

国家审计如何影响地方政府民生回应？

——兼论公众监督和信息化的调节作用

沈楚楚

(南京师范大学 公共管理学院,江苏 南京 210000)

[摘要] 基于 2012—2021 年省级面板数据,考察国家审计对政府民生回应的二重作用效应。研究发现,国家审计与政府民生回应之间存在倒“U”型关系,当国家审计力度较小时,审计监督的促进效应占主导,国家审计与政府民生回应正相关;当国家审计力度较大时,引发的财政压力使得抑制效应占主导,表现为国家审计与政府民生回应负相关。进一步研究发现,公众监督和信息化对国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系具有负向调节作用。异质性检验结果表明,在政府回应性低、市场化程度高的地区,政府民生回应受到国家审计的影响更显著。基于所得结论,为确保政府对民生需求的回应保持在合理水平,提出加大对民生相关专项资金的审计力度、扩大民生审计范围、积极应对收支压力、着力保障民生发展支出等建议。

[关键词] 国家审计;政府民生回应;公众监督;信息化;民生审计

[中图分类号] F239.44 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2025)03-0019-10

一、问题提出

目前,建设回应性政府已成为国家治理现代化的重要方向^[1]。党的二十届三中全会强调,在发展中保障和改善民生问题是中国式现代化的重大任务,这使得民生回应成为政府回应的重中之重。如何实现政府职能的转变,提升政府民生回应,即提升政府的行为决策与社会成员民生相关意愿和偏好的契合程度^[2],使地方政府为民生托底,成为民生领域公共服务的高效提供者,是政府和学界关心的热点问题,也是推进国家治理体系和治理能力现代化的关键点之一。治理必治权,治权必监督,党的十九届四中全会特别强调在健全党和国家监督制度中发挥国家审计监督的职能作用。国家审计作为国家治理的重要工具,在制度安排上服务和服从于国家治理,能够在财政资源有限的前提下,帮助地方政府实现资源有效分配,也能够通过监督民生资金的安全使用、评估民生项目的实施效果、推动民生领域廉政建设等途径提升政府对辖区内民众民生需求的回应。那么国家审计能否在民生领域的回应性政府建设中发挥制度安排所期望的积极作用?它对政府民生回应会产生怎样的影响?这些问题需要通过进一步研究给出答案。

二、文献综述

审计职能的动态调整源于社会各方可感知的需求。国家审计的“治理”功能定位,从国家财政财产“看门人”,到经济安全“守护者”,到社会经济运行“免疫系统”,到国家治理基石与重要保障,再到党和国家监督体系的重要组成部分以及推动国家治理体系和治理能力现代化的重要力量^[3],随着国家治理的需求不断强化发展,国家审计与政府治理各领域之间的关系也逐渐受到学界的广泛关注。研究发现,国家审计在政府公共支出效率、政府债务风险治理、贫困治理等领域都发挥了积极作用^[4-7]。可见,国家审计在政府治理中发挥的治理效能已得到基本认可。

提升政府回应性是政府治理的重要内容,目前关于政府回应性的研究已经取得了一定成果。现有研究主要从社会中心论和政府中心论两个视角探讨了政府回应性的影响因素,其中社会中心论侧重分析公众参与、内群体偏见、经济发展及数字基础设施等外部环境要素对政府行为产生的影响^[8-10]。一方面,公众的积极参与会推

[收稿日期] 2024-10-15

[作者简介] 沈楚楚(1997—),女,江苏南京人,南京师范大学公共管理学院博士研究生,从事国家审计与国家治理研究,E-mail:chloe.c.shen@outlook.com。

