

政府审计、农村金融发展与乡村振兴

谢柳芳^{1a,1b,2}, 曹亚娟^{1a}, 秦潇潇^{1a}

(1. 西南政法大学 a. 商学院/监察审计学院 b. 审计与法治研究中心, 重庆 401120;

2. 西南财经大学 中国政府审计研究中心, 四川 成都 611130)

[摘要]全面推进乡村振兴是“十四五”时期经济社会发展的重点任务之一,而政府审计是保障和促进乡村振兴的重要监督机制。基于此,以 2011—2018 年省级地方审计机关为研究对象,探究政府审计对乡村振兴的影响及其作用机制。研究结果表明:政府审计能够促进乡村振兴,并通过作用于农村金融发展进而对乡村振兴产生积极影响。进一步研究发现,地区市场化程度越低、政府预算偏离度越大,政府审计对乡村振兴的促进作用越强。研究结论为政府审计促进乡村振兴提供了初步的经验证据,并将政府审计功能拓展到乡村振兴领域,对相关部门采取针对性策略,增强审计监督效能、促进乡村振兴具有重要的参考价值。

[关键词]政府审计;乡村振兴;农村金融发展;市场化程度;预算偏离度

[中图分类号]F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)01-0001-10

一、引言

“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要把“优先发展农业农村,全面推进乡村振兴”作为“十四五”时期经济社会发展的重点任务之一,推进乡村振兴进程和加快促进农业农村现代化成为新时期农村工作的关键。乡村振兴与脱贫攻坚都是针对乡村不同发展阶段遇到的发展问题而提出的战略性选择,摆脱贫困是基础,减贫进程是乡村振兴的重要过程^[1]。随着脱贫攻坚任务的实现,部署“三农”领域的工作重心由脱贫攻坚转向乡村振兴,乡村振兴旨在巩固脱贫攻坚成果以实现稳定脱贫,积极助力农业农村现代化^[2]。政府审计作为经济监督的组织机构,肩负促进我国经济健康平稳发展的重要任务,在党中央重大决策部署落实与推进脱贫攻坚战方面发挥了重要作用^[3]。因此,审计机关理应发挥常态化“经济体检”效能,充分借鉴扶贫审计工作经验为乡村振兴的全面推进保驾护航,积极促进脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接,这是现阶段农业农村审计工作重点。

党的十八大以来,各级审计机关深入开展扶贫审计工作,在推动监督扶贫资金使用、精准扶贫政策落实以及基层政府经济责任履行等方面发挥了重要作用^[4]。具体而言,在扶贫审计过程中,审计机关充分关注了产业扶贫、教育扶贫、金融扶贫、乡村民生基本保障、美丽乡村建设以及易地扶贫搬迁等扶贫政策措施的贯彻执行^[5],表明政府审计在促进乡村教育文化保障、美丽乡村建设、城乡基本公共服务均等化、乡村产业发展以及农民收入增长等方面发挥了关键的治理效能,这为乡村振兴中“产业兴旺、生态宜居、乡村文明、治理有效、生活富裕”的总要求提供了实务指导与理论研究支撑。当前,乡村振兴系列政策措施在全国如火如荼地实施,如何保障与促进其成效是值得探究的现实问题,直接影响乡村振兴的顺利实施与平稳推进。

实践中,乡村振兴政策措施实施过程中存在的若干问题阻碍了其进程,亟须引起重视,如政府“大包大揽”、农民的生产积极性偏低、基础设施建设投入产出效率低、未因地制宜谋划产业振兴、面子工程和形象工程大量出现等^[6],表明乡村振兴制度规划在落地执行过程中存在偏差。政府审计作为国家监督治理体系的重要组成部分,理应发挥纠偏功能,在监督政府公共受托责任履行、保证政策落实高效等方面发挥重要作用。2018 年 9 月,

[收稿日期]2022-06-02

[基金项目]国家自然科学基金面上项目(71672119);2019 年西南政法大学引进人才科研资助项目(2019-XZRCXM003);重庆市社会科学规划项目(2019YBGL064);重庆市研究生教育教学改革研究项目(yjg203050)

[作者简介]谢柳芳(1974—),女,广西柳州人,西南政法大学商学院/监察审计学院教授,博士生导师,博士,审计硕士教育中心主任,审计与法治研究中心副主任,西南财经大学中国政府审计研究中心特约研究员,从事审计、会计理论与实务研究,E-mail:595542372@qq.com;曹亚娟(1997—),女,四川南充人,西南政法大学商学院/监察审计学院硕士研究生,从事审计、会计理论与实务研究;秦潇潇(1997—),女,重庆丰都人,西南政法大学商学院/监察审计学院硕士研究生,从事审计、会计理论与实务研究。

审计署印发了《关于在乡村振兴战略实施中加强审计监督的意见》,明确了在乡村振兴战略中加强审计监督的总体要求。2021年6月1日《中华人民共和国乡村振兴促进法》开始施行,法规第72条规定“县级以上审计等部门按照各自职责对农业农村投入优先保障机制落实情况、乡村振兴资金使用情况和绩效等实施监督”。2021年6月,中央审计委员会办公室、审计署印发的《“十四五”国家审计工作发展规划》强调了新时期加强农业农村审计工作的重要意义与具体举措。可见,政府审计在促进惠农政策落实与保障涉农资金安全、保障农业农村发展成效与质量、全面推进乡村振兴等方面发挥着至关重要的作用。

本文探讨政府审计对乡村振兴的影响及其作用机制,并基于2011—2018年我国省级地方政府数据,实证检验政府审计对乡村振兴的影响。可能的贡献有:第一,提供了政府审计有助于促进乡村振兴的初步经验证据。乡村振兴作为促进农业农村现代化的重大举措,仍然面临着财政支农效率低下、农村金融供给不足、涉农政策落实不到位等诸多治理难题,本文从外部监督治理角度,揭示政府审计在化解乡村振兴的瓶颈难题方面发挥了独特的政策执行纠偏、风险隐患监督及治理功能。第二,将政府审计功能拓展到乡村振兴重大战略领域,扩展了政府审计治理功能的相关研究。本文实证检验了政府审计对乡村振兴的影响,丰富了政府审计经济效能的相关研究成果。第三,从农村金融发展视角探讨与检验了政府审计对乡村振兴的影响路径及作用机理。此外,还进一步考察了地区市场化程度、地区政府预算偏离度对政府审计功能发挥的异质性调节作用。因此,本文研究成果有助于创新政府审计监督机制,促进乡村振兴。

二、理论分析与研究假设

(一)政府审计与乡村振兴

部分文献就政府审计对乡村建设的影响进行了探究,如农村环境效益审计、村级组织负责人经济责任审计、扶贫审计等^[7-9],与现有研究不同,本文聚焦于政府审计对乡村振兴成效的影响及其内在机制的探讨。

