

# 政府扶贫专项审计对脱贫质量的影响研究

——基于四川省县级数据的准自然实验

郝素利,单云霞

(中国矿业大学(北京)管理学院,北京 100083)

**[摘要]**以脱贫质量为出发点,基于“免疫系统论”“空间效应理论”分析扶贫审计促进脱贫质量提升的机理,并以四川省61个原国家级贫困县2011—2019年的数据为样本,运用多期双重差分模型以及空间杜宾模型进行实证检验,结果表明:扶贫审计有助于脱贫质量的提升,且扶贫审计在助力脱贫质量提升时具有明显的空间溢出效应。研究提升了脱贫质量计量的准确性、厘清了扶贫审计促进脱贫质量提升的路径,为把握全过程扶贫审计的重点以及完善区域协同审计提供了参考。

**[关键词]**扶贫审计;脱贫质量;多期双重差分模型;空间溢出效应;政府审计;精准扶贫

**[中图分类号]**F239 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)01-0008-10

## 一、引言

2020年我国脱贫攻坚任务取得全面胜利,然由于“指标脱贫”“数字脱贫”等不良状况的存在,我国贫困地区脱贫质量不佳,且在新冠疫情的冲击下,贫困群体生计脆弱性暴露,返贫风险严峻。中央农村工作会议明确提出“把提高脱贫质量放在首位”,因此提高脱贫质量是我国脱贫攻坚的根本目标<sup>[1]</sup>。如何巩固脱贫的成果,助力农村贫困人口实现脱贫的可持续性,成为“后扶贫时代”的重要战略问题。为降低返贫风险,2021年我国针对原贫困县设立了五年过渡期,维持帮扶政策不变,继续精准施策。对于脱贫质量的认识,学者们主要从脱贫的真实性和可持续性两个视角展开研究,郑长德<sup>[2]</sup>、吴业苗<sup>[3]</sup>、罗连发等<sup>[4]</sup>、檀学文等<sup>[5]</sup>、郭军等<sup>[6]</sup>认为脱贫的可持续性是脱贫质量的主要体现。在脱贫的可持续性方面,学者们又从客观的收入和主观的脱贫心理<sup>[7]</sup>两方面进行了界定,认为脱贫可持续性是指贫困人口在主观层面具备了坚定的脱贫信心、在客观层面具备了可脱贫的能力与条件,并且可以长期维持甚至超越脱贫时的生活状况,从而实现长远稳定的发展。因此,高质量脱贫也即脱贫对象在客观和主观两个方面都可以长期维持甚至超越脱贫时的生活状况。

扶贫审计是对国家用于帮助贫困地区农民群众解决温饱、脱贫致富、发展经济的各种专用资金进行审计,是政府审计中的一项专项审计。政府审计的职能决定了审计活动的开展对农村人口收入增加以及提高脱贫可持续性发挥着保障性的作用<sup>[8]</sup>。政府审计助力减贫相关的研究已较为丰富,学者们从脱贫资金使用效率<sup>[9]</sup>、推进扶贫进程<sup>[10]</sup>、扶贫监督及扶贫真实性<sup>[11]</sup>等角度探讨了政府审计对地区脱贫的影响。部分学者通过实证检验了政府审计对地区脱贫的影响:颜琰认为政府审计能够通过规范扶贫资源投资行为,从而助力贫困县实现脱贫<sup>[12]</sup>;邢维全以省级数据为基础,实证检验发现国家审计会产生空间效应,助力农村脱贫<sup>[13]</sup>。王波等提出政府审计可以显著促进和提高贫困地区的制度供给,从而提高当地的贫困治理效

**[收稿日期]**2022-04-27

**[基金项目]**十四五国家重点研发计划资助项目(2022YFF0607401);中国矿业大学(北京)越崎青年学者项目

**[作者简介]**郝素利(1979—),女,河北邯郸人,中国矿业大学(北京)管理学院副教授,博士生导师,主要研究方向为政府审计、财务管理理论与实务,邮箱:sluckylyh@126.com;单云霞(1997—),女,河南浚县人,中国矿业大学(北京)管理学院硕士生,主要研究方向为财务管理理论与实务。

能<sup>[14]</sup>。2018年,审计署抽查了108个贫困县的扶贫资金使用情况,发现了由于违规使用扶贫资金和扶贫项目管理不规范而导致的效益不佳、闲置浪费资金等问题,涉及金额39亿元。

综上,学者们就政府审计在助力脱贫中的作用已经达成了共识。目前或是从理论上进行分析,或是以案例的形式开展研究,或是以某个省整体的政府审计投入为数据样本研究省级政府审计对该省脱贫的影响。然而,一方面,部分已有研究中采用的以一个省政府审计的总体投入为基础的省级数据中包含地方财政收支审计、企业审计等与扶贫专项审计不相关的内容,存在精准性欠缺的问题,另一方面,现有的实证研究主要以人均收入来计量脱贫情况,就国家及社会关注的脱贫质量来计量脱贫的文献还极少。因此,本文将我国脱贫质量参差不齐、返贫风险依然严峻、五年内扶贫政策不变为背景,以扶贫审计助力脱贫质量为研究对象,分析扶贫审计促进脱贫质量提升的机理,实证检验扶贫审计对脱贫质量的影响。本文的主要贡献在于:(1)提出脱贫质量影响因素及其计量方法,提升脱贫质量计量的准确性;(2)分析扶贫审计促进脱贫质量提升的机理,厘清扶贫审计促进脱贫质量提升的路径;(3)以扶贫审计为对象,以贫困县为样本,精准验证扶贫审计有助于提升脱贫质量;(4)分析扶贫审计溢出效应的机理,可以验证扶贫审计的空间溢出效应。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 脱贫质量及其影响因素

