的转移支付规模，增加了生产性投资补贴。这一结果说明，扶贫审计缓解了贫困县转移支付资金的闲置情况，增加了以生产性投资补贴为代表的生产性支出规模。由于数据限制，本文无法区分生产性投资补贴的产业是否属于扶贫产业，也就无法为扶贫资金用于扶贫产业提供直接且充分的证据。进一步地，本文直接检验扶贫审计是否会使得产业扶贫更有效。(3)列结果显示，在被扶贫审计的贫困县所辖村庄，产业扶贫成为村庄最有效的扶贫措施，再次证明扶贫审计提高了产业扶贫效率。产业扶贫的有效措施之一是把更多的扶贫资金用于促进当地企业发展，调动企业的生产积极性，为当地居民提供更多的就业岗位。对此，本文检验扶贫审计是否能够促进对本村企业的投资。(4)列结果显示，在被扶贫审计的贫困县所辖村庄，村办企业能够获得更多的资金支持，为产业扶贫的有效性提供了相对充足的证据。

上述微观层面的机制分析已经初步证明扶贫审计的产业扶贫效应，但是产业扶贫是否会带来贫困县经济增长还有待进一步证明。如果确实如理论分析部分所述，扶贫产业的造血效应带动了本地产业转型升级，进而提高了县域经济发展水平，那么预期在宏观层面将看到工业企业的数量增加、第二产业占比提高。鉴于此，本文进一步考察扶贫审计对贫困县工业企业数量和第二产业占比的影响。表4的(5)~(8)列报告了宏观层面机制检验的回归结果，结果显示，扶贫审计确实增加了贫困县工业企业数量，提高了第二产业占比，且工业企业数量增加和第二产业占比提升促进了贫困县经济发展，这进一步证明了扶贫审计通过促进财政扶贫资金的合规化使用，使得更多扶贫资金用于产业扶贫领域，进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业转型升级的正向理论机制。

表4 扶贫审计影响县域经济发展机制的检验结果

| 变量 | (1) 转移支付 规模 | (2) 生产性 投资补贴 | (3) 产业扶贫 | (4) 对村办企业 投资 | (5) 贫困县工业 企业数量 | (6) 第二产业 占比 | (7) 经济发展 水平 | (8) 经济发展 水平 |
|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 扶贫审计 | 1.7379** (0.8642) | 1.3835* (0.7453) | 0.1824* (0.0981) | 0.7607* (0.4827) | 1.3411** (0.6594) | 0.3524*** (0.1043) | 0.3394*** (0.1250) | 0.4695*** (0.1075) |
| 扶贫审计×贫困县工 业企业数量 | | | | | | | 0.0197*** (0.0045) | |
| 扶贫审计×第二产业 占比 | | | | | | | | 0.1111*** (0.0275) |
| 村庄控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 |
| 县域控制变量×时间 趋势 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

表4 (续)

| | | | | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 县域控制变量×政策冲击时间 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份×时间趋势 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 时间固定效应 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 未控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.0819 | 0.0974 | 0.1777 | 0.1558 | 0.9554 | 0.8881 | 0.8824 | 0.9111 |
| 观测值 | 164 | 166 | 187 | 161 | 5008 | 4620 | 5008 | 4620 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②（1）～（4）列括号内为聚类到村庄层面的稳健标准误，（5）～（8）列括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。

（二）竞争性假说

为了保证研究结论的可靠性，本文通过分组回归的方法进一步排除转移支付规模的影响，进而为扶贫审计确实在贫困县经济发展中发挥重要作用提供进一步的支撑。从理论上分析，位于不同区位或者不同类型的贫困县获得的转移支付规模不同。位于相对发达地区的贫困县，获得的转移支付规模相对小。在县域经济发展过程中，如果转移支付规模发挥了主导作用，那么扶贫审计对位于相对发达地区的贫困县的影响可能不显著；相反，如果扶贫审计发挥了主导作用，规范了所有地区贫困县的财政支出行为，那么扶贫审计对位于相对发达地区的贫困县也会产生显著影响。鉴于此，本文按照地区区位和地区类型分别将贫困县分为东、中、西部的贫困县和是否为资源枯竭地区的贫困县。其中，资源枯竭城市名单来源于国务院批准的69个城市^①。表5汇报了不同组别样本的回归结果，结果显示，不管贫困县位于哪种区位或属于哪种类型，扶贫审计均显著提升了县域经济发展水平。这说明，相较于转移支付规模，扶贫审计发挥了更加重要的作用。