第一,政府审计通过提升财政支农资金使用效率进而促进乡村振兴。在实施乡村振兴战略背景下,涉农资金统筹整合绩效审计对于保障“三农”资金安全与使用绩效具有现实意义^[10]。第二,政府审计有利于防范“微权力腐败”^[11]和改善政府信息透明度,进而推进乡村振兴进程。现有研究发现,村级组织负责人经济责任审计能通过监督与制约村级组织负责人的权力,提高农村经济建设工作的民主性与信息透明度,进而切实保障农民群众利益和农村经济建设成效^[8]。第三,政府审计通过提升农村金融服务水平进而促进乡村振兴。作为国家治理的重要手段与工具,政府审计能够促进国家重大战略决策及政策措施的贯彻执行,对监督财政预决算执行、抑制官员腐败行为、促进政府信息公开透明能发挥重要作用,这些已得到了较为充分的论证与检验^[12-14]。然而,鲜有研究从农村金融发展的视角揭示政府审计功能对乡村振兴成效的影响,农村金融作为乡村产业振兴的重要基础,不仅能够提升农民收入水平、促进农村可持续发展,还有助于释放乡村产业发展的创新活力,对乡村振兴成效产生重要影响。因此,本文着重探究政府审计通过作用于农村金融发展这一渠道机制,进而对乡村振兴产生的影响。

长期以来,农村金融面临着资源总量不足、资源配置不均衡、金融风险化解机制不健全、监管力量薄弱等困境,无法有效满足乡村振兴所需的巨大资金需求与金融服务要求^[15],导致农村金融无法高质量地服务于乡村振兴。面对乡村振兴的金融诉求,政府审计在推动农村金融服务于乡村振兴中发挥了预防警示、监督约束效能。审计机关通过落实乡村振兴金融政策跟踪审计工作,完善了农村金融机构服务于乡村振兴成效的审计评价机制,从审计角度给予农村金融发展等建设性意见,规范引导农村金融秩序,释放与化解了农村金融风险,有利于实现农村金融服务与乡村振兴精准衔接。基于上述分析,本文提出假设H₁。

H₁:政府审计作为国家政策落实的“督察员”,理应关注乡村振兴的实施与推进,政府审计功能的发挥有助于促进乡村振兴。

(二)作用机制:政府审计、农村金融发展与乡村振兴

农村金融是农业经济的命脉,是服务于乡村振兴的重要基础和保障。全面实施乡村振兴战略和稳步推进农业现代化,需要巨大的资金投入和可持续的金融支持。然而,长期以来,农村发展存在普遍、持续的资金缺口,农村地区资金外流情况严重^[16],农村信贷市场存在严重的信息不对称问题,农村金融机构在资金配置与促进农业投资方面缺乏效率与监管^[17],导致农村信贷有效供给不足,难以满足乡村振兴旺盛的融资需求。2021年中央一号文件指出,需持续深化农村金融改革,撬动金融资本支持乡村产业发展,为农村金融高质量服务于乡村振兴提供方向和行

动指南。为有效服务于“三农”与实体经济发展,防控农村金融风险,各级政府也在积极寻求改革农村金融的措施。

随着农村金融制度的逐渐完善,金融市场化程度加深,特别是新型农村金融机构的出现有效地抑制了农村资金外流,为实施乡村振兴提供了更多的资金支持^[18]。金融扶贫政策对农户信贷的扶持不断深入,农户获得了更多信贷资金支持,农村经济发展活力得到释放^[19],发展小额信贷与非正规金融是降低贫困、促进农村发展的重要途径^[20]。农村金融发展包括农村金融深度和农村金融宽度两个方面:农村金融深度指的是金融发展“量”的方面,主要体现为农村金融发展规模;农村金融宽度是指农村金融服务的可得性与便捷性,更加强调“质”的方面,反映农村金融发展效率^[21]。可见,农村金融发展不仅包括金融规模的扩张,还包括金融结构的优化与金融效率的提升。

农村金融发展对农村经济发展和农民收入水平的提高具有正向促进效应,其中长期正向效应更为显著^[22],表明农村金融发展在乡村振兴实施进程中发挥着基础性和战略性作用。农村金融发展水平对乡村振兴成效的影响主要体现在四个方面:第一,农村金融发展与产业振兴的内在协同性。农村金融为实现产业融合、拓展农业上下游产业链缓解了融资约束,畅通了农业产业供应链融资渠道,为实现农村产业振兴提供了资金支持。第二,农村绿色金融发展是乡村生态宜居的重要保障。农村绿色金融致力于为农村绿色环保项目提供金融服务,促进乡村生态环境保护,构建乡村生态文明屏障。第三,农村金融保险能有效分散农业生产风险,实现农民稳定增收。农业金融保险有利于抵御农产品的市场风险、自然风险,最大限度地维持农民收入稳定增长。第四,农村金融服务协调破解农村“空心化”难题,迸发乡村治理活力。农村金融服务于农业农村基础设施建设领域,缩小城乡发展差距,实现城乡互联互通,利用金融手段推动城乡人口双向自由流动,为乡村振兴提供人才储备和智力支持。

与金融监管部门的职能不同,政府审计强调检查监督职能,不仅对农村金融机构的财务状况、经营管理进行监督,还承担着对金融监管部门履职情况再监督的职责。近年来,审计机关持续强化对农村金融机构的审计力度,以促进农村金融机构优化经营管理水平,深化农村金融改革。政府审计主要通过监督农村金融监管部门的职能履行状况、推进农村金融机构落实乡村振兴措施,强化农村金融服务于农业实体经济发展的目标、防范化解农村金融风险等促进农村金融机构稳健发展,为推动农村金融发展保驾护航。例如:政府审计立足于农村金融扶持政策部署,对国有资本占主导的农村金融机构进行监督,瞄准完善农村金融服务投入的财政支持资金、政策性金融支持资金进行审计,保障金融机构惠农支农资金保质保量地投入到农业农村发展中,提升农村信贷资金、政策性专项补贴资金的利用效率。在脱贫攻坚时期,审计机关围绕金融精准扶贫资金进行审计监管,立足于扶贫流程、贷款环节和项目进度,科学地分配审计资源,加大扶贫审计监管力度,重点关注金融扶贫资金的真实性与效益性,保障金融扶贫资金有效供给。随着乡村振兴战略的全面实施,政府审计围绕乡村振兴信贷支持和农村金融产品创新等方面,通过对金融机构支农贷款发放情况、财政金融协同助农融资担保体系构建进度、政策性普惠金融发展专项资金管理使用情况进行审计,督促有关金融机构加大支农扶农力度,完善金融服务供给机制,解决涉农领域存在的“融资难、融资贵”等问题^[23],促进农村金融发展。基于此,本文提出假设 H₂。

