

国家审计能否促进农村脱贫?

——基于空间杜宾模型的检验

邢维全

(天津财经大学 会计学院,天津 300222)

[摘要] 基于2010—2016年中国省域农村贫困情况数据及国家审计数据,采用空间杜宾模型,在考虑空间滞后效应的条件下,对国家审计治理与农村脱贫之间的关系进行了经验识别与政策讨论。研究表明,我国省级审计机关的审计活动不仅会降低本地贫困人口规模,在不同省份之间也存在显著的外溢效应。因此,审计机关应进一步完善区域性协同机制,积极建设跨区域协作平台,充分发挥国家审计空间溢出效应,实现扶贫审计动态全覆盖,保障和改善民生。

[关键词] 国家审计;农村脱贫;空间杜宾模型;空间溢出效应;国家治理;政府审计;扶贫跟踪审计

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)06-0009-09

一、引言

改革开放以来,我国取得了举世瞩目的经济增长“奇迹”,同时创造了前所未有的减贫成就。消除贫困、实现共同富裕是社会主义制度的本质要求,也是社会主义制度优越性的具体体现。贫困人口脱贫、贫困县摘帽是全面建成小康社会的底线目标。新中国建立以来,我国的扶贫工作都是由政府主导的^[1]。在各级政府的有力推动下,我国逐步形成了政府、企业、社会、个人多元参与且有机整合的“整体性”农村扶贫大格局^[2]。其中,政府主导的专项扶贫、行业扶贫和对口帮扶,是目前最重要也是最有力的扶贫措施,而其中涉及大量财政资金的分配和使用^[3],如果不能实现有效的监督,扶贫的效果将大打折扣。已有研究发现,我国扶贫政策和公共物品供给的针对性还有待加强,扶贫资金在传递过程中存在层层偏离的问题,不但“瞄不准”而且“瞄不久”,亟须构建多元化的扶贫监督机制^[4]。因此,扶贫资金在有力地促进贫困地区的经济发展,加快贫困地区脱贫致富步伐的同时,也需要加大对其使用过程的监管力度。

国家审计作为国家治理这个大系统中一个内生的具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”^[5],在实现全面建成小康社会目标中起到了重要的保障作用。习近平总书记指出,要加强扶贫资金阳光化管理,加强审计监督,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。近年来,为促进国家各项扶贫政策的落实和扶贫资金的合理、有效使用,审计署多次组织大范围的扶贫资金专项审计和以落实国家重大政策为导向的扶贫跟踪审计^[6]。各级审计机关坚持问题导向,持续聚焦“精准、安全、绩效”目标任务,党的十八大以来,已完成了对832个贫困县的扶贫审计全覆盖。仅在2018年,审计署和地方审计机关就通过专项审计、政策落实跟踪审计等方式,累计抽查扶贫资金2200多亿元,移送问题线索270余件,并定期以审计报告的形式公布审计结果。那么,国家审计通过开展扶贫审计工作,在帮助农村脱贫方面发挥了怎样的作用?不同地区国家审计作用的发挥是否对其他邻近地区具有空间溢出效应?深入研究以上问题对于优化扶贫审计监督体系、提高扶贫资金的审计监督效率具有重要的学术价值和现实意义。

从已有文献来看,对于扶贫资金审计监督的研究大多限于微观层面,相关研究集中于对审计促进扶贫的路径、方法及其优化拓展等方面^[7-11],鲜有文献对国家审计与农村脱贫情况之间关系进行宏观层面的定量化实证研究。本文综合运用我国2010—2016年省级面板数据和较前沿的空间杜宾模型(SDM),深入探讨国家审计及其空间溢出效应与农村脱贫的关系,以期对现有文献作进一步的拓展与补充。通过研究发现,我国省级审计机

[收稿日期] 2020-06-13

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目(71702123);教育部人文社会科学研究项目(17YJC790095)

[作者简介] 邢维全(1981—),男,天津人,天津财经大学会计学院讲师,博士,从事国家审计、审计与资本市场研究, E-mail: Xingweiqian@126.com。

关的审计活动不仅会降低本地贫困人口规模,在不同省份之间也存在显著的外溢效应。

二、国家审计与农村脱贫的探索性空间数据分析

为了测度省级国家审计机构审计功能发挥与农村脱贫在地理空间上的聚集性,本部分采用探索性空间数据分析方法,运用空间自相关莫兰指数(Moran's I)及莫兰散点图来分析国家审计功能发挥情况与农村脱贫情况是否存在集群现象,并进一步采用局域空间关联指标(Local Moran's I)来检验这种分布格局。本文采用的样本来自全国31个省、自治区和直辖市(除西藏外)2010—2016年的数据,原始数据来源于《中国审计年鉴》和《中国农村贫困监测报告》。

(一)国家审计与农村脱贫的空间自相关检验

全局空间自相关性可通过莫兰指数进行检验,并可用散点图实现可视化。莫兰指数的取值范围是 $[-1, 1]$ 。正值表示正向的空间自相关,说明存在空间聚集现象;负值表示负向的空间自相关或称空间分散;0值则表示在空间上是随机分布的。

本文采用省级农村贫困人口数量 SPP (万人)和农村贫困发生率 IOP (%)两个指标对贫困情况进行衡量。由于2010年我国实行了新的农村贫困标准,为保证可比性,贫困数据的起始年份为2010年。从表1可以看出,采用一阶Rook邻近性空间权重矩阵时, SPP 和 IOP 的莫兰指数均为正值,且全部通过1%的显著性检验,这说明样本中31个省市的贫困发生率和贫困人口数都显著存在空间依赖性,省级范围内的贫困分布是非随机的,存在空间集聚现象。