表5 基于地区区位和地区类型的异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量：经济发展水平 | | | | |
|-------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | 西部 | 中部 | 东部 | 非资源枯竭 | 资源枯竭 |
| 扶贫审计 | 0.4835*** (0.1843) | 0.5770*** (0.1977) | 0.5987*** (0.1822) | 0.5802*** (0.1180) | 1.2177* (0.6555) |
| 控制变量×时间趋势 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 控制变量×政策冲击时间 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份×时间趋势 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |

^①参见《关于印发首批资源枯竭城市名单的通知》，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/dqzx/zyxdqzxfz/201007/t20100729_1083914.html；《国家发展改革委办公厅关于开展第二批资源枯竭城市转型评估工作的通知》，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201103/t20110309_964740.html；《国家发展改革委 国土资源部 财政部关于印发第三批资源枯竭城市名单的通知》，<https://zfxgk.ndrc.gov.cn/web/iteminfo.jsp?id=19540>。

表5 (续)

| | | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 时间固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.9208 | 0.8545 | 0.8397 | 0.8795 | 0.9412 |
| 观测值 | 3328 | 1600 | 352 | 5152 | 128 |

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②括号内为聚类到县域层面的稳健标准误。

(三) 扶贫审计效果的异质性

1. 审计监督成本。审计监督成本是影响财政资金监督效率的重要因素。Li et al. (2019) 发现交通成本可能迫使上级政府更少地实地调查、走访那些距离较远和交通不便的县，从而降低政府监督的力度和效率。鉴于此，本文进一步考虑交通成本对基准回归结果的影响，分别从县域到省会城市距离和县域平均坡度两个维度刻画交通成本，构建了扶贫审计与审计监督成本的交互项，检验在审计监督成本不同的贫困县，扶贫审计对县域经济发展的影响。其中，县域到省会城市距离越远、县域平均坡度越大，地区审计监督成本越高。表6的(1)列和(2)列结果显示，在距离较近和坡度较低的地区，扶贫审计带来的经济发展效应更大。

2. 营商环境。通过产业扶贫，中国的贫困治理方式逐渐从“输血式”扶贫转向“造血式”扶贫。产业扶贫需要结合地方特色，在现有产业基础上探索出符合地区发展特点的扶贫长效机制。因此，地方现有产业基础，或者说地方营商环境的好坏影响着产业扶贫的成效。鉴于此，本文以樊纲市场化指数和县域创业活跃度作为地区营商环境的代理变量，构建了扶贫审计与营商环境的交互项，进一步检验在营商环境不同的贫困县，扶贫审计对县域经济发展的影响。其中，樊纲市场化指数采用2011年樊纲市场化指数总得分度量，数据来源于王小鲁等(2019)的报告；县域创业活跃度采用2011年县域企业注册数量度量(取对数)，原始数据来源于国家市场监督管理总局的企业工商注册信息，并通过进一步计算汇总得到县域每年新注册企业数量。上述两个指标越大表示地区营商环境越好，本地产业越发达。表6的(3)列和(4)列结果显示，在营商环境相对好的地区，扶贫审计带来的经济发展效应更大。

表6 基于审计监督成本和营商环境的异质性分析结果

| 变量 | 被解释变量：经济发展水平 | | | |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 扶贫审计 | 0.5850*** (0.1164) | 0.5850*** (0.1164) | 0.3876*** (0.1342) | 0.4535*** (0.1358) |
| 扶贫审计×县域到省会城市距离 | -0.0207** (0.0087) | | | |
| 扶贫审计×县域平均坡度 | | -0.0487*** (0.0077) | | |
| 扶贫审计×樊纲市场化指数 | | | 0.0863*** (0.0255) | |
| 扶贫审计×县域创业活跃度 | | | | 0.0111** (0.0052) |