动政府主动回应。公众对政府的行为进行研究、分析和问责必然会在事前影响政府行为^[9]，当公众对某一问题或政策表达出强烈的关注和诉求时，政府往往会更加积极地作出回应，以满足公众的期望和需求。除此之外，诉求本身的特征（如诉求对象的身份）也是诉求能否得到地方政府回应的重要影响因素。另一方面，从政府回应的客观能力来看，社会结构的差异会影响政府的回应行为，非正式制度（如宗族规范、公序良俗等）制约政府回应的有效性^[11]。经济发展状况也会影响政府的回应能力，财力资源是地方政府实现有效回应的重要支撑^[10]。从基础硬件设施来看，完善的数字基础设施能够为地方政府平台构建提供技术保障，从而提升地方政府的回应性水平^[10]。政府中心论关注政府回应民意诉求的政治逻辑，如制度建设、官员晋升激励、横向权力结构等^[1,12-13]如何驱动政府回应民意。制度是影响政府回应行为的关键因素之一，在一些民主制度较为完善的国家，政府可能更加注重公众的参与和意见表达，从而会更加积极地作出回应。有学者研究发现，选举制度会促使政府提供更多公共物品，所以能够更好回应弱势群体诉求^[12]。此外，针对主政官员的晋升激励制度也会对政府回应性产生显著影响^[13]。可以看出，目前大多数学者对于影响政府回应性的因素探究限于“政府—社会”的二元框架内，忽视了中央政府与地方政府之间的互动，仅有少数学者在“中央政府—地方政府—社会”的框架内探究三元作用机制。

那么，国家审计作为贯穿中央政府、地方政府和社会的监督制度，对政府回应性会产生怎样的影响？目前仅有少数文献明确提到，中央政府通过国家审计监督等方式规范地方政府的财政行为，提升政府回应性^[14]。也有文献发现国家审计与民生类财政支出之间存在正向关系，间接证明了国家审计对政府民生回应的提升效应，例如，张鼎祖等研究发现，国家审计会提升地方政府将更多财政资金分配至民生领域的意愿，证明国家审计的揭示、抵御、预防功能均能提升包括教育、科学技术、文化体育与传媒、社会保障和就业、医疗卫生在内的民生类支出比重^[15]；卢维学等通过贝叶斯分位数回归和固定效应回归研究发现，国家审计问责力度增大能够促进政府人均卫生支出的增加^[16]。然而，已有研究只关注国家审计与政府回应之间的单调关系，没有将国家审计在客观上引起的财政压力^[17]所导致的负面影响纳入考察范围。

本文聚焦民生领域，基于2012—2021年省级面板数据，采用双向固定效应模型考察国家审计与地方政府民生回应之间可能存在的非线性关系。本文的边际贡献可能在于：第一，丰富了“中央政府—地方政府—社会”框架内的三元作用机制研究，考虑中央政府对地方政府的审计监督作用，为提升政府民生回应性提供了经验性证据。第二，证明了国家审计与政府民生回应之间的非线性关系，并探讨了这一关系的形成原因和逻辑，丰富了国家审计对政府民生回应的影响研究。第三，在考察国家审计与政府民生回应之间存在非线性关系的基础上，将公众监督和信息化程度一并纳入研究框架，并进一步揭示了国家审计与政府民生回应之间倒“U”型关系分布上的非均质性，探讨了地区间国家审计治理效能存在差异的原因以及影响政府民生回应的途径和效果。

三、理论分析与研究假设

（一）国家审计与政府民生回应

在由“中央政府—地方政府—社会”构成的三元主体回应体系中，地方政府作为中央政府的代理人，通过提供公共产品和公共服务回应辖区居民民生需求^[14]。然而，央地政府之间的信息不对称很有可能会放大地方政府的机会主义行为，即政府的理性经济人属性使政府为追求个人利益最大化而放弃公共利益最大化（包括但不限于侵占公共资源、挪用公共资产等），导致各级政府的回应逐级衰减。国家审计在充分承认政府自利是一种不可避免的客观存在的基础上，能够使地方政府自身利益的实现与社会公共利益的实现最大限度地达成一致^[18]，减少了代理成本。国家审计机关依法对受到民众重点关注的民生资金、项目和政策进行审计监督，一方面预警、揭露财政违规支出行为；另一方面揭示管理漏洞和制度空缺，防止回应辖区居民需求的财政资金被挪用、侵占和浪费，从而切实兜住、兜准、兜牢民生底线，弱化地方政府“重生产、轻民生”的支出偏向，可以提高地方政府对辖区居民的民生回应性^[14]。以2020年基层“三保”审计情况为例，13省35县未落实12.53万名“保基本民生”个人补助10.14亿元，7省12县挤占挪用“保基本民生”经费22.64亿元^①，审计监督能够解决人民群众最直接最现实的利益问题。除此之外，审计机关通过关注民生项目的规划、建设、运营等各个环节，能够评估项目的实施