表1 2010—2016年农村贫困状况与国家审计治理指数的Moran指数表

年份	贫困发生率 IOP			贫困人口数量 SPP			国家审计治理指数 $SAGI$		
	Moran	Z 值	P 值	Moran	Z 值	P 值	Moran	Z 值	P 值
2010	0.5883	5.2984	0.001	0.3106	3.1217	0.005	0.2096	2.1548	0.0290
2011	0.5772	5.3913	0.001	0.3303	2.9217	0.004	0.1716	1.8303	0.0470
2012	0.5611	5.2939	0.001	0.3303	3.1271	0.003	0.2119	2.1928	0.0210
2013	0.5482	5.2210	0.001	0.3287	3.0311	0.007	0.2058	2.1465	0.0280
2014	0.5678	5.3344	0.001	0.3249	3.0637	0.007	0.1671	1.8090	0.0480
2015	0.5806	5.7250	0.001	0.3522	3.3713	0.002	0.1860	1.8848	0.0430
2016	0.5580	5.1081	0.001	0.3096	2.8118	0.004	0.1311	1.4915	0.0800

对于国家审计治理的衡量,本文采用因子分析的方法构建国家审计治理指数(State Audit Governance Index, SAGI)^[12]。表1列示了SAGI的莫兰指数。国家审计治理指数的莫兰值均在10%或更低的显著性水平通过假设检验,最低值为2016年的0.1311,表明我国的国家审计治理也存在一定的空间集聚现象,表现为较为显著的正相关性。

莫兰散点图^[13]可以将各省市的农村贫困情况表示在平面直角坐标系中。坐标系分为四个象限,其中第一象限Q1是高值/高值(high/high),含义是贫困地区被其他贫困地区所包围;第二象限Q2是低值/高值(low/high),含义是非贫困地区被贫困地区所包围;第三象限Q3是低值/低值(low/low),含义是非贫困地区被非贫困地区所包围;第四象限Q4是高值/低值(high/low),含义是贫困地区被非贫困地区所包围。斜率即为莫兰指数。国家审计治理的空间关联模式与以上描述一致。

农村贫困与国家审计治理的莫兰散点图(图1至图3)均显示大部分省份集中于第一象限(high/high)和第三象限(low/low)。在农村贫困人口的集群检验结果中,2016年有11个省市位于第一象限,相比2010年减少1个;2016年有11个省市位于第三象限,与2010年持平。整体而言,2010年和2016年地区贫困人口数量的莫兰散点位于第一象限、第三象限的省市数量比例占总样本的比重为74.19%和70.97%。地区贫困率的集聚性在莫兰散点图则更加明显,2010年和2016年均均有12个省市位于第一象限,16个省市位于第三象限,且没有任何省份位于第四象限。2010年和2016年地区贫困率的莫兰散点位于第一象限、第三象限的省市数量比例占总样本的比重为90.32%。该结果进一步证实了我国地区贫困存在显著的空间依赖性,大部分省市与邻近省份表现出相似性,尤其是农村贫困率指标表现得更加明显。同样地,国家审计治理指数在2016年有10个省市位于第一象限,比2010年少1个;2016年和2010年均均有10个省市位于第三象限,占比分别为67.74%和64.52%。国家审计治理能力强的地区和治理能力相对较弱的地区存在空间集聚现象。