对于脱贫质量的研究,英国国际发展署(DFID)以农户可持续性生计为视角,从人力资产、自然资产、物质资产、金融资产和社会资产五个方面对农户脆弱性进行分析,建立了农户可持续性生计分析框架——DFID模型<sup>[15]</sup>,并在脱贫可持续性研究中得到了广泛应用。经济增长论认为大量的资金投入是摆脱贫困的关键<sup>[16-17]</sup>;经济发展论认为发生贫困的根本原因是资本不足与收入分配不公平<sup>[18-19]</sup>;能力贫困论认为贫困群体在教育、发展、医疗等方面的能力被剥夺,导致其缺乏可持续发展的能力<sup>[20]</sup>;贫困文化论认为实现可持续性脱贫的根本原因是由于贫困文化的存在,内在发展能力不足,缺乏可持续脱贫的内生动力<sup>[21]</sup>;龚曼等认为通过提高脱贫质量来实现可持续脱贫需要经济与环境相协调<sup>[22]</sup>;2020年习近平针对高质量脱贫提出了一系列观点,如“长效机制”“内生动力”“真脱贫”“脱真贫”等;吴业苗提出高质量脱贫是“低返贫”的脱贫、“不间断”的脱贫和“有保障”的脱贫<sup>[23]</sup>;李实、沈扬扬提出高质量脱贫重视补齐贫困人口义务教育、基本医疗、住房和饮水安全等基本公共服务与设施<sup>[24]</sup>,重视增强贫困地区和贫困群众脱贫致富的内生动力,从而防止返贫,提升减贫的可持续性;檀学文等提出脱贫可持续性的三个支持条件,即内在能力、外部发展机遇、技能提升<sup>[5]</sup>。综上,本研究基于脱贫的内生动力,从脱贫的稳定性、内生性和保障性三个维度来衡量脱贫质量。具体指标如表1所示。

表1 脱贫质量评价指标体系

| 序号 | 一级指标 | 二级指标          | 指标解释              |
|----|------|---------------|-------------------|
| 1  | 稳定性  | 人均可支配收入       | 农村人口人均可支配收入       |
| 2  |      | 二、三产值占比       | (二、三产业增加值)/生产总值   |
| 3  |      | 中小学生在学率       | 中小学生在学情况          |
| 4  | 内生性  | 就业情况          | 二、三产业从业人员数/年末人口总数 |
| 5  |      | 城镇化率          | 城镇人口/年末人口总数       |
| 6  |      | 广播综合覆盖率       | 广播及电视覆盖情况         |
| 7  | 保障性  | 人均医疗卫生床位      | 县域内医疗卫生床位/年末总人口   |
| 8  |      | 新型农村合作医疗制度参合率 | 新型农村合作医疗参合率       |

### (二) 扶贫专项审计提升脱贫质量的机理

扶贫专项审计以“查找问题—分析原因—提出建议—审计公开—违规处罚—整改落实”为主线,对扶贫政策、扶贫资金、扶贫项目进行审计,提高扶贫政策措施落实的精准性、扶贫资金管理使用的安全性以及扶贫项目建设运营的绩效性,自上而下确保扶贫的效率和效果,实现精准扶贫;进而保障脱贫的稳定性、激发脱贫的内生性、促进脱贫的可持续性,最终提升脱贫质量。具体路径如图1所示。

首先,扶贫审计促进精准扶贫实现。扶贫审计通过其建议、揭示及处罚功能实现扶贫的精准性、安

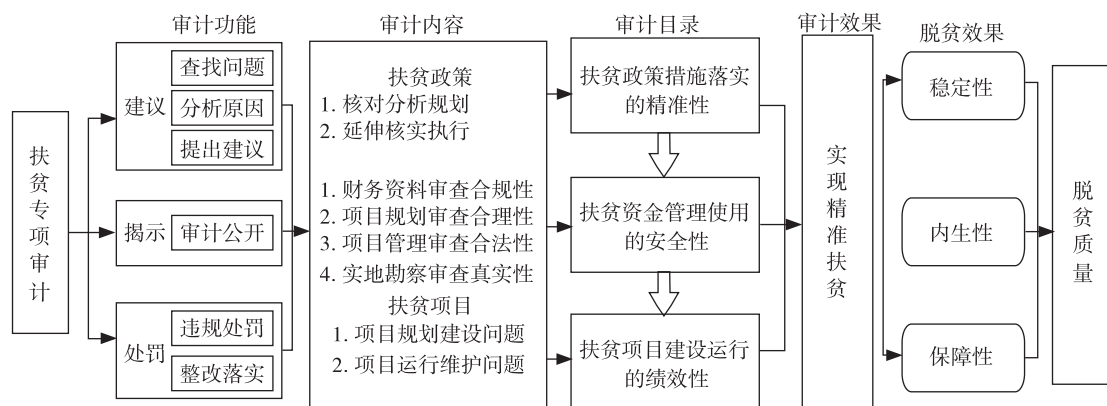


图1 扶贫专项审计提升脱贫质量的机理图

全性和有效性。

第一,扶贫审计促进提升扶贫政策落实的精准性。扶贫政策的精准性体现在扶贫规划的精准性及规划执行的精准性两个方面<sup>[25]</sup>。扶贫规划的精准性主要包括规划的科学性、实施方案的精细性、配套文件的完善性、管理制度的健全性等;规划执行的精准性体现在部门职责的履行及协同合作上,以确保各类方案有效执行。扶贫专项审计机构首先检查区县、乡镇、行政村层面的扶贫规划、实施方案、管理制度、配套文件等,核对分析以上内容是否与中央或省市区政策有所冲突,包括规划或方案是否结合扶贫对象的特色及实际情况、规划目标的实现情况及各方责任的落实情况等,进而开展延伸调查,核实到户措施是否真实可靠和有效执行。审计单位针对扶贫规划、方案、管理体制不科学,或规划、方案执行中责任落实不到位等问题,进行根本性的追溯,并根据查找出的线索提出具有前瞻性的建议,督促被审计单位进行整改<sup>[26]</sup>,进而提高脱贫帮扶措施的有效性与扶贫政策的贯彻落实,以提高扶贫政策的精准性。