①数据来自《中国审计年鉴2023》。

效果,并从中发现问题、解决问题。以 2021 年巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接相关政策和资金审计情况为例,19 县巩固“两不愁三保障”的力度有所放松,共涉及 7.37 万名群众;在住房保障上,个别基层搞面子工程,如四川凉山州盐源县对 379 间危房仅进行了墙面抹灰刮白等,未进行实质性加固,造成了 450.26 万元帮扶资金实质性浪费^①。实施民生项目是政府回应辖区内民生需求的重要途径,通过审计监督,政府能够及时发现并纠正项目中的问题,提高项目的整体效益,从而提升政府对民生需求的回应。但是,相关研究发现,国家审计不仅能制约政府举债中的公共权力滥用和机会主义行为,还能基于风险评估结果对高风险区域发布债务预警信号,并推送至政府债务管理系统、相关金融机构以及社会公众^[5]。作为政府债务的主要债权人,金融机构将预警信号纳入债务违约评估框架,通过分析地方财政收支结构与存量风险指标,更加审慎地参与地方政府举债融资^[19]。以 2020 年防范化解重大风险审计情况为例,审计 18 省及所辖 36 个市县发现,有 10 个地区违规举债或担保 83.99 亿元,审计指出后已整改 40.97 亿元;对于违规举债或担保问题,9 个地区通过安排预算、直接偿还等方式化解隐性债务 60.22 亿元,2 个地区对违规举债单位进行追责问责^②。因此,国家审计客观上会削减地方政府的债务资金规模^[17],抑制地方债务增长^[6]。在地方政府经济发展和晋升激励的双重刺激作用与国家审计对地方政府债务的抑制作用的共同影响下,地方政府收支缺口扩大,进一步面临财政窘境^[17]。面对财政压力,地方政府更倾向于通过减少社保、教育、医疗卫生等民生性支出^[20-21]来弥补财政缺口。因此,国家审计对政府民生需求的回应起到了抑制作用。

基于以上分析发现,国家审计既可能促进政府对于民生需求的回应,又可能累及政府的民生回应,而且这两种作用是相互交织的,它们之间的关系很可能是非线性的。当国家审计力度在阈值以下时,当地政府面临的财政压力有限,国家审计对政府民生回应的促进作用超过因审计引起的财政压力所带来的抑制作用,总体来看国家审计的增强对政府民生回应有促进效应;当超过阈值之后,由于国家审计力度增大,财政收支缺口进一步扩大,因审计引起的财政压力所带来的抑制作用会超过国家审计对政府民生回应的促进作用,总体来看国家审计力度的增大会对政府民生回应产生抑制效应。因此,本文提出假设 H1。

H1:国家审计与政府民生回应之间存在倒“U”型关系。

(二)公众监督和信息化的调节作用

1. 国家审计、公众监督与政府民生回应

在现代公共财政理论中,政府作为纳税人的代理方有责任向公众披露其财政收支情况,以便接受公众监督^[9]。对政府的约束和监督包括国家监督和公众监督两种基本形式。其中,审计监督就是国家监督中的重要一环,而作为国家监督有益补充形式的公众监督与审计监督相辅相成,对国家审计与政府民生回应之间的关系应具有显著影响,目前尚未有文献关注这一点。