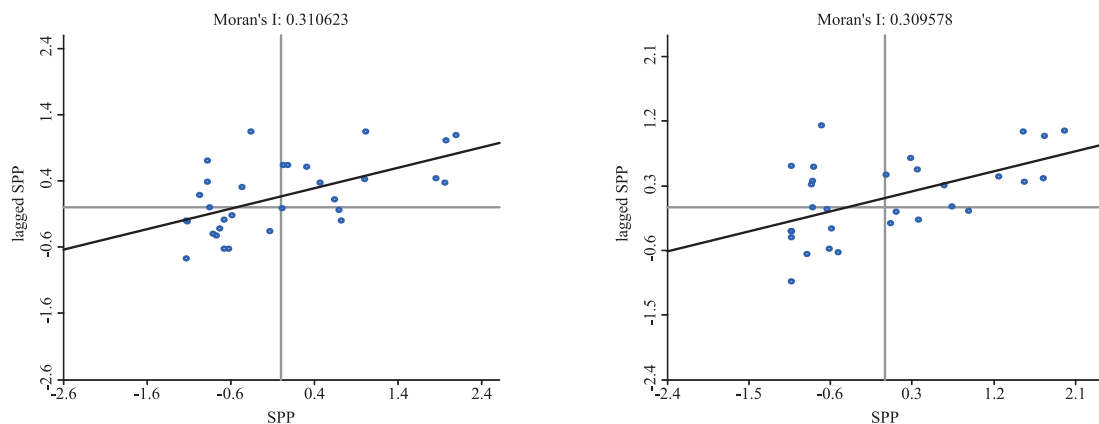


图1 2010年、2016年贫困人口数量的莫兰散点图

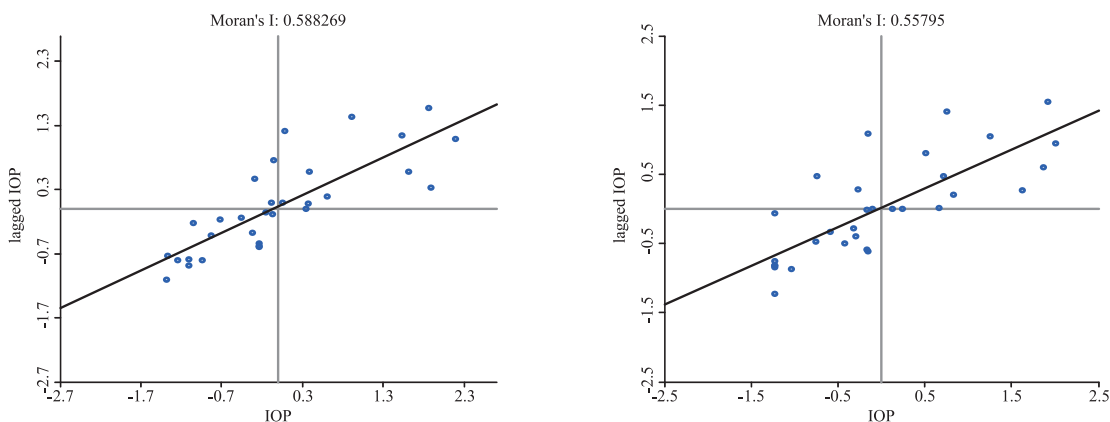


图2 2010年、2016年贫困发生率的莫兰散点图

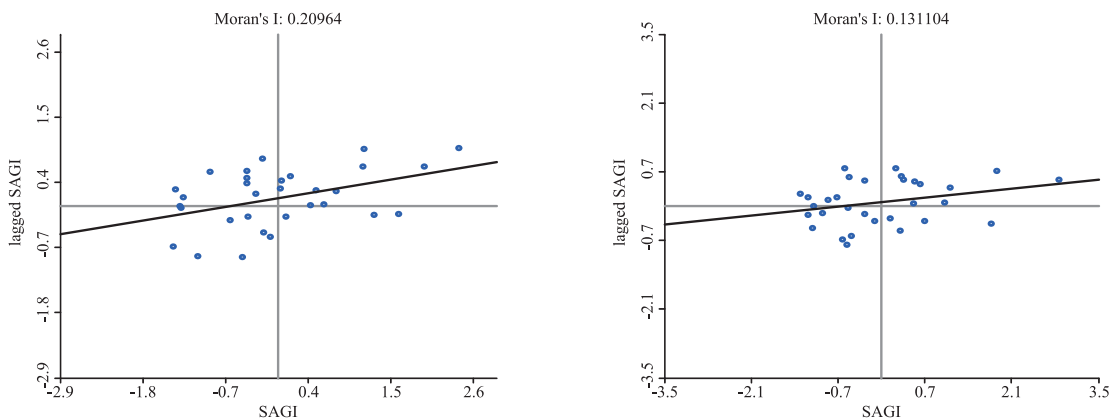


图3 2010年、2016年国家审计治理指数的莫兰散点图

(二) 国家审计与农村脱贫的空间关联局域指标 LISA 分析

虽然莫兰指数从总体上描述了农村脱贫与国家审计的集群情况,但全局空间自相关检验无法刻画局部地区的空间自相关现象。本部分使用局域空间关联指标(Local Indicator of Spatial Association, LISA)检验局部地区是否存在高值或者低值的空间聚集现象。

通过 LISA 聚类及相关显著性检验发现,从绝对贫困人口角度考察,我国 2020—2016 年农村贫困人口的区域分布形成了一个主要的高—高聚集区,包括湖北、云南、贵州和广西四省,这种空间聚集与我国人口的区域分布状况有直接的关系。由于这四个省份的人口较多,贫困人口数量也相对较高,从相对贫困率指标角度考察,则形成两个主要聚集区:一是西部省份,主要包括新疆、西藏、青海、云南等;二是东部以浙江、江苏、上海为核心的

区域。可见,在贫困问题上,我国东西部不平衡现象仍然比较突出,大量贫困人口聚集在地理位置偏远、市场化程度低、交通相对不便的地区,且西部省份贫困发生率普遍会受到周边省份的影响。从分布情况来看,绝对贫困人口数量和贫困人口比例在空间分布上也存在显著区别,贫困人口较多的省份集中在我国的西南地区,而贫困发生率较高的省份则集中在我国的西部地区。

国家审计治理能力的 LISA 聚类表明,我国省级审计机关国家审计治理能力形成了局部高-高聚集的情况,聚集区包括山东、河南、安徽等东中部地区,而在中部偏西的省份,如湖北、贵州等省份则表现出低-高聚集的情况,这种聚集状况为不同省份之间国家审计相互促进提供了条件。

由上述检验结果可以看出,我国不同省份农村贫困与国家审计治理均存在显著的空间自相关性和空间聚集。农村贫困的高聚集区与国家审计治理能力的高聚集区域并不重合,因而我们可以初步认为提升国家审计治理能力是能够对农村脱贫产生积极影响的。为了进一步验证,本文将采用面板数据的空间杜宾计量模型进行实证检验。

三、理论分析与研究假设

人民群众是经济社会发展的根基和力量源泉,解决好民生问题是维护人民群众根本利益的题中应有之义。世界银行指出,市场无法保障社会公平,制定和实施反贫穷计划是政府的基本职能^[14]。事实证明,我国政府在消除贫困、改善民生中的作用是无可替代的,而国家财政是持续性扶贫政策得以实施的根本保障。特别是 2010 年以来,我国扶贫工作从集中连片特困区式扶贫过渡到精准扶贫和深度扶贫阶段^[1],扶贫投入力度不断增大,增长逐年加快。政府财政资金使用的合法性和透明度决定了国家扶贫政策能否得到有效贯彻落实。国家审计作为国家治理的基石和重要保障,始终立足“监督”这一基本职责,发挥保障国家扶贫工作顺利开展的作用。