表6 (续)

| | | | | |
|----------------|--------|--------|--------|--------|
| 控制变量×时间趋势 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 控制变量×政策冲击时间 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份×时间趋势 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 县域固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| R ² | 0.8813 | 0.8813 | 0.8814 | 0.8816 |
| 观测值 | 5280 | 5280 | 5152 | 5256 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类到县域层面的稳健标准误；③（1）列和（2）列回归中的控制变量分别不包括县域到省会城市距离、县域平均坡度与时间趋势的交互项。

六、结论与政策建议

本文从财政扶贫资金审计的视角展开研究，探讨了以扶贫审计为代表的财政资金审计监督对贫困县经济发展的影响及其机制。研究表明，扶贫审计能够有效提高贫困县的经济水平，即当贫困县被扶贫审计之后，该县的经济水平显著提高，这一结论在经过动态效应分析、采用随机分配处理组进行安慰剂检验和Bacon分解之后仍然成立。更为重要的是，促进财政扶贫资金的合规化使用，使更多扶贫资金用于产业扶贫领域，进而通过扶贫产业的造血效应带动本地产业转型升级是最主要的作用机制。此外，异质性分析表明，在审计监督成本更低和营商环境更好的县域，扶贫审计的经济发展效应更强。

本文研究对于政策设计具有启示意义。第一，加强基层政府的审计监督力度，提升财政资金的使用效率。加强基层政府的审计监督力度，尤其是加强对于欠发达地区的财政转移支付资金的审计监督，能够确保更多的财政资金落到实处，发挥财政资金的更大价值。在未来可以通过将大数据等信息技术与政府审计监督相结合，协调多部门、采集多方数据形成全维度审计数据库，避免距离较远和交通不便利地区审计监督力度弱化，提升政府审计监督效率。第二，推动脱贫地区的产业提质增效，培育脱贫地区内生发展动力。脱贫攻坚任务顺利完成之后，在推进脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的过程中，仍然面临着防止规模性返贫等问题。产业发展是防止规模性返贫的重要基础，更是乡村振兴的第一要务。在未来可以通过采用“输血式”策略与“造血式”策略相互支撑的协同发展模式推动脱贫地区产业发展。首先通过财政转移支付或者政府帮扶等具有输血效应的策略激活本地产业，再通过营造良好的营商环境吸引外部资源进入，推动本地企业孵化发展和本地产业转型升级，实现产业的造血效应，最终建立脱贫地区内生发展的长效机制，进而促进乡村振兴。

参考文献

1. 范子英、彭飞、刘冲，2016：《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》，《经济研究》第1期，第114-126页。

2. 范子英、赵仁杰, 2020: 《财政职权、征税努力与企业税负》, 《经济研究》第4期, 第101-117页。
3. 郭庆旺, 2019: 《减税降费的潜在财政影响与风险防范》, 《管理世界》第6期, 第1-10页、第194页。
4. 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。
5. 李静、王月金、檀学文, 2020: 《习总书记扶贫论述铸就当代中国脱贫攻坚的伟大实践》, 《中国农村观察》, 第6期, 第2-17页。
6. 吕普生, 2021: 《制度优势转化为减贫效能——中国解决绝对贫困问题的制度逻辑》, 《政治学研究》第3期, 第54-64页、第161页。
7. 马光荣、郭庆旺、刘畅, 2016: 《财政转移支付结构与地区经济增长》, 《中国社会科学》第9期, 第105-125页、第207-208页。
8. 马光荣、孟源祎, 2022: 《财政转移支付的资本化与福利分化效应》, 《经济研究》第9期, 第65-81页。
9. 孙志燕、侯永志, 2019: 《对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对》, 《管理世界》第8期, 第1-8页。
10. 汪三贵、钟宇, 2021: 《贫困县何以摘帽——脱贫攻坚中的央地关系与干部激励》, 《贵州财经大学学报》第5期, 第1-7页。
11. 汪三贵、孙俊娜, 2021: 《全面建成小康社会后中国的相对贫困标准、测量与瞄准——基于2018年中国住户调查数据的分析》, 《中国农村经济》第3期, 第2-23页。
12. 王贤彬、黄亮雄, 2018: 《夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用》, 《经济学动态》第10期, 第75-87页。
13. 王小鲁、樊纲、胡李鹏, 2019: 《中国分省份市场化指数报告(2018)》, 北京: 社会科学文献出版社, 第216-232页。
14. 吴一平、杨芳、周彩, 2022: 《电子商务与财政能力: 来自中国淘宝村的证据》, 《世界经济》第3期, 第82-105页。
15. 阎坤、于树一, 2008: 《公共财政减贫的理论分析与政策思路》, 《财贸经济》第4期, 第61-67页、第129页。
16. 杨灿明, 2021: 《中国战胜农村贫困的百年实践探索与理论创新》, 《管理世界》第11期, 第1-15页。
17. 张楠、刘蓉、卢盛峰, 2019: 《间接税亲贫性与代内归宿——穷人从减税中获益了吗》, 《金融研究》第6期, 第76-93页。
18. 郑晓冬、上官霜月、陈典、方向明, 2020: 《有条件现金转移支付与农村长期减贫: 国际经验与中国实践》, 《中国农村经济》第9期, 第124-144页。
19. 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。
20. Besley, T., and R. Burgess, 2003, "Halving Global Poverty", *Journal of Economic Perspectives*, 17(3): 3-22.
21. Chen, Z., B. Yu, C. Yang, Y. Zhou, S. Yao, X. Qian, C. Wang, B. Wu, and J. Wu, 2021, "An Extended Time Series (2000-2018) of Global NPP-VIIRS-like Nighttime Light Data from a Cross-sensor Calibration", *Earth System Science Data*, 13(3): 889-906.
22. Goodman-Bacon, A. 2021, "Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
23. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.