第二,扶贫审计促进提升扶贫资金管理使用的安全性。扶贫资金的无偿性使其在分配和支出过程中容易出现挥霍和截留的现象<sup>[27]</sup>,扶贫审计机构进行四个方面的审查:(1)基于财务资料审查扶贫资金支出的合规性;(2)基于项目规划审查扶贫资金分配的合理性;(3)基于相关管理的全生命周期审查扶贫资金使用的合法性;(4)基于实地勘察审查扶贫资金使用的真实性。通过以上四个方面的审查,扶贫审计发现扶贫资金分配和支出中的问题,审计机关应通过明确主体责任,对被审计单位存在的“不作为”以及“乱作为”的情形进行处罚,并将违法乱纪者移送监管部门进行行政处罚,进而矫正资金管理使用的违规行为<sup>[28]</sup>,督促基层领导干部约束管理行为,遵守相关规定,从而减少贪污等违法行为,以提高扶贫资金使用的安全性。

第三,扶贫审计促进提升扶贫项目建设运营的“绩效性”。扶贫审计机构通过扶贫项目建设全生命周期审查,发现其项目建设中存在以次充好、偷工减料、违法分包、弄虚作假、逾期未开工、逾期未完工、擅自改变项目内容等问题;通过审查项目运营是否达到特定的标准、发挥其应有的作用,发现项目建成后废弃、闲置、擅自改变用途等问题;通过公开发挥声誉机制,形成舆论监督,促使被审计单位不断规范行为<sup>[29]</sup>,提高其政绩意识与责任意识,形成自律。对情节严重者进行处罚,督促相关人员遵守规定,确保扶贫项目的贯彻落实,进而提升扶贫项目的绩效性。

其次,精准扶贫促进脱贫质量提升。精准扶贫政策的实施可以有效保障脱贫的稳定性、激发脱贫的内生性、提升脱贫的保障性,进而提升脱贫质量。

第一,精准扶贫注重扶贫实效,保障脱贫的稳定性。精准扶贫坚持脱贫与遏制返贫并举,采取有效手段帮助有劳动能力的扶贫对象通过自身努力摆脱贫困。通过引导和支持有劳动能力的贫困户、贫困人口立足贫困地区实际,发挥自身资源优势,由粗放向精准转变、由分散多元向集中统一转变、由简单“输血”向增强“造血”转变,实现就地脱贫,以保障脱贫的稳定性。

第二,精准扶贫坚持志智双扶,激发脱贫的内生性。精准扶贫注重扶贫先扶智,在产业扶贫的基础上,注重教育、培训、就业指导等方面的扶贫,让贫困群众学习脱贫致富的技能,并组织贫困群众全程参与扶贫项目选择、设计、实施和验收工作。以上工作一方面能够提高贫困群众的积极性、主动性和创造性,另一方面可以使其理论与实践相结合,真正掌握脱贫致富的技能,充分发挥贫困群众脱贫致富的主体作用,激发贫困群众脱贫的内生动力,进而从知识上、精神上脱贫。

第三,精准扶贫坚持保护生态,提升脱贫的保障。以习近平“绿水青山就是金山银山”的重要论断为指导,精准扶贫过程中,坚持扶贫开发与生态保护有机统一、协调互促的原则,因地制宜发挥贫困地区生态资源优势,让贫困群众在生态资源建设与保护中多得实惠,实现生态脱贫、自然脱贫,以提高脱贫的可持续性和保障性。

综上,本文提出假设 1:

H1:扶贫审计有助于提高脱贫质量。

### (三) 扶贫专项审计的空间效应

空间效应理论是区域经济学领域研究中的重要理论。1956 年美国经济学家艾萨德提出区位和空间经济理论<sup>[30]</sup>,1980 年,Marshall 提出了“溢出”的概念,并用外部性解释了溢出的内涵<sup>[31]</sup>,此后,空间效应理论逐渐丰富,空间效应理论越来越多地被运用到区域协同发展的研究中。本文通过分析政府扶贫审计的空间溢出效应,认为政府扶贫审计不仅影响该县的扶贫质量,还会产生一定的外部溢出效应,即政府扶贫审计的介入及公告都会对周边各县产生示范作用和震慑作用,促使周边各县甚至整个区域提高扶贫质量。具体路径如下:

首先是“示范效应”。不同城市与其周边地区存在紧密联系,两者相互服务、相互依赖、相互促进,有紧密的竞合关系<sup>[13]</sup>。因此,在相互竞争以及地方官员政绩压力下,周边地区会向发展较好的地区学习,邻近地区的发展带动本地区的发展,形成反馈机制,进而促进区域内的整体发展。根据“示范效应”作用机制,由于各个地区脱贫压力大,必定会发生“邻近模仿”的现象。与此同时,区域间的技术、文化、制度、人才等资源与信息的流通与融合,都将促进区域间扶贫效果在地区间产生空间外溢效应。

其次是“搭便车效应”。相关部门对违法违规单位进行严厉的行政处罚,会对其他地区产生震慑效应,从而减少其他地区的违法违规行为,使这些区域在没有承担处罚成本的前提下,自觉矫正行为,科学分配使用扶贫资源,提高扶贫项目的科学决策能力与执行力。因此,政府审计功能的发挥不仅会提高本地区的脱贫可持续性,对邻近地区的脱贫可持续性也有正向影响。

综上,本文提出假设 2:

H2:扶贫专项审计功能的发挥,可以对周边地区的脱贫质量产生积极的空间溢出效应。

## 三、研究设计

### (一) 多期双重差分模型

由于审计署分别于 2015 年、2016 年、2017 年对四川省 20 个贫困县开展扶贫专项审计(其中 4 个县的数据不完整,本文的实证样本为 16 个县),不满足经典双重差分模型的适用条件,本文将经过国家扶贫审计的贫困县作为实验组,未经过国家扶贫审计的贫困县作为控制组,运用多期双重差分模型对政府扶贫审计促进扶贫质量提升进行研究,Hausman 检验结果 P 值显著,表明应选择固定效应模型。因此,为检验扶贫审计是否能有效提升脱贫质量,验证假设 H1,本文构建多期双重差分固定效应模型(1):

$$Por_{i,t} = \rho + \beta_0 treated_{i,t-1} + \beta_1 Control_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在上述模型中, $Por_{i,t}$  为被解释变量,表示贫困县  $i$  在  $t$  时期的脱贫质量指数,其中( $i = 1, 2, \dots, 61$ ;  $t = 2011, \dots, 2019$ )。政策虚拟变量  $treated$  为核心解释变量,在贫困县实施扶贫审计的起始年份及之后年份取 1,实施扶贫审计以前年份及对照组地区均取 0,并将审计数据滞后一期。 $control$  为控制变量。 $\beta_0$

是政策虚拟变量系数,衡量扶贫审计对贫困地区的净影响,  $\beta_0$  为正时,表明扶贫审计对地区脱贫有正向带动作用。 $u_i$  与  $\gamma_t$  分别表示对个体与时间进行控制,  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项系数。

(二) 变量定义与度量

1. 被解释变量:由脱贫质量及其影响因素分析可得,脱贫质量受多个因素的影响,因此本文运用主成分分析法来计算脱贫质量指数,以此作为被解释变量,用 *Por* 表示。

2. 解释变量:基于扶贫审计促进高质量脱贫的机理分析可得,扶贫审计功能的发挥会提高脱贫质量,结合多期双重差分模型的特点,本文以扶贫审计虚拟变量 *treated* 为解释变量,在贫困县开始实施扶贫审计及之后年份取 1,开始实施扶贫审计之前年份及对照组地区均取 0,并将审计数据滞后一期。

3. 控制变量:本文借鉴王善平等学者的研究成果<sup>[32]</sup>,结合扶贫专项审计及脱贫质量的特点,将人均生产总值、政府干预、财政收入、农户人均固定资产投资、人均地方财政社会保障和就业支出作为本文的控制变量。具体的变量名称、变量符号及变量计量如表 2 所示。

表 2 变量选取情况

| 变量类型  | 变量名称          | 变量符号           | 变量定义                   |
|-------|---------------|----------------|------------------------|
| 被解释变量 | 脱贫质量指数        | <i>Pro</i>     | 测算得出                   |
| 解释变量  | 扶贫审计介入        | <i>treated</i> | 开始实施扶贫审计及之后年份取 1,否则取 0 |
|       | 人均生产总值        | <i>Gdp</i>     | 人均生产总值的自然对数            |
| 控制变量  | 政府干预          | <i>Gov</i>     | 财政支出/地区生产总值            |
|       | 财政收入          | <i>Rev</i>     | 地方财政收入总额的自然对数          |
|       | 农户人均固定资产投资    | <i>Fix</i>     | 农户人均固定资产投资             |
|       | 人均地方财政社保和就业支出 | <i>Soc</i>     | 地方财政社会保障和就业支出/地方常住人口   |

(三) 数据来源及描述性统计

1. 数据来源

本文以四川省 66 个国家原定贫困县作为研究对象,去除部分缺失数据以后,得到 61 个县的数据结果。主要数据来源于 2011—2019 年《中国县域经济统计年鉴》《四川省统计年鉴》,部分数据来源于地方政府工作报告,经手工搜集整理而得。

2. 实验分组

审计署分别于 2015 年、2016 年、2017 年对四川省 20 个贫困县开展扶贫专项审计,并在官网公布的 2016 年第 7 号公告、2017 年第 6 号公告与 2018 年第 46 号公告中披露了审计情况。本文将经过国家扶贫审计的贫困县分为实验组,未经过国家扶贫审计的贫困县作为控制组,得到 16 个实验组、45 个控制组,分组情况详见表 3。

表 3 实验分组情况

| 实验组  | 控制组   |
|--|---|
| 宣汉县、丹巴县、苍溪县、九寨沟县、平昌县、平武县、屏山县、万源市、叙永县、仪陇县、马边彝族自治县、剑阁县、沐川县、喜德县、美姑县、南部县 | 若尔盖县、红原县、康定县、泸定县、阿坝县、九龙县、雅江县、道孚县、炉霍县、甘孜县、新龙县、德格县、白玉县、石渠县、色达县、理塘县、巴塘县、乡城县、稻城县、得荣县、木里藏族自治县、盐源县、普格县、布拖县、金阳县、昭觉县、越西县、甘洛县、雷波县、古蔺县、北川羌族自治县、旺苍县、青川县、阆中市、通江县、南江县、汶川县、理县、茂县、松潘县、金川县、小金县、黑水县、马尔康县、壤塘县 |

注:数据来源于四川省人民政府网站。

3. 描述性统计

表 4 是对被解释变量、解释变量及控制变量的描述性统计。脱贫质量指数的衡量指标 *Por* 的最小值为 5.405,最大值为 9.788,平均数为 6.995;扶贫审计指标 *treated* 的最小值为 0,最大值为 1,平均数为 0.078,说明有 7.8% 的县在 2011—2019 年之间经过了政府扶贫审计。其他变量中,农户人均固定资产投资 *Fix*、人均地方财政社会保障和就业支出 *Soc* 的标准差分别为 1.033、1.163,虽然都大于 1,但整体偏差不大。因此,不需要进一步进行数据处理。

表 4 描述性统计

| 变量             | 样本数 | 最小值    | 最大值    | 平均值    | 标准偏差  |
|----------------|-----|--------|--------|--------|-------|
| <i>Por</i>     | 549 | 5.405  | 9.788  | 6.995  | 0.784 |
| <i>treated</i> | 549 | 0.000  | 1.000  | 0.078  | 0.279 |
| <i>Rgdp</i>    | 549 | 8.013  | 11.500 | 9.674  | 0.591 |
| <i>Gov</i>     | 549 | 0.0380 | 3.948  | 0.893  | 0.685 |
| <i>Rev</i>     | 549 | 4.913  | 8.739  | 6.958  | 0.712 |
| <i>Fix</i>     | 549 | 9.651  | 16.040 | 12.690 | 1.033 |
| <i>Soc</i>     | 549 | 0.200  | 8.733  | 6.304  | 1.163 |