从国家审计助力扶贫攻坚的作用机制来看,根据国家扶贫工作的统一部署,审计机关先后下发了《关于进一步做好扶贫资金审计、监督工作的意见》(审农发[2004]60号)、《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》(审办农发[2016]68号)等一系列扶贫审计工作规范性文件。在审计机关的政策引领下,扶贫措施、扶贫资金、扶贫项目运行到哪里,审计就跟进到哪里。国家审计以其独立性、专业性、主动性和全面性成为精准扶贫的重要保障。通过多年的实践和探索,目前,国家审计参与扶贫工作的机制主要包括财政扶贫资金收支审计、财政扶贫项目绩效审计、扶贫部门主要领导干部经济责任审计、政策措施落实情况跟踪审计等^[6,15],通过对资金、项目、扶贫工作责任人及相关政策落实的审计监督,发挥审计的治理功能。在审计工作执行过程中,首先,以财务收支审计为基础,通过关注扶贫资金使用的规范性,严格审核扶贫资金的分配、使用和管理过程,重点关注资金管理使用不规范、项目建设不合规等突出问题,并着力推进财政扶贫资金的综合绩效审计;其次,通过对扶贫部门主要领导干部实施经济责任审计等形式,整治和查处扶贫领域的责任落实不到位、工作措施不精准甚至职务犯罪等行为,促进脱贫工作责任制落到实处;最后,通过对各级各部门精准扶贫、精准脱贫政策措施落实情况的跟踪审计,持续开展审计监督,突出审计目标的预防性功能,保证地方扶贫主体在合规性的前提下,有序开展扶贫工作,发现扶贫工作中出现的新问题,及时反馈,促进整改落实。在审计监督的具体实现途径上,国家审计对扶贫工作的推动主要集中在:其一,通过问题梳理和全局统筹,提高扶贫工作的整体协同性和科学性;其二,通过反贪污浪费,监督和制约权力运行,提升扶贫绩效;其三,通过督促整改落实,完善地方扶贫工作机制。因此,国家审计通过发挥其审计治理功能,规范地方政府扶贫工作,推进地方脱贫。基于以上分析,本文提出假设 H₁。

H₁: 国家审计治理能力越强,越有利于农村脱贫。

此外,国家审计治理还可以通过空间溢出效应保障农村脱贫工作有效开展。国家审计对农村脱贫的空间溢出效应是指某一地区国家审计执行情况对其他地区农村脱贫的影响。第一,受地方政府之间包括地方政府官员之间隐性竞争的影响^[16-17],不同地区之间的农村贫困状况可能存在空间外溢效应。特别是中央提出在 2020 年我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫、贫困县全部摘帽的目标下,相邻地区之间不可避免地存在邻近模仿和相互赶超的情况。第二,地区间的空间邻近性和经济联系紧密性也是促进国家审计对农村脱贫产生空间外溢效应的重要原因。地方政府在推进本地区脱贫工作的同时,在经济地理意义上与其联系紧密的地区也会从其扶贫成果中受益。我们可以推断国家审计治理会对农村贫困状况产生空间外溢效应。由此,本文提出假设 H₂。

H₂: 国家审计治理可以对周边地区的扶贫工作产生空间溢出效应,且这种空间溢出效应是积极的,能够降低周边地区的农村贫困状况。

四、模型设定、变量测度与实证结果

(一) 模型设定

1. 面板数据模型

本文首先构建一般面板数据模型,即模型(1)以检验国家审计与农村脱贫之间的关系。

$$Poverty_{it} = \beta_0 + \beta_1 SAGI_{it} + \beta_2 z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

2. 空间杜宾模型

结合第二部分的分析,某一省份的农村脱贫情况不但受到自身经济发展状况等因素的影响,而且受到周围地区的影响。财政资金转移支付、区域一体化项目都会增强区域贫困之间的联动关系,从而使得农村脱贫具有一定的空间自相关性。根据空间计量经济学理论,空间相关性既可能来自因变量自身,也可能来自自变量及误差项,因此本文进一步采用能够同时控制农村脱贫的空间异质性和国家审计功能发挥特征的空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,SDM)进行检验。此模型可以避免由于遗漏空间滞后项而导致估计量有偏且不一致的情况,从而避免了可能存在的遗漏变量问题。考虑到可能存在的内生性问题,本文将国家审计治理指数的当期数据和滞后一期数据分别引入模型,构建空间面板杜宾模型,以期准确地考察国家审计治理对农村脱贫的影响,模型形式如下:

$$Poverty_{it} = \beta_0 + \rho_1 W_{ij} Poverty_{jt} + \beta_1 SAGI_{it} + \rho_2 W_{ij} SAGI_{jt} + \beta_2 z_{it} + \rho_3 W_{ij} z_{jt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示省市; t 表示年份; $Poverty_{it}$ 表示地区贫困水平; ρ 为本地区贫困水平对周边地区贫困水平的影响系数,当 $\rho > 0$ 时,表明相邻地区存在空间溢出效应,当 $\rho < 0$ 时表明相邻地区存在空间负效应。 $SAGI$ 为国家审计治理指数,由国家审计8项指标经因子分析后得到。 z_{it} 为地区异质性控制变量,包括调整后的实际GDP和农村常住居民人均可支配收入。 W_{it} 为空间权重矩阵,这里采用的是一阶Rook邻近性空间权重矩阵和经济发展水平权重矩阵。 μ_i 为地区效应, γ_t 为时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 指标选取与数据说明