假设 H₂:农村金融发展是服务于乡村振兴的重要基础和保障,政府审计通过提升农村金融发展水平进而促进乡村振兴。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文以 2011—2018 年 26 个省级地方政府为研究对象^①,考察政府审计功能发挥对乡村振兴的影响及其传导路径。政府审计有关数据主要来源于《中国审计年鉴》,衡量乡村振兴的指标为利用五个二级指标测算所得,二级指标数据来源于 CSMAR 数据库、中经网统计数据库。扶贫资金投入依据各省区市财政预决算报告经手工搜集整理获得,农村金融发展数据来源于各省区市金融运行报告,市场化程度数据来源于王小鲁、樊纲等编著的《中国分省份市场化指数报告(2018)》^[24],其余数据来源于《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》等。为避免极端值对研究结果的干扰,本文对所有连续变量在 1% 水平上进行了双边缩尾处理。

^①自 2011 年以来农村贫困线划分标准未发生变化,因此研究期间从 2011 年开始;北京、天津、上海、江苏、浙江以及港澳台地区,由于贫困与乡村振兴样本数据缺失较多,故未包含在内。

(二) 变量选取与计算

1. 被解释变量:乡村振兴(*Rwita*)

参照张挺等的研究^[25],本文从五个方面选取乡村振兴评价指标,选取的二级指标有产业兴旺(*Cyxw*,农业综合开发项目投资产业化率=产业化经营项目投入/农业综合开发项目总投资)、生态宜居(*Styj*,森林覆盖率)、生活富裕(*Shfy*,农村居民人均消费支出)、治理有效(*Zlyx*,1-农村贫困人口发生率)、乡风文明(*Xfwm*,各地农村居家庭文教支出/家庭总支出)。

2021年6月,中央审计委员会办公室、审计署印发了《“十四五”国家审计工作发展规划》,提出“为全面实施乡村振兴战略,需加强对产业发展、人居环境整治、基础设施建设、公共文化服务、脱贫返贫监测等方面的审计监督”。地方审计机关将乡村振兴政策落实及资金管理情况统筹纳入政策跟踪审计,预算执行与决算审计,金融、农业与资源环保、民生资金和项目、经济责任等各种审计类型中,逐步实现乡村振兴审计全覆盖。同时,有研究发现,产业发展、环境保护、民生保障、扶贫稳固、人才振兴等方面是乡村振兴审计的内容和重点^[23]。可见,乡村振兴是一个系统工程,国家乡村振兴战略的推进既需要审计署从宏观层面针对乡村振兴各要素进行规划部署,又需要地方各级审计机关在审计署的统一领导下,将工作重点聚焦于基层乡村振兴实践,把乡村振兴审计融入到各类型的地方政府审计工作实务中。因此,本文从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个方面衡量乡村振兴。

本文对乡村振兴五个评价指标变量进行标准化处理,采用因子分析法合成乡村振兴综合指标。首先,Bartlett's 球形检验结果拒绝各变量独立的假设,KMO 检验统计量为 0.657,表明原始变量之间的偏相关性较强。其次,提取三个公因子,其累积方差贡献率为 87.88%,说明公因子包含了全部原始变量的主要信息。旋转后的因子载荷矩阵显示,公因子 1 在生活富裕(*Shfy*)、治理有效(*Zlyx*)、乡风文明(*Xfwm*)上的负荷分别为 0.903、0.861、0.833,表明公因子 1 对这三个原始变量的解释力度较大;公因子 2 在生态宜居(*Styj*)上的负荷为 0.977;公因子 3 在产业兴旺(*Cyxw*)上的负荷为 0.987。公因子 1 反映乡村社会发展水平,公因子 2 反映乡村生态环境治理水平,公因子 3 反映乡村产业发展水平。最后,采用因子加权总分的方法,根据公因子方差贡献率的权重比例计算乡村振兴变量(*Rwita*)。

2. 解释变量:政府审计(*Audit*)

借鉴谢柳芳等的研究^[26-27],政府审计功能指标用 *Audit* 表示,从政府审计覆盖力度、政府审计揭示力度、政府审计建议力度、政府审计监督力度与政府审计威慑力度五个方面衡量政府审计功能的发挥,对五个方面的指标进行因子分析得到政府审计变量(*Audit*),由于政府审计功能具有滞后性,因此我们将指标滞后一期进行检验。

现阶段,用政府审计指标衡量乡村振兴审计并进行实证检验具有可行性与可靠性,原因如下:(1)受限于政府审计数据与项目披露条件。从政府审计披露渠道看,《中国审计年鉴》公布的审计数据细化到省级层面,但没有细分审计类型,而审计机关官方网站公开的“审计结果公告”也并不全面,审计数据缺乏完整性与持续性。(2)与实际情况的偏差较小。在审计工作实务中,地方政府审计机关将与乡村振兴有关的监督统筹纳入了各种日常性、持续性的审计业务类型中,在促进乡村振兴实施中发挥着重要作用。因此,政府审计指标虽然不能逐一精准对应乡村振兴审计,但总体偏差不大,研究结论具有可靠性。

第一,政府审计功能的发挥与地方政府审计机关的审计覆盖程度密切相关,一定时期内被审计单位数量越多,表明开展审计项目与专项审计调查范围越大,审计效能发挥得越好;反之,审计覆盖面小则不利于审计功能的发挥。因此,地方政府的审计覆盖面在很大程度上反映了政府审计功效。我们采用地方被审计单位数量(*Aupi*)来衡量政府审计覆盖力度。第二,政府审计检查政策措施执行情况,全方位揭示涉农领域违规违纪金额和管理漏洞,审计揭示力度越大,越有利于审计查错纠弊,采用地方审计机关查出的主要问题金额(*Aujd*)来衡量政府审计揭示力度。第三,政府审计的建设性功能,地方审计机关针对审计揭示的违规违纪问题,提出具有针对性的整改建议,促进被审计单位改进履职状况,以被采纳审计建议数量(*Auga*)衡量政府审计建议力度。第四,政府审计加大审计监督力度,注重对违反公共职责的被审计单位直接施以处理处罚,监督落实处理处罚决定,发挥审计的纠正功能,以地方审计机关审计处理处罚金额(*Auef*)来衡量政府审计监督力度。第五,政府审计充分发挥“威慑效应”,向纪检监察部门移送违法犯罪案件和人员,有助于肃清乡村振兴领域的违法乱纪现象,促进乡村

振兴成效,采用地方审计机关移送处理人员数量($Auyr$)来衡量政府审计威慑力度。

本文采用因子分析法,将上述 5 个政府审计指标变量整合成衡量政府审计的综合指标($Audit$)。首先, Bartlett's 球形检验结果拒绝各变量独立的假设, KMO 检验统计量为 0.752,表明 5 个变量之间的偏相关性较强。其次,提取两个公因子,累积方差贡献率达到 86.75%,说明因子能够解释原始变量的主要信息。旋转后的因子载荷矩阵显示,公因子 1 在审计覆盖力度($Aupi$)、审计建议力度($Auga$)、审计威慑力度($Auyr$)上的负荷分别为 0.933、0.907、0.607,表明公因子 1 对这三个原始变量的解释力度较大。公因子 2 在审计揭示力度($Aujd$)和审计监督力度($Aucf$)上的负荷分别为 0.901、0.915,表明公因子 2 能较好地解释这两个变量。公因子 1 体现为针对公务人员与公共事务的监控力度,公因子 2 体现为针对公共资金的监控力度。最后,采用因子加权总分的方法,根据公因子方差贡献率的权重比例计算政府审计功能综合指标($Audit$)。