## 四、实证检验与结果分析

### (一) 共线性检验

本文利用相关系数和方差膨胀因子来检验各变量的共线性。通过相关性分析可得,政府扶贫审计和其他控制变量均与脱贫质量指数 *Por* 存在正相关关系,且自变量和控制变量以及控制变量之间的相关系数均小于 0.5,方差膨胀因子(VIF)检验结果也表明,核心解释变量与控制变量的 VIF 值均小于 5,说明各个变量之间不存在多重共线性问题。

### (二) 平行趋势检验

平行趋势假定是样本可以采用双重差分模型的重要前提。图 2 给出了平行趋势检验的结果。从图 2 中可以看出,在扶贫审计实施前以及实施当期,政策影响系数均不显著,这表明实验组与控制组的农民可支配收入水平的高低在扶贫审计实施前无明显差异。而当实验组实施扶贫审计后其效应回归系数显著且呈现出上升趋势,表明扶贫审计的效应具有一定的滞后性,并且在审计实施后的 2~3 年内,政策仍然发挥效应,但在第四年后,审计效应有明显减弱。

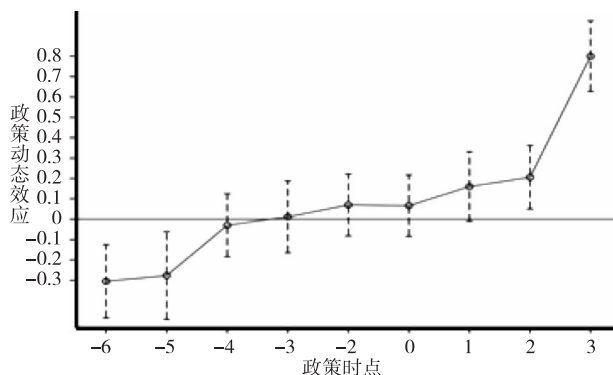


图 2 平行趋势检验

### (三) 实证结果及分析

#### 1. 基准回归分析

在对个体与时间进行控制的基础上,本文采用多期双重差分模型研究扶贫审计与脱贫质量之间的关系。表 5 给出了扶贫审计与脱贫质量之间的实证结果。表 5 列(1)中未加入控制变量,扶贫审计 *treated* 与脱贫质量指数 *Por* 的系数是 0.1197,在 1% 的水平上显著;表 5 列(2)中加入了控制变量,扶贫审计 *treated* 与脱贫质量指数 *Por* 的系数是 0.0933,在 5% 的水平上显著。综上,无论是否加入控制变量,解释变量系数都显著,说明实施扶贫审计会显著提高地区的脱贫成效,支持了假设 H1,表明扶贫审计会提高脱贫质量。

#### 2. 稳健性检验

##### (1) 安慰剂检验

为了检验上述所得结论的稳定性,本文进行了安慰剂检验。我们参考多数研究学者的检验方法,将所有的变量打乱,随机赋予某一个样本,构造扶贫审计的实施时间,即以随机抽取的方式,选择 2016 年为扶贫审计的实施时间,对模型进行检验,并重复上述过程 1000 次,得到随机样本估计系数的密度分布图,见图 3。从图 3 可以看出,经过 1000 次模拟后,核密度分布图呈现出正态分布,而横竖虚线远远偏离了随机样本估计系数结果的密度分布,表明上述的基准回归结果不是偶然产生的,并且不存在重大误差。

##### (2) 反事实检验

反事实检验是假设政策的实施提前至实际发生的时间点之前,若交互项系数仍然显著,则说明反事实假设成立而原假设不成立,否则,如果交互项系数不显著,则证明反事实假设不成立,原假设成立。四

表 5 基准回归分析

| 变量                                 | (1)                      | (2)                    |
|------------------------------------|--------------------------|------------------------|
|                                    | <i>Por</i>               | <i>Por</i>             |
| <i>treated</i>                     | 0.1197 ***<br>(2.7300)   | 0.0933 **<br>(2.1616)  |
| <i>Rgdp</i>                        |                          | 0.2683 **<br>(2.1256)  |
| <i>Gov</i>                         |                          | 0.1062 ***<br>(2.8016) |
| <i>Rev</i>                         |                          | 0.0125<br>(0.1611)     |
| <i>Fix</i>                         |                          | 0.0626<br>(1.3208)     |
| <i>Soc</i>                         |                          | 0.1467 ***<br>(3.6834) |
| <i>_cons</i>                       | 8.8888 ***<br>(547.6200) | 5.5199 ***<br>(5.0050) |
| <i>id</i>                          | Yes                      | Yes                    |
| <i>year</i>                        | Yes                      | Yes                    |
| Observations                       | 549                      | 549                    |
| <i>r</i> <sup>2</sup> <sub>a</sub> | 0.8847                   | 0.8021                 |

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

川省贫困县的扶贫审计集中于 2015、2016 与 2017 年,按照反事实假设,本文假定扶贫审计在 2013、2014 年实施,进行两次双重差分模型的基准回归,回归结果如表 6 所示。表 6 列(1)、列(2)中政府审计 *treated* 与扶贫质量均在 10% 的水平上不显著,也即若假设扶贫审计在 2013 年与 2014 年实施,政策虚拟变量的回归系数均不显著,说明反事实假设不成立,原假设成立,即基准回归结果是不存在系统性误差的。