本文重点关注公众监督对国家审计和政府回应之间关系的调节作用。在国家审计力度与政府民生回应正相关阶段,由于公众监督政府的前提是公众能够获得政府活动的相关信息,即较高的信息透明度^[9],因此在公众监督程度较高的地区,地方政府的相关信息和活动通常更加公开,政府行为更加谨慎^[22],回应民众民生需求的财政资金被挪用或侵占的可能性降低,国家审计对政府民生回应的提升效果降低;而在公众监督程度较低的地区,地方政府自我管理意识以及公众监督的效果和力度都比较弱,回应民众民生需求的财政资金不能得到有效保障,此时国家审计对政府民生回应的提升效果比较显著。在国家审计力度与政府民生回应负相关阶段,在公众监督程度较高的地区,政府行为受到媒体、公众的广泛关注,即使国家审计力度增大导致财政压力上升,当地政府迫于舆论压力也不会显著降低对于民生需求的回应,国家审计对政府民生回应的负面影响降低;而在公众监督程度较低的地区,可能会因财政状况不透明等而导致媒体、公众的监督难度增大,失去外部舆论压力的地方政府在面对因审计力度增大而导致的财政压力时,更有可能选择通过降低民生支出来填补财政缺口,此时国家审计对政府民生回应的降低效果比较显著。

基于以上分析,本文提出假设 H2。

H2:公众监督对国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系具有负向调节作用。

①数据来自《中国审计年鉴 2023》。

②数据来自《中国审计年鉴 2021》。

2. 国家审计、信息化与政府民生回应

已有研究发现,在信息化环境下,被审计单位的业务系统和财务系统等置身于开放的环境中,被审计单位的数据系统面临系统因素和非系统因素的双重干扰,审计面临的风险因素大大增加^[23-24],并且随着信息技术的发展,审计的工作难度以及对审计人员的培训要求不断提升^[25],审计人员对含有重大错报和漏报的财务报表发表不恰当审计意见的可能性在一定程度上有所增大。可见,信息化环境增加了审计风险,而审计风险的增加对国家审计的效率和准确性具有显著影响^[26]。因此,本文认为信息化程度提升增大了审计风险,从而影响国家审计与政府民生回应之间的关系。

本文重点关注信息化对国家审计和政府回应之间关系的调节作用。在国家审计与政府民生回应正相关阶段,在信息化环境较好的地区,由于信息技术增加了审计风险,审计人员可能难以全面准确地发现和揭示被审计单位存在的问题,国家审计对民生资金的监督作用较弱,政府民生回应的提升效果较差;相反,在信息化环境较差的地区,信息技术发展程度较低,信息化环境变化带来的审计风险较低,国家审计对民生资金的监督作用不会受损,政府民生回应的提升效果较好。在国家审计与政府民生回应负相关阶段,由于信息化环境增加了审计风险,在信息化环境较好的地区,信息技术的干扰影响了国家审计的效率和准确性,导致审计效果受损,该查出的问题没有查出,政府债务资金规模收缩不明显,地方政府财政压力相对较小,财政缺口没有进一步扩大,当地政府不会通过显著削减相关民生支出来填补财政缺口;而在信息化环境较差的地区,信息化环境带来的审计风险相对较低,国家审计对政府民生回应的抑制效果比较显著。

基于以上分析,本文提出假设 H3。

H3:信息化对国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系具有负向调节作用。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文基于 2012—2021 年全国 30 个省、自治区和直辖市(除西藏自治区和港澳台地区)的面板数据进行实证检验。审计相关数据来源于《中国审计年鉴》,其他统计数据来源于《中国统计年鉴》《中国政府透明度指数报告》(中国社会科学院国家法治指数研究中心发布)及其他公开数据。本文共获得 300 个研究样本,采用 Stata17.0 软件进行数据处理。

(二) 模型构建与变量定义

为检验 H1,本文构建模型(1)如下:

$$res_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 aud_{i,t} + \alpha_2 aud_{i,t}^2 + \alpha_3 controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1. 被解释变量:政府民生回应(res)