3. 中介变量:农村金融发展($Ncjr$)

为研究政府审计对乡村振兴的作用机制,本文选取农村金融发展($Ncjr$)为中介变量,用以检验政府审计通过提高农村金融发展水平进而促进乡村振兴成效的传导机制。促进农村金融发展包括保障农村金融有效供给、促进农村金融服务效率与质量提高两个方面,为缓解农村信贷资金不足的困境,政府在涉农机构与信贷资金供给方面进行了金融体制改革,新型农村金融机构与小型农村金融机构是此背景下农村金融体制改革的重大创新^[28]。新型农村金融机构和小型农村金融机构的发展不仅可以增加农村金融的有效供给,还能够提高农村金融机构之间的竞争程度,进而提升农村金融服务效率,抑制农村金融风险,促进农村金融发展^[29]。因此,参照赵健的研究^[30],本文将农村金融发展界定为“(新型农村金融机构资产总和 + 小型农村金融机构资产总和)/金融机构资产总和”^①。

4. 控制变量

借鉴已有研究,为控制其他因素对乡村振兴的影响,本文选取以下控制变量:人均地区生产总值($Rjgdp$)、扶贫资金投入($Fptr$)、产业结构($Cyjc$)、人均耕地面积($Alpc$)、城镇化率(Urb)、人均农业机械总动力($Rjgd$)。

本文主要变量及其定义见表 1。

(三) 模型建构

为检验政府审计对乡村振兴的影响,本文构建基准模型(1):

$$Ruvita_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Audit_{i,t-1} + \alpha_2 Rjgdp_{i,t} + \alpha_3 Fptr_{i,t} + \alpha_4 Cyjc_{i,t} + \alpha_5 Alpc_{i,t} + \alpha_6 Urb_{i,t} + \alpha_7 Rjgd_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

为分析政府审计影响乡村振兴的传导机制,本文引入农村金融发展($Ncjr$)作为中介变量,参照温忠麟等的研究^[31],构建模型(2)和模型(3),并结合模型(1),共同组成中介效应检验。

$$Ncjr_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Audit_{i,t-1} + \beta_2 Rjgdp_{i,t} + \beta_3 Fptr_{i,t} + \beta_4 Cyjc_{i,t} + \beta_5 Alpc_{i,t} + \beta_6 Urb_{i,t} + \beta_7 Rjgd_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$Ruvita_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Audit_{i,t-1} + \delta_2 Ncjr_{i,t} + \delta_3 Rjgdp_{i,t} + \delta_4 Fptr_{i,t} + \delta_5 Cyjc_{i,t} + \delta_6 Alpc_{i,t} + \delta_7 Urb_{i,t} + \delta_8 Rjgd_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

中介效应的检验步骤如下:第一步,检验模型(1)中系数 α_1 的显著性。第二步,分别检验模型(2)中系数 β_1 和模型(3)中系数 δ_2 的显著性,若至少有一个不显著,则进行第三步。第三步,采用 Bootstrap 法直接检验 $\delta_2\beta_1 = 0$ 是否显著,显著则存在中介效应,进行第四步;检验模型(3)中系数 δ_1 是否显著,若不显著则为完全中介效应,显著则直接转到第五步,即比较 $\delta_2\beta_1$ 和 δ_1 的符号,同号则为部分中介效应,并报告中介效应占总效应的比例 $\delta_2\beta_1/\alpha_1$ 。

表 1 变量定义

变量类型	变量	变量定义
被解释变量	$Ruvita$	乡村振兴,由五个二级指标按因子分析法计算得到
解释变量	$Audit$	政府审计,由五个二级指标按因子分析法计算得到
中介变量	$Ncjr$	农村金融发展,(新型农村金融机构资产总和 + 小型农村金融机构资产总和)/金融机构资产总额
调节变量	Mri	市场化程度,来源于《中国分省份市场化指数报告(2018)》
	$Budgetdev$	预算偏离度,预算支出偏离度 = 财政支出决算数 - 财政支出预算数 /(财政收入预算数 + 财政支出预算数)
控制变量	$Rjgdp$	人均地区生产总值,人均地区生产总值的自然对数
	$Fptr$	扶贫资金投入,扶贫资金投入/实际 GDP
	$Cyjc$	产业结构,第一产业所占比重
	$Alpc$	人均耕地面积,耕地面积与年末总人口之比的自然对数
	Urb	城镇化率,城镇人口/年末总人口
	$Rjgd$	人均农业机械总动力,农业机械总动力/年末乡村总人口

①新型农村金融机构包括村镇银行、贷款公司和农村资金互助社,小型农村金融机构包括农村商业银行、农村信用社与农村合作银行。金融机构资产总额包括大型商业银行、国家开发银行等政策性银行、股份制商业银行、城市商业银行以及城市信用社等银行资产,还包括小型农村金融机构、财务公司、信托公司、邮政储蓄、新型农村金融机构、邮政储蓄等资产。

四、实证结果及分析

(一)描述性统计分析

表2为变量的描述性统计结果。乡村振兴(*Rwita*)的最大值和最小值分别为0.732和0.110,均值为0.511,表明地区间乡村振兴成效存在明显差异。政府审计(*Audit*)的最大值与最小值分别为8.767和4.553,均值为7.185,标准差为0.843,表明不同省区市间政府审计功能的发挥存在显著性差异。此外,控制变量的结果与已有研究基本一致。

(二)多元回归分析

表3中的列(1)为政府审计与乡村振兴的回归结果。政府审计(*Audit*)与乡村振兴(*Rwita*)在1%的水平上显著正相关,说明政府审计功能越强,推动乡村振兴战略贯彻落实、财政涉农资金高效产出、乡村振兴综合类民生项目加快实施的作用越显著, H_1 得到验证。具体地,我们从政府审计功能的五个方面进行分析:第一,在实施乡村振兴战略进程中,政府审计凭借其强制性、公正性的优势,建立宽领域、多层次、覆盖面广的预警威慑机制,持续发挥治理功能,即政府审计覆盖面越大,乡村振兴成效越显著。第二,发挥政府审计揭示功能,有利于加大违规违纪问题揭示力度,能够不断加强对乡村公共资金的监管与乡村公共权力运行的制约,实现对乡村治理进程中存在的突出问题的有效揭示,促进乡村振兴。第三,政府审计的建议功能发挥得越好,审计在揭露问题的基础上,从完善乡村体制、机制与制度等方面提出乡村振兴审计整改的意见与建议越丰富,乡村振兴成效越显著。第四,政府审计监督功能发挥得越好,越