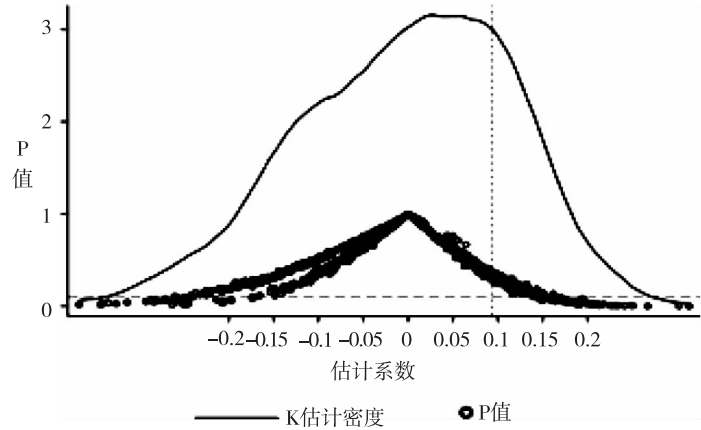


图3 安慰剂检验

### 五、空间效应检验

#### (一) 空间相关性检验

进行空间计量检验之前应先构建空间邻接矩阵,本文首先采用相邻关系构建空间邻接矩阵,以此来检验扶贫审计是否可以发挥空间溢出效应提升临近各县的脱贫质量。构建原则如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (1)$$

$W_{ij}$  是矩阵元素,代表区域  $i$  与  $j$  之间的位置关系。当  $W = 1$  时,表示两个区域相邻;当  $W = 0$  时,两区域不相邻。

其次,计算面板数据的莫兰指数 (Moran's I),判断研究样本是否存在空间效应。如果莫兰指数的取值范围在  $(-1, 1)$ ,说明该样本存在空间效应,使用空间计量模型是合理的。莫兰指数的计算过程如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)} \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (2)$$

其中,  $x_i$  代表观测值,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵。Moran's I 的取值范围应该在  $(-1, 1)$ ,若 Moran's I 取值范围在  $(-1, 0)$ ,且能够通过显著性检验,则表示一个地区脱贫质量的提高会抑制周边地区脱贫质量的提高,越接近  $-1$ ,说明抑制作用越强;若 Moran's I 取值范围在  $(0, 1)$ ,且能够通过显著性检验,则表明脱贫质量综合指数之间存在着显著的空间正相关关系,表示一个地区脱贫可持续性的提高会带动周边地区脱贫质量的提高,越接近  $1$ ,带动作用越强。

本文以四川省实施扶贫审计的 16 个贫困县为样本,基于空间权重构造的原则构造空间邻接矩阵,进一步验证扶贫审计的空间溢出效应对贫困县农民脱贫的影响。并且,我们按照全局莫兰指数的计算方法计算了四川省 16 个贫困县 2011—2019 年脱贫质量的 Moran's I 及伴随概率。结果表明,2011—2019 年四川省 16 个贫困县脱贫质量的 Moran's I 均在 10% 的水平上显著,可以认为实施扶贫审计的 16 个贫困县的脱贫质量存在强烈的空间自相关性。

#### (二) 空间计量模型选择

上述分析表明,我国脱贫质量综合指数存在着正向的空间自相关关系,说明邻近地区之间存在着相互依赖的关系。因此,采用空间计量模型可以更好地计算政府审计对脱贫可持续性的直接和间接影响。

表6 反事实检验

| 变量             | (1)<br><i>Por</i>      | (2)<br><i>Por</i>      |
|----------------|------------------------|------------------------|
| <i>treated</i> | 0.0150<br>(0.2766)     | 0.0168<br>(0.5645)     |
| <i>Rgdp</i>    | 0.2788 **<br>(2.1463)  | 0.1880 *<br>(1.6998)   |
| <i>Gov</i>     | 0.1151<br>(1.0595)     | 0.0776 **<br>(2.2621)  |
| <i>Rev</i>     | 0.0305<br>(0.3046)     | 0.0093<br>(0.1264)     |
| <i>Fix</i>     | -0.0594<br>(-0.7337)   | 0.0574<br>(1.2993)     |
| <i>Soc</i>     | 0.1485 ***<br>(3.7566) | 0.1487 ***<br>(3.7410) |
| <i>_cons</i>   | 4.3688 ***<br>(3.2144) | 5.5060 ***<br>(5.6600) |
| <i>id</i>      | Yes                    | Yes                    |
| <i>year</i>    | Yes                    | Yes                    |
| Observations   | 549                    | 549                    |
| $r^2\_a$       | 0.5336                 | 0.8100                 |

空间计量模型有三种形式:空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。

$$SLM:y = \rho W_1 Y + X\beta + \varepsilon \tag{3}$$

$$SEM:y = X\beta + W_2 X\delta + \varepsilon \tag{4}$$

$$SDM:y = \rho W_1 Y + X\beta + W_2 X\delta + \varepsilon \tag{5}$$

其中, $Y$ 是因变量, $W_1$ 、 $W_2$ 分别是被解释变量和解释变量的空间相关关系。 $X$ 是解释变量矩阵, $\beta$ 是参数向量, $\delta$ 是空间自相关系数。SLM模型表示一个地区的脱贫质量除了受到本地区的扶贫审计的影响外,还会受到周边地区脱贫质量的影响。SEM模型表示一个地区的脱贫质量除了受到本地区的扶贫审计的影响外,还会受到周边地区审计力度的影响。SDM模型综合了上述的两种模型。针对上述三种模型,进行拉格朗日(LM)检验、LR检验与Wald检验,结果表明研究样本使用空间杜宾模型结果将会更优。

### (三) 空间杜宾模型设定

基于空间杜宾模型的思路,构建政府扶贫审计空间溢出效应验证模型,用来进一步验证四川省16个贫困县的扶贫审计与其邻近各县脱贫质量之间的关系。因此,本文构建空间杜宾模型(6)。

$$Por_{i,t} = \beta_1 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Por_{j,t} + \beta_{11} treated_{i,t-1} + \beta_{12} control_{i,t} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} treated_{i,t-1} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} control_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon \tag{6}$$