- 24.Li, L., B. Pang, and Y. Wu, 2019, "Isolated Counties, Administrative Monitoring, and the Misuse of Public Funds in China", *Governance*, 32(4): 779-797.
- 25.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 26.Liu, L., Y. Wang, and Y. Xu, 2022, "A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data", *American Journal of Political Science*, <https://onlinelibrary-wiley-com.1149.top/doi/pdf/10.1111/ajps.12723>.
- 27.Moreno-Dodson, B., and Q. Wodon, 2008, "Public Finance for Poverty Reduction: An Overview", in B. Moreno-Dodson, and Q. Wodon (eds.) *Public Finance for Poverty Reduction: Concepts and Case Studies from Africa and Latin America*, Washington, DC: The World Bank, 1-17.
- 28.Ravallion, M., and S. Chen, 2007, "China's (Uneven) Progress against Poverty", *Journal of Development Economics*, 82(1): 1-42.
- 29.You, Z., Z. M. Feng, and Y. Z. Yang, 2018, "Relief Degree of Land Surface Dataset of China (1km)", *Journal of Global Change Data & Discovery*, 2(2): 151-155.

(作者单位: ¹湖北经济学院财政与公共管理学院;

²杭州电子科技大学经济学院;

³上海财经大学公共经济与管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

The Audit of Fiscal Funds for Poverty Alleviation and County-Level Economic Development

YANG Fang ZHOU Wenting WU Yiping LI Kerun

Abstract: This paper uses the information of the audit of impoverished counties' fiscal funds for poverty alleviation and county-level macroeconomic data from 2013-2018 to study the impact and mechanisms of government audit supervision on the economic development of impoverished counties. The results show that the audit of fiscal funds for poverty alleviation significantly improves the economic development of impoverished counties. It is the most important mechanism to promote the compliant use of fiscal funds for poverty alleviation, so that more funds for poverty alleviation are utilized in the field of industrial poverty alleviation, and consequently the hematopoietic effect of poverty-alleviation industries promotes the transformation and upgrading of local industries. Further heterogeneity analysis shows that the economic development effects of the audit of fiscal funds for poverty alleviation is stronger in counties with lower audit supervision costs and better business environment. The findings of this paper provide policy implications for better utilizing the government audit accountability mechanism to promote the quality and efficiency of fiscal funds, to prevent the return of poverty on a large scale in poverty-lifted areas and to consolidate the existing achievements of poverty alleviation, and to promote county-level economic development.

Keywords: Audit of Fiscal Funds for Poverty Alleviation; County-Level Economic Development; Impoverished Counties; DID Model