能加大对乡村振兴领域违规违纪行为的处理处罚力度,监督和约束涉农财政收支行为,提高涉农财政增收节支效应。第五,不断加强乡村振兴审计移送处理力度,强化审计与纪检监察协同,有利于增强审计威慑力,遏制侵害群众利益的腐败行为与不正之风。控制变量的回归结果显示,人均GDP越高、城镇化率越高、人均农业机械总动力越大,乡村振兴成效越显著。表3中的列(2)至列(6)为政府审计与乡村振兴五个二级指标的回归结果,政府审计(*Audit*)与生态宜居(*Styj*)、治理有效(*Zlyx*)、乡风文明(*Xfwm*)的回归系数均在5%以上水平显著。

(三)稳健性检验

1. 动态面板模型

本文采用动态面板模型进行稳健性检验。鉴于乡村振兴是持续且具有连贯性的政策,我们将被解释变量(*Rwita*)的滞后项加入模型中进行动态面板分析,回归结果见表4。系统GMM估计结果显示:首先,乡村振兴基本具有显著的惯性,实证结果印证了前文假设,即政府审计与乡村振兴显著正相关。其次,AR(1)的P值均小于0.1,表明模型扰动项存在一阶自相关性,AR(2)的P值均大于0.1,说明模型扰动项不存在二阶自相关性,即模型的设定是有效的。最后,Hansen过度识别检验对应的P值均大于0.1,表明模型通过了过度识别检验,即工具变量是有效的。

表2 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	观测数
<i>Rwita</i>	0.511	0.136	0.110	0.527	0.732	208
<i>Audit</i>	7.185	0.843	4.553	7.325	8.767	208
<i>Ncjr</i>	0.174	0.061	0.000	0.181	0.353	208
<i>Mri</i>	5.839	1.841	0.020	6.130	9.965	208
<i>Budgetdev</i>	0.054	0.031	0.010	0.046	0.137	208
<i>Rjgdp</i>	10.630	0.317	9.883	10.609	11.320	208
<i>Fptr</i>	0.008	0.013	0.000	0.003	0.074	208
<i>Cyig</i>	0.113	0.040	0.044	0.107	0.240	208
<i>Alpc</i>	6.994	0.624	5.468	6.892	8.336	208
<i>Urb</i>	0.520	0.090	0.237	0.525	0.692	208
<i>Rjld</i>	1.742	0.793	0.070	1.626	3.817	208

表3 政府审计与乡村振兴

变量	(1) <i>Rwita</i>	(2) <i>Cyxw</i>	(3) <i>Styj</i>	(4) <i>Shfy</i>	(5) <i>Zlyx</i>	(6) <i>Xfwm</i>
<i>Audit</i>	0.023 *** (3.91)	0.020 (0.98)	0.019 ** (2.28)	-0.003 (-0.37)	0.051 *** (4.89)	0.051 *** (3.73)
<i>Rjgdp</i>	0.035 (1.27)	0.016 (0.22)	0.252 *** (4.20)	0.131 *** (3.67)	0.034 (0.92)	-0.122 * (-1.73)
<i>Fptr</i>	-1.163 ** (-2.43)	-1.885 (-1.33)	0.778 (1.21)	-0.284 (-0.37)	1.113 (1.14)	-2.779 ** (-2.43)
<i>Cyig</i>	0.796 *** (6.03)	1.012 ** (2.11)	0.392 * (1.86)	0.236 (1.46)	0.740 *** (3.70)	-0.200 (-0.67)
<i>Alpc</i>	-0.037 *** (-2.72)	-0.104 ** (-2.51)	0.089 *** (4.80)	-0.068 *** (-4.90)	-0.108 *** (-5.08)	0.139 *** (5.64)
<i>Urb</i>	0.562 *** (5.49)	0.155 (0.50)	0.497 ** (2.60)	0.556 *** (4.73)	1.154 *** (6.92)	0.874 *** (3.61)
<i>Rjld</i>	-0.009 (-0.91)	0.064 * (1.90)	-0.016 (-1.18)	0.023 ** (2.18)	0.039 *** (2.87)	-0.024 (-1.45)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>_cons</i>	-0.235 (-0.77)	0.669 (0.86)	-3.275 *** (-5.60)	-1.019 *** (-2.92)	-0.182 (-0.43)	0.004 (0.01)
N	208	208	208	208	208	208
adj. R ²	0.820	0.291	0.746	0.911	0.835	0.760
F值	76.30 ***	7.37 ***	52.22 ***	128.02 ***	51.74 ***	85.70 ***

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为t值。下同。

2. 工具变量法

为解决遗漏变量和解释变量测量误差可能导致的内生性问题,本文选取地方政府审计机关在职人员数占地区人口总数的比重(*Audit_iv*)作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计(2SLS)。从外生性角度来看,地方政府审计机关岗位与职员数量是按照国家相关规定设置与聘任的,在职人员数占比与审计工作范围和项目规划相适应,而与地方乡村振兴成效无必然相关性;从相关性角度来看,该比率越大,表明政府审计可供投入的审计力量越大,审计效能发挥得越好。回归结果如表 5 所示。在第一阶段的回归中,工具变量 *Audit_iv* 的系数在 1% 水平上显著为正,表明工具变量与内生变量显著相关,弱工具变量检验 Cragg-Donald Wald F 统计量大于 10,说明不存在弱工具变量问题,表明本文选取的工具变量满足相关性的要求。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值小于 0.01,即拒绝了工具变量识别不足的假设。在第二阶段的回归中,政府审计功能 *Audit* 的系数在 1% 的水平上显著为正,依然与基准回归结果保持一致,表明在考虑内生性偏差的情况下,结论依然稳健。

(四) 传导机制检验:农村金融发展的中介效应

本文通过构建中介效应模型来分析农村金融发展 (*Ncjr*) 在政府审计和乡村振兴之间的中介效应。中介效应检验结果如表 6 所示,列(1)结果显示,政府审计功能与农村金融发展的系数显著为正,表明政府审计能够显著促进农村金融发展。列(1)和列(2)中系数 δ_2 和 β_1 均显著,表明间接效应显著。由列(2)结果可知,审计功能的系数(δ_1)在 1% 水平上显著为正,表明直接效应显著,说明农村金融发展并非唯一中介,且由 $\delta_2\beta_1$ 和 δ_1 的符号都为正可知,农村金融发展发挥了部分中介效应。根据政府审计功能综合指标经计算可得中介效应占总效应的比例($\delta_2\beta_1/\alpha_1$)为 24.2%。为增强结果的稳健性,我们采用 Bootstrap 检验和 Sobel 检验方法,随机抽样次数设置为 1000 次,结果显示,Bootstrap 检验的置信区间内基本未包含 0,表明农村金融发展在政府审计与乡村振兴之间的中介效应显著。根据 Sobel 检验的 Z 值与 P 值判定,此中介效应通过显著性检验,即 H_2 得到充分验证。