本文选取2010—2016年我国31个省市为样本,原始数据来源于《中国农村贫困监测报告(2011—2017)》《中国审计年鉴(2009—2017)》以及中宏统计数据库([http://edu. macrochina. com. cn](http://edu.macroeconomy.com.cn))。汪三贵认为,改革开放40年来,我国的扶贫工作呈现阶段性特征^[18],从2010年开始至今属于全面小康的扶贫开发阶段,而我国现行农村贫困标准从2010年开始使用,且2017年后的扶贫数据并不齐全,因此,本文选用2010—2016年的数据作为样本区间,采用GeoDa软件和Stata 15.0进行数据分析和处理。

农村贫困($Poverty$):借鉴龙开胜等的研究^[19],本文选取全国分地区农村贫困人口规模(SPP)和农村贫困发生率(IOP)作为度量指标。根据《中国农村贫困监测报告》的说明,相关原始数据来源于“国家统计局住户收支与生活状况调查”。

国家审计($SAGI$):参考郑石桥等的研究思路^[12],本文从国家审计治理的产出视角出发,将国家审计的批判性作用和建设性作用指标相结合,并采用因子分析的方法实现降维,构建国家审计治理指数。选取的代理变量包括:(1)被审计单位数量;(2)审计查出主要问题金额;(3)审计移送处理案件数量;(4)审计移送处理涉及人员;(5)审计移送处理涉及金额;(6)审计问题资金整改金额;(7)审计提出建议数量;(8)审计建议被采纳数量。其中,(1)项至(5)项为批判性作用指标,(6)项至(8)项为建设性作用指标。本文采用Stata 15.0对上述8项指标进行探索性因子分析。结果表明,上述8项指标的KMO值和巴特莱特球体检验(Batlett's test of sphericity)均通过,可以提取三个公因子,累计方差贡献率为81.84%。接下来,本文根据不同因子的相对方差贡献率构建国家审计治理指数($SAGI$)用于实证检验。

为了尽量降低遗漏变量对回归结果的影响,本文在模型中加入了影响农村贫困的其他控制变量,包括:(1)调整后的省级实际GDP($lrgdp$);(2)农村居民人均可支配收入($ldirr$)。为降低控制变量的波动性,本文对上述控制变量取自然对数。相关变量的统计描述见表2。

表2 样本数据变量的描述性统计

Var Name	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
SPP	217	293.604	309.299	0.000	176.000	1521.000
IOP	217	10.614	9.759	0.000	8.000	49.200
$SAGI$	217	0.090	0.631	-0.794	-0.046	2.479
$lrgdp$	217	9.138	1.030	5.938	9.305	10.963
$ldirr$	217	9.096	0.406	8.139	9.107	10.147

(三) 国家审计对农村脱贫影响的计量

检验

1. 面板模型结果

本文首先得出了面板数据固定效应模型的检验结果(如表3所示)。从结果可以看出,在不考虑空间相关性的情况下,国家审计与地区贫困发生率(*IOP*)正相关且不显著,与预期相反,说明国家审计治理对地区的相对贫困并未发生显著作用,可能的解释是,在针对财政扶贫工作实施的绩效审计中,主要以财政部和国务院扶贫办2008年颁布的《财政扶贫资金绩效考评试行办法》为依据,其指标体系中只包括贫困人口减少情况,而并未涉及贫困人口比例指标,因此地方政府和审计机关可能更加关注贫困人口的绝对减少情况,而对贫困人口比例是否下降关注不足。国家审计与地区贫困人口数量(*SPP*)在1%水平上显著负相关,与预期一致,说明国家审计治理对地区的绝对贫困人口减少是有积极作用的。当我们将解释变量替换为 *SAGI* 的滞后1期和滞后2期纳入回归模型时,得到了相似的结论。控制变量中,省级GDP与被解释变量正相关且不显著,国内生产总值的提升并未对农村脱贫产生显著影响,这说明地方政府在扶贫工作中只关注GDP的增长是远远不够的,GDP指标并不代表居民财富的纯增加,还包括资源投入,单纯依靠“拼资源”带来的GDP提升显然是缺乏可持续性的。另外,农村常住人口人均可支配收入与被解释变量显著负相关,说明提高农村居民可支配收入是减贫的重要抓手。

2. 空间杜宾模型结果及模型检验

对模型进行空间计量分析前,首先需要检验我国农村贫困状况及其影响因素是否存在空间自相关。为了保证结果的稳健性,本文分别采用了 Moran's I, Geary's C 和 Getis and Ord's G 三种方法进行空间相关性检验^[20]。考虑到上述统计检验的提出主要针对

对截面数据,本文借鉴何江等及许连和等的计算方法^[21-22],采用分块对角矩阵 $C = I_t \times W$ 代替原有的截面统计量计算公式中的空间权重矩阵 W_{it} ,从而将上述检验应用到面板数据分析,检验结果如表4所示。

从检验结果来看,所有的检验都在1%的显著水平上拒绝原假设,说明我国农村贫困状况、国家审计治理及其影响因素均存在空间自相关。根据 LeSage 和 Pace、Elhorst 提出的模型设定建议^[23-24],参考 Belotti 等人的思路^[25],本文以更具一般性的空间杜宾模型(Spatial Dubin Model,SDM)作为起点来分析国家审计对农村脱贫的空间溢出效应。由于模型存在固定效应与随机效应的选择问题,本文首先采用 Hausman 检验进行判断。根据 Hausman 检验结果,卡方值为 23.15,P 值为 0.0007,在1%水平上显著,应拒绝原假设,选择固定效应模型进行分析。鉴于面板数据模型中国家审计对地区相对贫困水平 *IOP* 的作用并不显著,在空间杜宾模型中,我们使用 *SPP* 作为模型的因变量。此外,由于本研究选择的数据时间跨度小于截面样本数量,更适合采用空间固定效应模型^[26],而且我国各省存在非常强的个体异质性,各省级政府在审计和脱贫领域均具有较大的政策自主性,理论上固定效应更为突出,所以在表5中,我们只报告了空间固定效应和时空双固定效应模型的估计结果,采用的空间权重矩阵分别为一阶 Rook 邻近性矩阵和以 GDP 为指标的经济权重矩阵。