其中,虚拟变量 *treated* 为核心解释变量, *Por* 为脱贫可持续性综合指数, *control* 为控制变量。 $W$  为 0-1 邻接矩阵,  $\beta$  为回归系数,  $\theta$  为空间自相关系数,  $u$  与  $\gamma$  分别表示个体固定效应与时间固定效应。

### (四) 空间计量结果及分析

#### 1. 空间杜宾模型估计结果

表7给出了四川省16个扶贫审计贫困县进行空间杜宾模型分析的结果。从表7中可以看出,空间自相关系数( $\rho$ )在10%的水平上显著正相关,说明四川省16个贫困县的脱贫质量在空间维度上存在正的溢出效应。*treated*的系数为正且在5%的水平上显著,说明扶贫审计可以显著提高四川省16个贫困县的脱贫质量。从 *W-L.treated* 的系数可以看出,扶贫审计不仅对本地区的脱贫有影响,还可以带动周边县区的脱贫质量,支持了假设H2。

#### 2. 基于空间杜宾模型的效应分解

表8给出了空间滞后模型效应分解的检验结果,表8列(1)中扶贫审计 *treated* 的直接空间效应的系数为0.0522,且在5%的水平上显著;列(2)中扶贫审计 *treated* 的间接空间效应的系数为0.0597,且在10%的水平上显著;列(3)中扶贫审计 *treated* 的总空间效应的系数为0.1119,且在10%的水平上显著。综上,从直接效应、间接效应以及总效应来看, *treated* 的系数均显著为正,具体表现为扶贫审计每增长1%,可以带动周边整体区域脱贫质量提升11.19%,说明扶贫审计可以显著提高整个区域的脱贫质量,进一步支持了H2。

## 六、结论性评述

本文基于“免疫系统论”,从政府审计的三个功能出发,探讨扶贫专项审计对脱贫质量的影响机理,并基于空间效应理论分析了政府扶贫审计的空间溢出效应,进而以审计署分

表7 SDM模型估计结果

| 变量                 | 时空固定效应                 |
|--------------------|------------------------|
| <i>treated</i>     | 0.0471 **<br>(1.9900)  |
| <i>W-L.treated</i> | 0.0820 *<br>(1.6922)   |
| <i>Rgdp</i>        | 0.4465 ***<br>(5.8077) |
| <i>Gov</i>         | 0.1933 *<br>(1.6588)   |
| <i>Rev</i>         | 0.0848<br>(1.6369)     |
| <i>Fix</i>         | 0.2109 ***<br>(4.4751) |
| <i>Soc</i>         | 0.1683 ***<br>(4.1253) |
| <i>Spatial rho</i> | 0.1633 *<br>(1.7347)   |
| <i>sigma2_e</i>    | 0.0188 ***<br>(8.4408) |

表8 SLM模型效应分解

| 变量             | 直接效应<br>(1)            | 间接效应<br>(2)          | 总效应<br>(3)             |
|----------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| <i>treated</i> | 0.0522 **<br>(1.9868)  | 0.0597 *<br>(1.6916) | 0.1119 *<br>(1.7167)   |
| <i>Rgdp</i>    | 0.4580 ***<br>(5.6349) | -0.1419<br>(-1.4857) | 0.3161 ***<br>(3.4654) |
| <i>Gov</i>     | 0.2144 *<br>(1.8569)   | -0.1058<br>(-0.9630) | 0.1085<br>(0.8250)     |
| <i>Rev</i>     | 0.0951 *<br>(1.7896)   | -0.0870<br>(-1.6122) | 0.0081<br>(0.1235)     |
| <i>Fix</i>     | 0.1960 ***<br>(4.4157) | 0.1421 *<br>(1.6989) | 0.3380 ***<br>(3.6341) |
| <i>Soc</i>     | 0.1509 ***<br>(2.8902) | 0.1266<br>(1.5966)   | 0.2775 ***<br>(2.6530) |



别于2015年、2016年、2017年对四川省20个贫困县开展的扶贫专项审计为准自然实验,综合运用多期双重差分模型以及空间杜宾模型,检验政府扶贫审计对被审计对象脱贫质量以及被审计对象周边各县脱贫质量的影响,得出以下结论:(1)扶贫专项审计能有效提升脱贫质量;(2)政府扶贫审计在促进脱贫质量提升中具有空间溢出效应。

从本文的结论可以得出如下启示:首先,要推进扶贫领域中的全过程审计。“事前”,就政策制定依据、项目规划可行性以及预期实现成果进行可行性评价,重点审查被审计单位开展的前期调查数据以及论证过程;“事中”,重点揭露扶贫资源是否公平分配、是否出现闲置浪费或违法侵占的情形以及项目是否按照原计划执行、是否脱离现实情况等;“事后”,重点关注各项扶贫措施的落实效果以及预期成效的达标情况,针对实施效果不佳的项目,究其根本原因,及时改正被审计单位体制以及制度层面出现的问题,为后续的政策制定提供借鉴。其次,形成多元参与的审计模式。由于政府审计的人力不足、审计资源匮乏等问题,因此应在审计署的集中统筹下,以购买服务的形式引进社会审计服务,激发三者的合力效应。此外,审计机构可以和税务局、民政局等国家部门和单位形成长期合作机制,收集与被审计对象相关的数据,完善审计证据。最后,完善区域性协同机制。扶贫工作需要的时间长、难度大,且政府审计与农村地区脱贫之间存在着空间相关性,因此,需要不同层面的审计机关进行合作,打破不同区域间的信息壁垒,建立区域间的协作机制。比如,在审计署的领导下,建立区域农村扶贫审计联合会,定期举办各种活动,开展邻近地区间的审计经验交流会等,促进临近地区审计信息的交流与共享,实现审计经验的优化配置。

由于数据获得的限制,本文的研究内容还存在不足,未来可在以下几方面拓展:(1)数据可获得条件下,脱贫质量的影响指标还可以进一步优化;(2)《审计年鉴》中针对扶贫方面的审计数据说明不够详细,对县域扶贫审计的问题未做详细解释,数据详细情况下,还可以针对县域扶贫审计的问题对扶贫专项审计提升脱贫质量的路径展开进一步分析。