五、进一步研究

(一) 市场化程度的影响

制度环境差异会影响审计功能的发挥,进而影响审计质量^[32-33]。地区市场化进程差异性也会影响政府审计功能的发挥。根据需求模型推断,在市场化程度越低的地区,社会公众和市场监督管理行为的渠道单一,对政府审计的需求和依赖度越大,政府审计的执行效果越好,政府审计作用的发挥程度就越高^[34]。政府审计的目的在于提升政府绩效、约束政府行为,当地区市场化水平较高时,市场能优化配置社会资源,政府职能由管理型逐步转变为服务型。同时,随着要素市场的完善,市场主体可以通过更多途径监督政府公权力,无论从供给侧还是从需求侧来看,政府审计发挥作用的程度都会降低。相反,在市场化程度较低的地区,地方政府官员拥有较强的

表 4 稳健性检验——动态面板模型

变量	(1)		变量	(1)	
	系统 GMM	<i>Ruvita</i>		系统 GMM	<i>Ruvita</i>
<i>Ruvita_{t-1}</i>	0.308 *** (4.75)		<i>Rjld</i>	0.150 *** (4.72)	
<i>Audit</i>	0.029 *** (2.64)		年度	控制	
<i>Rjgdp</i>	0.273 *** (3.52)		地区	控制	
<i>Fptr</i>	-3.912 (-1.45)		<i>_cons</i>	-5.651 (-0.39)	
<i>Cyig</i>	3.176 *** (4.79)		N	182	
<i>Alpc</i>	-0.228 *** (-4.57)		工具变量数目	29	
<i>Urb</i>	1.072 ** (2.28)		AR(1)P	0.023	
			AR(2)P	0.797	
			Hansen-P	0.137	

表 5 稳健性检验——工具变量法

变量	(1) 第一阶段(<i>Audit</i>)		(2) 第二阶段(<i>Ruvita</i>)	
	<i>Audit</i>	<i>Ruvita</i>	<i>Audit</i>	<i>Ruvita</i>
<i>Audit_iv</i>	3.595 *** (6.74)			
<i>Audit</i>			0.040 *** (4.97)	
<i>Rjgdp</i>	0.276 (0.70)		0.037 (1.29)	
<i>Fptr</i>	-22.160 ** (-2.51)		0.146 *** (0.24)	
<i>Cyig</i>	-6.269 *** (-3.10)		0.851 *** (6.22)	
<i>Alpc</i>	-0.312 * (-1.82)		-0.023 (-1.64)	
<i>Urb</i>	-3.554 ** (-2.10)		0.610 *** (5.83)	
<i>Rjld</i>	0.060 (0.44)		-0.094 (-0.92)	
年度			控制	控制
地区			控制	控制
<i>_cons</i>	12.530 *** (3.19)		-0.613 * (-1.92)	
N	208		208	
Cragg-Donald Wald F 统计量	66.71 ***		66.71 ***	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	45.483		45.483	

财政自由裁量权,这为政府价格管制寻租和政府特许权寻租提供了投机空间,较易引发行政权力腐败。因此,需要政府审计高度介入,加强审计监督,有效防范公权力行使过程中的权力异化与腐败行为^[26]。综上,我们可以合理预见,市场化程度越低,寻租行为投机性越强,行政权力腐败的可能性越大,审计结果的利用程度或执行效果越好,政府审计功能发挥的程度越高。

为探究政府审计对乡村振兴的作用是否会受到地区市场化程度的影响,本文选取王小鲁、樊纲等构建的各省份市场化指数(*Mri*)^[24]作为替代指标,其中,2017—2018年数据由二次指数平滑预测得到。为检验市场化程度在政府审计功能发挥中的调节作用,本文在基准模型中加入政府审计与市场化程度的交乘项 $Audit \times Mri$,模型如式(4):

$$Ruvita_{i,t} = \alpha + \beta_1 Audit_{i,t-1} + \beta_2 Mri_{i,t} (Budgetdev_{i,t}) + \beta_3 Audit_{i,t-1} \times Mri_{i,t} (Budgetdev_{i,t}) + \beta_4 Rjgdp_{i,t} + \beta_5 Fptr_{i,t} + \beta_6 Cyjg_{i,t} + \beta_7 Alpc_{i,t} + \beta_8 Urb_{i,t} + \beta_9 Rjld_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

本文采用政府审计与市场化程度的交乘项 ($Audit \times Mri$) 检验不同市场化程度下政府审计发挥功能的异质性,按照模型(4)进行回归,结果如表7所示, $Audit \times Mri$ 的系数在1%水平上显著为负,表明在市场化程度越低的地区,政府审计促进乡村振兴的作用越显著。

(二) 预算偏离度的影响

预算作为现代财政基本制度,是衡量国家治理能力和治理水平的重要指标,对乡村振兴有着直接影响。然而,政府预算管理存在诸多问题,如:预算编制与绩效管理脱节、预算执行与预算编制偏差较大、预算软约束突出、预算透明度较低等,导致政府预算偏离度不断扩大。预算偏离是经批准的政府预算与实际执行的决算之间的差异,地方政府预算偏离度的高低反映了地方政府治理水平,直接影响地区财政涉农资金配置效率与效益水平,攸关乡村振兴战略的稳步推进。分税制改革以来,各级政府预算偏离度不断扩大,大部分年份的预算偏离超过5%,不同省份和地区间预算偏离度存在明显差异^[35],表明地方政府在经济管理与公共治理方面的能力存在较大差异,这种内在治理协调能力的差异极大地影响了政府审计对乡村振兴成效所发挥的作用。

政府预算编制和预算执行过程中的偏离情况越严重,政府审计高度介入的可能性越大。预算违规行为严重,审计监督处罚力度会随之增强,审计机关通过加强与其他监督方式形成的监督合力,督促相关部门加大对预算编制和预算执行偏差的整改,强化预算问责,抑制地方政府的预算编制、调整和支出的偏差行为,从而降低预算偏离度,提升预算资金执行效力。在实施乡村振兴战略中,政府审计发现部分地区存在专项涉农资金、惠农补贴资金被闲置挪用、转移侵吞等现象,出现预算不足、资金短缺等问题,降低了预算资金执行效果,影响财政资金使用效益。同时,针对发现的违法违规线索,出具审计报告和提出处理意见,督促地方部门积极整改,并在后续期间持续跟踪整改情况。可见,地方政府财政涉农预算超支违规行为越多,财政涉农资金预算偏差越大,越需要政府审计高度介入,增强审计监督与纠偏功能,进而提升财政涉农资金的使用效率与效益,最终影响乡村振兴成效。综上,我们可以预期,地区的预算偏离度越高,政府审计功能发挥得越好,对乡村振兴的作用力度越大。