从表5的估计结果来看,首先,在基于地理邻近性矩阵的空间固定效应模型中,因变量的空间滞后项系数 ρ 显著为正,再次证实不同省市贫困情况之间存在空间依赖关系;在时空双固定效应模型以及基于经济权重矩阵的空间杜宾模型中,因变量的溢出效应并不显著。可能的解释是,经济发展水平相似的省份之间目前尚缺乏在

表3 面板数据固定效应回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>IOP</i>	<i>SPP</i>	<i>IOP</i>	<i>SPP</i>	<i>IOP</i>	<i>SPP</i>
<i>SAGI</i>	1.477 (1.20)	-177.546*** (-4.20)				
<i>SAGI_lag</i>			1.354 (1.07)	-243.920*** (-5.88)		
<i>SAGI_lag2</i>					0.692 (0.54)	-264.381*** (-6.32)
<i>lrgdp</i>	4.858 (0.63)	255.390 (0.96)	4.664 (0.60)	259.625 (1.01)	4.620 (0.59)	211.834 (0.84)
<i>ldirr</i>	-23.319*** (-4.02)	-616.167*** (-3.10)	-23.242*** (-4.00)	-559.135*** (-2.92)	-22.759*** (-3.89)	-520.231*** (-2.74)
<i>_cons</i>	178.193*** (8.25)	3580.278*** (4.83)	179.381*** (8.13)	3010.666*** (4.14)	175.454*** (8.01)	3074.154*** (4.32)
N	217	217	217	217	217	217
R-Square	0.723	0.644	0.723	0.672	0.722	0.680
Adj. R-Square	0.67	0.58	0.67	0.61	0.67	0.62

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上双边检验显著,括号内为 t 值。

表4 模型变量的空间相关性检验

变量	Moran's I			Geary's C			Getis and Ord's G		
	I	Z 值	P 值	C	Z 值	P 值	G	Z 值	P 值
<i>SPP</i>	0.502	11.270	0.000	0.590	-5.327	0.000	0.040	12.394	0.000
<i>IOP</i>	0.612	13.714	0.000	0.334	-8.737	0.000	0.034	9.966	0.000
<i>SAGI</i>	0.225	5.094	0.000	0.719	-4.224	0.000	0.388	6.176	0.000
<i>lrgdp</i>	0.325	7.315	0.000	0.538	-6.924	0.000	0.021	3.500	0.000
<i>ldirr</i>	0.689	15.331	0.000	0.219	-13.084	0.000	0.020	-3.672	0.000

农村脱贫方面的有效交流机制,不同省份之间的相互影响并不显著。其次,与面板数据模型的检验结果相似,国家审计治理指数与地区贫困人口数量显著负相关,说明国家审计对地区绝对贫困的治理作用较为明显;最后,从国家审计治理指数的空间滞后项来看,国家审计的空间滞后项显著为负,表明国家审计对邻近省份贫困人口具有显著的降低作用。

表5 模型回归结果

因变量	一阶 Rook 邻近性空间权重矩阵				经济权重矩阵			
	SPP	SPP	SPP	SPP	SPP	SPP	SPP	SPP
ρ/λ	0.377*** (4.39)	0.131 (1.27)	0.352*** (4.09)	0.113 (1.10)	0.156* (2.08)	-0.0460 (-0.58)	0.125 (1.65)	-0.0770 (-0.97)
SAGI	-120.1*** (-3.31)	-153.0*** (-4.38)			-149.5*** (-3.94)	-181.4*** (-5.19)		
SAGI_lag			-170.4*** (-4.63)	-195.6*** (-5.51)			-214.3*** (-5.64)	-230.6*** (-6.61)
lrgdp	628.0* (2.49)	44.67 (0.17)	556.5* (2.25)	25.83 (0.10)	239.6 (0.88)	-209.1 (-0.81)	179.0 (0.68)	-227.7 (-0.91)
ldirr	-640.8*** (-3.63)	-1081.5*** (-5.70)	-595.0*** (-3.45)	-989.1*** (-5.27)	-902.0*** (-4.35)	-1075.3*** (-5.54)	-858.0*** (-4.21)	-984.4*** (-5.12)
W × SAGI	-332.7*** (-4.31)	-396.9*** (-5.04)			-223.7*** (-3.90)	-286.4*** (-5.25)		
W × SAGI_lag			-300.8*** (-3.77)	-325.0*** (-3.95)			-181.1** (-3.02)	-245.5*** (-4.29)
W × lrgdp	-595.7 (-1.31)	-1509.3** (-2.65)	-349.2 (-0.79)	-1244.6* (-2.25)	-733.4* (-2.02)	-1706.4*** (-4.60)	-704.3* (-1.99)	-1635.6*** (-4.50)
W × ldirr	557.3 (1.65)	803.2 (1.90)	433.2 (1.33)	691.1 (1.67)	1065.4*** (3.46)	549.7 (1.70)	1084.5*** (3.61)	696.6* (2.21)
Obs	217	217	217	217	217	217	217	217
空间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
R ²	0.6784	0.6447	0.6983	0.6548	0.689	0.6331	0.7076	0.6463
Log-L	-1285.3664	-1267.1629	-1280.285	-1264.0957	-1292.0673	-1268.8834	-1286.0944	-1263.9423