#### 参考文献:

- [1]汪三贵,刘未.“六个精准”是精准扶贫的本质要求——习近平精准扶贫系列论述探析[J].毛泽东邓小平理论研究,2016(1):40-43.
- [2]郑长德.深度贫困民族地区提高脱贫质量的路径研究[J].西南民族大学学报(人文社科版),2018(12):103-112.
- [3]吴业苗.以人为核心:乡村振兴中的农民问题与民生改善[J].学术界,2022(3):63-72.
- [4]罗连发,吴成强,刘沛瑶.提高脱贫质量的理论、政策与测算框架[J].宏观质量研究,2021(1):1-14.
- [5]檀学文,白描.论高质量脱贫的内涵、实施难点及进路[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2021(2):29-40.
- [6]郭军,张琛,马彪.贫困地区脱贫质量及其影响因素研究[J].宏观质量研究,2021(3):24-35.
- [7]Andrew D. Relative Poverty, British social policy writing and public experience[J]. Social Policy and Society,2016,16(3):377-390.
- [8]许莉,汪晨琛.省级审计机关财政扶贫资金审计现状研究——基于审计工作报告的数据分析[J].财政监督,2019(6):80-84.
- [9]朱智鸿.扶贫政策跟踪审计探析[J].中国注册会计师,2017(10):75-79.
- [10]雷俊生.基于国家审计的精准扶贫保障机制研究[J].学术论坛,2018(5):103-110.
- [11]杜永红,史慧敏,石买红.大数据背景下精准扶贫的审计监督全覆盖研究[J].会计之友,2017(20):106-109.
- [12]颜琰.政府审计对贫困县脱贫成效的影响研究[D].长沙:湖南师范大学,2019.
- [13]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.
- [14]王波,杨霄.后扶贫时代国家审计促进贫困治理的制度供给研究[J].审计研究,2020(6):10-17.
- [15]Singh P K, Hiremath B N. Sustainable livelihood security index in a developing country: A tool for development planning[J]. Ecological Indicators, 2010, 10(2): 442-451.
- [16]Penrose E T. The theory of the growth of the firm[M]. New York: John Wiley & Sons,1959.
- [17]Klimopva N V, Lavrenteva T E. Problem of poverty in Russia and the ways of its solution[J]. Polythematic Online Scientific Journal of Kuban State Agrarian University, 2014,100(6):1-11.

- [18] Drenik A, Perez-Truglia R. Sympathy for the diligent and the demand for workfare[R]. Nber Working Papers, 2017.
- [19] Arjun S. Human rights and extreme poverty[J]. Economic and Political Weekly, 2010, 45(6): 85-93.
- [20] Sabina A, Mauricio A, Satya C, et al. Measuring chronic multidimensional poverty[J]. Journal of Policy Modeling, 2017, 39(6): 983-1006.
- [21] 布尔迪厄. 世界的苦难: 布尔迪厄的社会调查[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2017.
- [22] 龚曼, 陈骏兰, 江晓梅. 脱贫人口返贫问题对策之可持续脱贫[J]. 山西农经, 2018(9): 5-6.
- [23] 吴业苗. 高质量脱贫的巩固与再发力[J]. 国家治理, 2020(1): 39-43.
- [24] 李实, 沈扬扬. 高质量脱贫: 内涵、意义和路径[J]. 国家治理, 2020(28): 30-32.
- [25] 刘国城, 高春晗, 李庭燎. 国家审计促进乡村振兴政策落实的研究——基于功能定位和实现路径的视角[J]. 财会通讯, 2021(17): 8-13.
- [26] 陈希晖, 陈良华, 李鹏. 国家审计提升政治信任的机理和路径[J]. 审计研究, 2014(1): 18-23.
- [27] 陈治. 财政激励、金融支农与法制化——基于财政与农村金融互动的视角[J]. 当代财经, 2010(10): 25-33.
- [28] 郑石桥, 梁思源. 国家审计促进公共支出效率的路径与机理——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 审计与经济研究, 2018(2): 29-38.
- [29] 蔡利, 马可哪呐. 政府审计与国企治理效率——基于央企控股上市公司的经验证据[J]. 审计研究, 2014(6): 48-56.
- [30] 艾萨德. 区位与空间经济[M]. 杨开忠, 等译, 北京: 北京大学出版社, 2011.
- [31] Marshall A. Principles of economics[M]. London: Macmillan Publishers Limited, 1980.
- [32] 王善平, 胡祥兵. 政府审计对公共支出减贫成效的影响——基于 H 省 51 个贫困县面板数据的实证分析[J]. 财会月刊, 2019(6): 90-98.

[责任编辑: 黄 燕]

## Research on the Influence of Government Special Audit on Poverty Alleviation Quality ——Quasi Natural Experiment Based on County-level Data in Sichuan Province

HAO Suli, SHAN Yunxia

(School of Management, China University of Mining and Technology-Beijing, Beijing 100083, China)

**Abstract:** Based on the “immune system theory” and “spatial effect theory”, the mechanism of poverty alleviation audit to improve the quality of poverty alleviation is analyzed. Take the data of 61 former national poverty-stricken counties in Sichuan Province from 2011 to 2019 as samples, the multi-period double difference model and spatial Dobbins model are used for empirical test. The results show that poverty alleviation audit is helpful to the the poverty alleviation quality, and it also has obvious spatial spillover effect. In this research, the measurement accuracy of the poverty alleviation quality is improved and the path for poverty alleviation audit to promote poverty alleviation quality is clarified, providing reference to the key points of the whole process poverty alleviation audit and the improvement of regional collaborative audit.

**Key Words:** poverty alleviation audit; poverty alleviation quality; multi-period double difference model; spatial spillover effect; government audit; targeted poverty alleviation