本文参考谷成、张家楠^[14]的做法,选择社会保障和就业支出、教育支出、医疗卫生支出之和与一般公共预算支出的比值来衡量地方政府民生回应,主要基于以下原因:(1)将地方政府支出责任履行情况作为测度政府回应性的替代指标,以体现政府对辖区居民需求“实质性回应”的做法更能反映居民需求是否得以解决的情况。地方政府对某一领域的需求回应性越强,公共支出结构中该领域支出占比也就越高^[14]。将地方财政支出结构中相关领域支出占比作为政府回应性替代变量^[27-29]的方法受到众多学者的青睐。(2)社会保障与就业、教育、医疗卫生构成民生支出三大核心板块。教育支出长期占据主导地位(40%~50%),社会保障与就业位居其次(30%~40%),医疗卫生支出规模在 2007—2020 年间激增近 9 倍,占比提升至 20.2%^[30]。三大核心板块所占比重已超过 80%。本文按照财政部的统计口径,将所有与民生直接相关的支出之和占一般公共预算支出的比重作为稳健性检验中的替代指标。公共支出结构中民生领域支出占比越高,地方政府在民生领域的回应性越强。为了方便计算,本文将该指标乘以 100% 转化为百分数。

2. 解释变量:国家审计(aud)

在“免疫系统”理论框架下,揭示功能是“揭示—抵御—预防”三位一体的中枢,后两项功能的发挥主要依托被审计单位的整改效能及主管部门的监管协同。因此,本文借鉴上官泽明和白玮东的做法^[7],采用审计查出主要问题金额与审计单位数量的比值对国家审计进行衡量,排除审计单位数量差距因素的影响。

3. 调节变量: 公众监督(*ps*)

本文参考刘媛、李建军的研究方法^[31], 将政府透明度作为公众监督的代理指标, 主要基于以下原因: (1) 获得政府活动相关信息是公众监督政府的必要前提, 也就是通常所说的提升政府透明度^[9]。提升政府透明度, 政府向公众披露更详尽的政府财政收支信息, 公众才会拥有监督政府的渠道。可以看出, 透明的政府是公众监督的必要条件, 没有透明度, 公众监督无从谈起。(2) 政府透明度提升通过增强预算执行的公共可见性, 驱动公众依据需求监测财政支出的规范性与绩效水平, 从而有效约束权力寻租行为^[31], 政府透明度的上升会导致公众监督水平的提高。(3) 政府透明度的提升是社会公众监督政府公开财政预算信息、履行监督权的效果体现^[32], 提升政府透明度与提升公众监督水平互为因果, 更是未来社会公众发挥监督作用的重要着力点^[31]。

4. 调节变量: 信息化(*info*)

本文参考叶邦银和徐怀宁^[33]的做法, 使用互联网发展水平作为地区信息化程度的代理指标。域名是互联网的基础资源之一, 其数量的增加通常意味着网站数量的相应增长, 网站数量的多少直接反映了互联网上的信息丰富程度和服务多样性, 是衡量互联网发展水平的重要指标。并且, 相较于互联网使用人数, 互联网域名的唯一性和精确性使其在统计上更具优势。

5. 控制变量

参考已有研究^[9,14,34], 本文选择产业结构(*cyjg*)、人口规模(*pop*)、财政结构(*sf*)、工资水平(*wage*)、金融发展水平(*fd*)、医疗水平(*bed*)、城镇化程度(*urban*)等控制变量, 具体定义见表 1。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	政府民生回应	<i>res</i>	(教育支出 + 医疗卫生支出 + 社会保障支出)/一般公共预算支出
解释变量	国家审计	<i>aud</i>	审计查出主要问题金额/审计单位数量
调节变量	公众监督	<i>ps</i>	政府透明度指数
	信息化	<i>info</i>	每万人互联网域名数
控制变量	产业结构	<i>cyjg</i>	第三产业产值/第二产业产值
	工资水平	<i>wage</i>	城镇单位在岗职工平均工资
	金融发展水平	<i>fd</i>	金融机构贷款余额/GDP
	财政结构	<i>sf</i>	地方财政一般预算收入/地方财政一般预算支出
	人口规模	<i>pop</i>	地区常住人口, 取对数
	医疗水平	<i>bed</i>	医院床位数
	城镇化程度	<i>urban</i>	城镇人口/总人口