鉴于 SDM 模型能够同时考虑因变量和自变量的空间异质性,空间杜宾模型是空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的一般形式。根据 Belotti 等人的思路^[25],本文将对模型进行检验,以最终确定 SDM 模型的适当性。相关检验结果如表 6 所示,在表中以空间杜宾模型为基本模型的 Wald 检验和 Lratio 检验来看,在两种权重矩阵下,Wald 检验和 Lratio 检验均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,表明空间自回归模型(spatial autoregressive model, SAR 模型)和空间误差模型(spatial error model, SEM 模型)并不适用于本文的样本数据。另外,SDM 模型的 AIC 和 BIC 值均小于 Kelejian-Prucha 空间模型,或称 SAC 模型的 AIC 和 BIC 数值,进一步表明 SDM 模型是较好的拟合模型。

3. 空间溢出效应估计

表 7 报告了国家审计对农村脱贫的空间溢出效应估计结果。其中,直接效应反映本省国家审计治理对农村贫困的影响;间接效应反映了国家审计治理的空间溢出效应;总效应反映所有其他地区的影响。具体来说,在空间固定效应模型和时空双固定效应模型中,国家审计治理能力的提高不仅有利于减少本地区贫困人口数量,而且对其他地区也有显著的溢出效应,且对所有地区的总效应也显著为负,审计减贫效果明显。

五、结论与对策

2020 年是脱贫攻坚决战决胜、全面收官的关键阶段。本文对我国 31 个省市 2010—2016 年国家审计治理与农村脱贫情况进行探索性空间数据分析,并进一步采用空间杜宾模型(SDM)实证研究国家审计对农村脱贫的影响,得到以下初步结论。

表6 空间计量模型选择结果

空间权重矩阵 检验指标	SAR or SDM Wald 检验	SEM or SDM Lratio 检验	SAC		SDM	
			AIC	BIC	AIC	BIC
一阶 Rook 邻近 性空间权重矩阵	37.76*** [0.0000]	60.58*** [0.0000]	2601.87	2622.15	2586.73	2613.77
经济权重矩阵	49.35*** [0.0000]	49.04*** [0.0000]	2621.57	2641.85	2600.14	2627.17

注:AIC, Akaike's Information Criterion; BIC, Bayesian Information Criterion。

其一,我国省级国家审计机关的审计情况与农村脱贫均存在显著的空间自相关,在地理分布上出现明显的空间聚集现象。国家审计与农村脱贫情况均存在显著的空间依赖性,大部分省市与其邻近省市表现出相似性。某一省份的国家审计治理效果和农村贫困情况与其所在的地理位置即周边省份的情况有密切的关系,加强邻近省份之间的沟通协调是发挥国家审计治理功能的重要方式。

其二,国家审计治理能够在空间和时间两个层面发挥治理作用,但治理效果具有一定的选择性。从检验结果看,国家审计治理对以农村贫困人口数衡量的绝对贫困状况改善效果显著,但在样本期间对农村贫困人口比例的影响并不显著。可能的解释是,目前我国贫困人口比例较高的地区集中在以新疆、青海、西藏等省份为代表的西部地区,其脱贫工作仍多以发展地区经济为主要抓手,而这些地区地方审计机关的审计资源相对匮乏,因此,国家审计的治理效果难以体现。

其三,国家审计治理能力的提高不仅有利于减少本地区贫困人口数量,而且对其他地区也有显著的溢出效应,且对所有地区的总效应也显著为负,审计减贫效果明显,说明国家审计在全面建设小康社会的“精准扶贫”阶段,在监督扶贫资金使用方面发挥了重要的作用。

综上,在样本范围内,我国各地区的农村脱贫情况差异明显,因此,国家审计机关应针对不同地区的资源禀赋及扶贫工作开展情况,制定更具有针对性的扶贫审计战略,实现工作理念的根本性转变,从侧重扶贫资金监管转向保障和巩固扶贫成果,以达到扶贫审计动态全覆盖的目标。具体政策建议如下。

1. 进一步完善区域性协同机制。扶贫是一项长期而艰巨的任务。鉴于国家审计与农村脱贫均存在显著的空间依赖性,有关部门应尝试在审计署的统筹下,建立“扶贫审计区域性联席会议”等区域性协同机制,破除地区壁垒,促进合作与交流,实现省域间扶贫审计资源的自由流动与优化配置。特别是地方审计机关在制定本地区扶贫审计计划时,不仅需要关注本地区的经济条件与状况,还要通盘考虑周边地区的扶贫策略及扶贫审计的执行情况,在区域性协同的前提下实施扶贫审计,发挥国家审计最大的扶贫减贫功效。

2. 积极建设跨区域协作平台。鉴于国家审计与农村脱贫均存在显著的“高/高聚集”和“低/低聚集”现象,因此,一方面,国家审计机关应进一步强化审计署、特派办及地方审计机关之间在扶贫审计领域的跨区域沟通机制,对一些政府审计资源相对匮乏的空间集聚区域,国家应该在政策层面给予适当保障,鼓励他们与其他审计资源相对丰富的省份开展跨区域合作,积极搭建协作平台,实现不同地区扶贫审计工作能力的全面提升。另一方面,应鼓励现有贫困地区与已实现脱贫地区之间加强扶贫工作交流,取长补短,相互借鉴,从而共同完成全面脱贫目标,实现区域间协调发展。