为考察预算偏离度对政府审计促进乡村振兴的作用,本文选取地方政府预算支出偏离度表征预算偏离度。预算支出偏离度的衡量式为:预算支出偏离度 = |财政支出决算数 - 财政支出预算数| / (财政收入预算数 + 财

表6 政府审计、农村金融发展与乡村振兴

变量	(1) <i>Ncjr</i>	(2) <i>Ruvita</i>	变量	(1) <i>Ncjr</i>	(2) <i>Ruvita</i>
<i>Audit</i>	0.023 *** (2.61)	0.017 *** (2.88)	<i>Urb</i>	-0.087 (-0.56)	0.583 *** (6.09)
<i>Ncjr</i>		0.242 *** (3.43)	<i>Rjld</i>	-0.006 (-0.65)	-0.008 (-0.77)
<i>Rjgdp</i>	-0.059 (-1.45)	0.050 ** (1.98)	年度	控制	控制
<i>Fptr</i>	-1.982 *** (-2.96)	-0.683 (-1.49)	地区	控制	控制
<i>Cyjg</i>	-0.133 (-0.93)	0.828 *** (6.44)	<i>_cons</i>	0.523 (1.33)	-0.361 (-1.28)
<i>Alpc</i>	0.024 ** (2.14)	-0.043 *** (-3.14)	N	208	208
			adj. R ²	0.367	0.827
			F 值	11.18 ***	73.34 ***
置信区间	[0.000, 0.010]				
Estimate	0.005				
Sobel	z = 2.022, p = 0.043				

表7 市场化程度的影响

变量	(1) <i>Ruvita</i>	变量	(1) <i>Ruvita</i>
<i>Audit</i>	0.097 *** (5.72)	<i>Alpc</i>	-0.058 *** (-3.98)
<i>Mri</i>	0.114 *** (5.83)	<i>Urb</i>	0.358 *** (3.63)
$Audit \times Mri$	-0.016 *** (-5.56)	<i>Rjld</i>	0.003 (0.35)
<i>Rjgdp</i>	0.064 *** (2.63)	年度	控制
<i>Fptr</i>	-0.252 (-0.52)	地区	控制
<i>Cyjg</i>	0.617 *** (4.73)	<i>_cons</i>	-0.814 *** (-2.90)
N	208		
adj. R ²	0.845		
F 值	69.31 ***		

政支出预算数)。为检验预算偏离度在政府审计功能发挥中的调节作用,本文在基准模型中加入政府审计与预算偏离度的交乘项 $Audit \times Budgetdev$,模型见式(4)。

表 8 是加入调节变量预算偏离度 ($Budgetdev$) 并按照模型(4)进行回归得到的结果,检验了预算偏离度对政府审计与乡村振兴关系的影响。政府审计与预算偏离度交互项 ($Audit \times Budgetdev$) 的系数显著为正,表明预算偏离度在政府审计与乡村振兴的关系中起着正向调节作用,即在预算偏离度较高时,地方政府执行年度预算的目标严重偏离,政府审计的作用力度也会进一步加大,政府审计对乡村振兴的正向影响作用进一步强化。

六、研究结论与建议

2020 年,我国完成了脱贫攻坚任务,区域性整体贫困基本解决,但也需认识到,扶贫减贫事业仍然任重道远,城乡发展不平衡、乡村发展不充分的问题依然严峻,乡村振兴实施还面临着较多阻碍。党的十九届五中全会将“脱贫攻坚成果巩固拓展,乡村振兴战略全面推进”纳入“十四五”时期经济社会发展的主要目标。本文采用“乡村振兴”二十字总要求的五个维度衡量乡村振兴,基于 2011—2018 年省级地方政府数据,实证检验了政府审计与乡村振兴之间的关系以及渠道机制。研究发现:政府审计能够促进乡村振兴,政府审计在实务工作中关注了被审计单位的乡村振兴责任履行情况,政府审计覆盖力度越大,相关揭示、咨询建议、监督与威慑功能发挥得越好,乡村振兴成效越大;机制检验发现,农村金融发展在政府审计与乡村振兴之间发挥了中介传导效应;异质性分析发现,地区市场化程度越低、地区政府预算偏离度越大,政府审计越有利于促进乡村振兴。

“十四五”期间,为推动巩固脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接,提升农业农村发展质量与水平,保障乡村振兴的顺利实施,需要进一步发挥政府审计功能对乡村振兴的积极影响,具体工作可以从以下三个方面展开:第一,明确乡村振兴审计的突破点。政府审计需要适应乡村振兴新阶段的新矛盾和新挑战,充分发挥审计在农业生产保障、乡村建设行动实施、农村农业改革发展、拓展巩固脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接等方面的监督功能。围绕乡村振兴政策规划,聚焦乡村振兴资金安全绩效与项目精细化管理,加大审计覆盖力度、落实审计全覆盖,充分揭露乡村振兴进程中各类违法违规及贪腐等问题,针对具体问题提出审计建议,并督促被审计单位高效整改,切实保障乡村振兴政策措施顺利落实,促进乡村振兴成效增强。第二,创新乡村振兴审计的组织方式。构建乡村治理协作平台与审计联动机制,实施搭建多层架、全领域的乡村治理协作平台,动员社会各界各类主体积极融入“人人参与乡村发展”的大环境。乡村振兴审计也应寻求各审计主体之间的协同合作,构建内外部审计联动机制,采用政府审计、各单位各部门的内部审计与外部社会审计相结合的方式实现审计主体之间、审计主体与其他组织之间的密切合作,并通过构建信息系统实现乡村治理信息全面共建共享,为促进乡村振兴汇聚强大合力。第三,加强对农村金融机构的审计监督。围绕农村金融机构对乡村振兴的支持,政府审计应关注农业信贷担保、农业保险等农村金融机构创新情况,监督农村金融服务于农村产业融合发展。建立政府审计与农村金融监管机构合作机制,创新利用大数据等信息化审计方式服务于农村金融审计的全过程,强化对农村金融机构的监督检查,为推动农村经济金融秩序的可持续发展和实现乡村振兴提供良好的金融基础配置。

参考文献:

- [1] 郭远智,周扬,刘彦随. 贫困地区的精准扶贫与乡村振兴:内在逻辑与实现机制[J]. 地理研究,2019(12):2819-2832.
- [2] 郑瑞强,郭如良.“双循环”格局下脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的进路研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2021(3):19-29+183.
- [3] 韩峰,胡玉珠,陈祖华. 国家审计推进经济高质量发展的作用研究——基于地级城市面板数据的空间计量分析[J]. 审计与经济研究,2020(1):29-40.
- [4] 闫天池,于洪鉴.“实”与“准”:脱贫攻坚阶段跟踪审计问题研究——基于审计结果公告的文本分析[J]. 首都经济贸易大学学报,2020(2):3-12.
- [5] 郭旭. 总结扶贫审计创新经验助力乡村振兴研讨会综述[J]. 审计研究,2021(4):31-34+42.