3. 充分发挥国家审计空间溢出效应。实证结果显示,某一地区的国家审计治理能力对周边其他地区有显著的溢出效应,且对所有地区的总效应也显著为负。因此,地方审计机关特别是已经实现脱贫的地区,应在加强对扶贫攻坚政策落实和重点资金项目跟踪审计的基础上,实施扶贫审计“走出去”战略,在注重提升自身扶贫审计能力建设的同时,将部分审计资源与其他地区共享,充分发挥扶贫审计对周边省市的溢出效应,助力邻近地区尽快实现全面脱贫。

表7 国家审计的空间溢出效应估计

矩阵	因变量	效应类型	空间固定	双固定
一阶 Rook 邻近性空间权重矩阵	SAGI	直接效应	-157.7*** (-4.17)	-165.6*** (-4.79)
		间接效应	-550.9*** (空间溢出效应) (-4.20)	-450.2*** (-4.62)
		总效应	-708.6*** (-4.76)	-615.7*** (-5.62)
	SAGI_lag	直接效应	-203.5*** (-5.47)	-204.6*** (-5.87)
		间接效应	-507.7*** (空间溢出效应) (-4.05)	-367.8*** (-3.80)
		总效应	-711.2*** (-5.14)	-572.3*** (-5.50)
经济权重矩阵	SAGI	直接效应	-162.8*** (-4.35)	-177.4*** (-5.17)
		间接效应	-278.6*** (空间溢出效应) (-3.93)	-268.3*** (-4.77)
		总效应	-441.4*** (-5.22)	-445.7*** (-6.84)
	SAGI_lag	直接效应	-223.1*** (-5.98)	-225.0*** (-6.48)
		间接效应	-228.1*** (空间溢出效应) (-3.31)	-215.7*** (-3.89)
		总效应	-451.2*** (-5.77)	-440.7*** (-7.27)

参考文献:

- [1] 雷明,李浩,邹培. 小康路上一个也不能少:新中国扶贫七十年史纲(1949—2019)——基于战略与政策演变分析[J]. 西北师范大学学报:社会科学版,2020(1):118-133.
- [2] 许文文. 整体性扶贫:中国农村开发扶贫运行机制研究[J]. 农业经济问题,2017(5):65-71+111-112.
- [3] 胡祥勇,范永忠. 中国农村扶贫资金使用效率实证分析[J]. 中南林业科技大学学报:社会科学版,2014(3):76-80.
- [4] 柳晨. 精准扶贫主体的行动逻辑[J]. 西北农林科技大学学报:社会科学版,2020(1):19-25.
- [5] 刘家义. 论国家治理与国家审计[J]. 中国社会科学,2012(6):60-72.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 刘静. 完善扶贫资金审计的对策研究[J]. 审计研究,2016(5):38-43.
- [9] 寇永红,吕博. 财政扶贫资金绩效审计工作现状及改进措施[J]. 审计研究,2014(4):19-22.
- [10] 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.
- [11] 王善平,谢妙,唐红. 财政扶贫资金审计监管的“无影灯效应”改进研究[J]. 湖南师范大学社会科学学报,2013(4):89-95.
- [12] 郑石桥,徐孝轩,宋皓杰. 国家审计治理指数研究[J]. 南京审计学院学报,2014(1):89-96.
- [13] Anselin L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association[J]. Spatial Analytical Perspectives on GIS,1996,3(1):111-125.
- [14] 景云祥等. 责任政府构建逻辑、要件、路径研究[M]. 哈尔滨:黑龙江人民出版社,2008.
- [15] 王善平,申志仁. 财政扶贫开发资金审计监管研究[J]. 湘潭大学学报:哲学社会科学版,2010(4):31-34.
- [16] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,2007(7):36-50.
- [17] 周飞舟. 锦标赛体制[J]. 社会学研究,2009(3):54-77.
- [18] 汪三贵. 中国40年大规模减贫:推动力量与制度基础[J]. 中国人民大学学报,2018(6):1-11.
- [19] 龙开胜,朱婷婷. 农村居民收入变化对贫困的影响:基于省级面板数据[J]. 农业现代化研究,2019(6):907-916.
- [20] 姜磊. 应用空间计量经济学[M]. 北京:中国人民大学出版社,2020.
- [21] 何江,张馨之. 中国区域人均GDP增长速度的探索性空间数据分析[J]. 统计与决策,2006(22):72-74.
- [22] 许和连,邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界,2012(2):30-43.
- [23] Lesage J P, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton Landon New York:Chapman and Hall/CRC,2009.
- [24] Elhorst J P. Applied spatial econometrics:Rising the bar[J]. Economic Analysis,2010,5(1):9-28.
- [25] Belotti F, Hughes G, Mortari A P. Spatial panel data models using stata[J]. Cs Research Paper,2016,14(5):139-180.
- [26] 伍德里奇. 计量经济学导论:现代观点[M]. 北京:清华大学出版社,2007.

[责任编辑:刘 茜]

Can National Audit Promote Rural Poverty Alleviation? Empirical Research Based on Spatial Dubin Model

XING Weiquan

(School of Accounting, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Based on the data of rural poverty and national audit from 2010 to 2016 in China, this paper uses the Spatial Dubin Model to identify and discuss the relationship between national audit governance and rural poverty alleviation. The results show that the audit activities of provincial audit institutions will not only reduce the scale of local poor people, but also have significant spillover effects among different provinces. Therefore, auditing institutions should further improve the regional coordination mechanism, actively build a cross-regional cooperation platform and make full use of the spatial spillover effects of national audit in order to realize a dynamic and full coverage of poverty alleviation audit, ensure and improve people's livelihood in poverty-stricken areas.

Key Words: national audit; rural poverty alleviation; spatial Dubin model; spatial spillover effect; state governance; government auditing; tracing audit of poverty alleviation