表 8 预算偏离度的影响

变量	(1) Rwita	变量	(1) Rwita
<i>Audit</i>	0.027*** (4.42)	<i>Alpc</i>	-0.031** (-2.39)
<i>Budgetdev</i>	0.707*** (4.15)	<i>Urb</i>	0.409*** (3.74)
<i>Audit × Budgetdev</i>	0.345** (2.08)	<i>Rjgd</i>	-0.007 (-0.74)
<i>Rjgdp</i>	0.044 (1.65)	年度	控制
<i>Fptr</i>	-1.586*** (-3.08)	地区	控制
<i>Cyjd</i>	0.772*** (5.83)	<i>_cons</i>	-0.369 (-1.31)
N		208	
adj. R ²		0.835	
F 值		79.50***	

- [6] 黄少安. 改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结[J]. 经济研究, 2018(12): 4-19.
- [7] 周薇薇, 刘正午. 农村环境效益审计探讨[J]. 审计与经济研究, 2008(3): 47-51.
- [8] 赵金楼, 李曼静. 面向新农村经济建设的村级组织负责人经济责任审计模式的研究[J]. 商业研究, 2009(1): 139-141.
- [9] 邢维全. 国家审计能否促进农村脱贫?——基于空间杜宾模型的检验[J]. 审计与经济研究, 2020(6): 9-17.
- [10] 和杰, 游飞贵, 冯涛. 涉农统筹整合资金绩效审计研究[J]. 审计研究, 2021(1): 3-10.
- [11] 李晓冬, 马元驹. 乡村振兴政策落实跟踪审计四维审计模式构建——以公共政策评估标准为视角[J]. 经济与管理研究, 2022(3): 99-113.
- [12] 程瑶. 强化财政审计在完善党和国家监督体系中的职能作用[J]. 审计与经济研究, 2020(1): 27-28+40.
- [13] 郭芮佳, 池国华, 程龙. 公众参与对政府审计腐败治理效果的影响研究——基于国家治理视角的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2018(2): 19-28.
- [14] 崔雯雯, 张立民. 国家审计与公众参与: 基于政府信息公开的中介效应研究[J]. 审计与经济研究, 2019(3): 13-21.
- [15] 张林, 温涛. 农村金融高质量服务乡村振兴的现实问题与破解路径[J]. 现代经济探讨, 2021(5): 110-117.
- [16] 叶志强, 陈习定, 张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据[J]. 金融研究, 2011(2): 42-56.
- [17] 行伟波, 张思敏. 财政政策引导金融机构支农有效吗?——涉农贷款增量奖励政策的效果评价[J]. 金融研究, 2021(5): 1-19.
- [18] 田杰. 新型农村金融机构、资金外流与乡村振兴[J]. 财经科学, 2020(1): 29-41.
- [19] 尹志超, 周洁, 岳鹏鹏. 生产性信贷约束、金融扶贫与家庭盈利[J]. 财经问题研究, 2020(7): 60-68.
- [20] Ayuub S. Impact of microfinance on poverty alleviation: A case study of NRSP in bahawalpur of pakistan[J]. International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 2013, 3(1): 119-135.
- [21] 王修华, 邱兆祥. 农村金融发展对城乡收入差距的影响机理与实证研究[J]. 经济学动态, 2011(2): 71-75.
- [22] 张婷婷, 李政. 我国农村金融发展对乡村振兴影响的时变效应研究——基于农村经济发展和收入的视角[J]. 贵州社会科学, 2019(10): 159-168.
- [23] “国家审计在乡村振兴战略中的作用研究”课题组, 赵保林. 乡村振兴审计的意义、重点和举措[J]. 审计研究, 2021(3): 3-10.
- [24] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [25] 张挺, 李闽榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J]. 管理世界, 2018(8): 99-105.
- [26] 谢柳芳, 韩梅芳. 政府财政信息披露在国家审计服务国家治理中的作用路径研究[J]. 审计研究, 2016(3): 63-70.
- [27] 谢柳芳, 孙鹏阁, 郑国洪, 等. 政府审计功能、预算偏差与地方政府治理效率[J]. 审计研究, 2019(4): 20-28.
- [28] 段洪阳, 王培霞, 陈月. 乡村振兴背景下深化新型农村金融机构服务“三农”的信贷模式研究——基于村镇银行内部控制视角[J]. 世界农业, 2019(1): 104-110.
- [29] 张正平, 杨丹丹. 市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展——基于省级面板数据的检验与比较[J]. 中国农村经济, 2017(1): 30-43+94.
- [30] 赵健. 普惠金融、农村金融发展与农户贫困减缓: 基于中部六省的经验分析[J]. 统计与决策, 2020(21): 11-15.
- [31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731-745.
- [32] Bin K, Lennox C S, Xin Q Q. The effect of China's weak institutional environment on the quality of big 4 audits[J]. The Accounting Review, 2015(4): 1591-1619.
- [33] 陈凌云, 王子宸, 陈汉文. 高压反腐、国家审计独立性与国家审计质量——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2021(4): 42-53.
- [34] 唐雪松, 罗莎, 王海燕. 市场化进程与政府审计作用的发挥[J]. 审计研究, 2012(3): 25-31.
- [35] 陈志刚, 吕冰洋. 中国政府预算偏离: 一个典型的财政现象[J]. 财政研究, 2019(1): 24-42.

[责任编辑: 王丽爱]

Government Auditing, Rural Finance Development and Rural Revitalization

XIE Liufang^{1a,1b,2}, CAO Yajuan^{1a}, QIN Xiaoxiao^{1a}

(1a. School of Business/Supervisory Audit College; 1b. Research Center for Audit and Rule of Law, Southwest University of Political Science and Law, Chongqing 401120, China; 2. Center for China's Government Auditing Research, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Comprehensively promoting rural revitalization is one of the key tasks of economic and social development during “The 14th five-year-plan”, and government audit is an important supervision mechanism to ensure and promote the rural revitalization. The research on them has becoming a hot issue in theory and practice. Taking China's provincial-level governments from 2011 to 2018 as research samples, this paper explores the impact of government audit on rural revitalization and its internal mechanism. The research results show that government audit can promote rural revitalization and has a positive impact on rural revitalization by acting on rural finance development. Further research found that the lower level of regional marketable, and the greater the deviation of regional government budgets, the more obviously positive effect of government audit on rural revitalization. The research conclusions provide empirical evidence that government audit affects rural revitalization, and extend the function of government audit to the area of rural revitalization, which is of reference value for relevant departments to enhance the effectiveness of audit supervision and promote rural revitalization.

Key Words: government auditing; rural revitalization; rural finance development; marketable degree; budget deviation