表 2 主要变量的描述性统计

变量	N	Mean	SD	Min	Max.
<i>res</i>	300	37.836	4.022	26.067	47.654
<i>aud</i>	300	0.121	0.198	0.006	2.431
<i>cyjg</i>	300	1.283	0.710	0.549	5.297
<i>pop</i>	300	8.210	0.741	6.347	9.448
<i>wage</i>	300	7.322	2.664	3.761	20.15
<i>fd</i>	300	1.522	0.444	0.692	2.774
<i>bed</i>	300	19.555	11.900	2.070	53.700
<i>urban</i>	300	0.602	0.118	0.363	0.896
<i>sf</i>	300	0.493	0.187	0.151	0.931

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

变量的描述性统计结果见表 2。政府民生回应(*res*)的平均值为 37.84, 最大值为 47.65, 最小值为 26.07, 说明被解释变量不存在明显的分布异常情况。国家审计(*aud*)的平均值为 0.121, 最大值为 2.431, 最小值为 0.006, 说明近年来随着国家审计工作的不断深入, 审计效果不断提升, 但不同省份间的国家审计差异较大。其他变量的统计结果均在合理范围内。此外, 方差膨胀因子(VIF)均小于 8, 均值小于 5, 说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

(二) 回归分析

本文选用双向固定效应模型, 控制时间与个体效应, 采用聚类稳健标准误进行估计, 表 3 列(1)至列(3)分别给出了国家审计对政府民生回应的基准回归结果。列(2)是引入控制变量且仅控制个体固定效应的回归结果, 列(3)是引入控制变量且同时控制时间固定效应和个体固定效应的回归结果。国家审计一次项的系数均在 1% 的水平上显著为正, 二次项的系数均在 1% 的水平上显著为负, 说明国家审计与政府民生回应之间存在倒“U”型关系。*utest* 检验结果显示, 国家审计对政府民生回应影响的斜率均表现出先正后负的特点, 且 *utest* 检验的 P 值均至少通过了 5% 水平上的显著性检验, 极值点在国家审计的取值范围内, 这再次验证国家审计与政府民生回应之间存在倒“U”型关系。

从回归结果的整体情况来看, 当国家审计力度较小时, 随着国家审计力度的增大, 政府对民生需求的回应程度上升, 国家审计与政府民生回应正相关; 当国家审计力度较大时, 随着国家审计力度的减小, 政府对民生需求的回应程度下降, 国家审计与政府民生回应负相关。上述实证结果解读了国家审计与政府民生回应之间的非线性关系, 说明当国家审计力度超过阈值时, 客观上引起的财政压力过大会使得国家审计对政府民生回应的抑制作用超过促进作用, H1 得证。

(三) 内生性检验与稳健性检验

1. 工具变量法

为了解决可能存在的遗漏变量和反向因果等内生性问题，本文除了引入双向固定效应外，还采用工具变量法进行检验。参考 Lewbel、李唐等的做法^[35-36]，本文采用解释变量离差的三次方构建工具变量(IV)，该方法的特点是不需要借助外部因素就可以构建一个有效的 IV。工具变量两阶段最小二乘法的回归结果如表 4 列(1)所示，第一阶段中工具变量的系数在 1% 水平上正向显著，且 Cragg-Donald Wald F 统计量为 108.246，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 26.832，大于 10% 临界值 7.03，通过了弱工具变量检验，满足相关性条件。Kleibergen-Paap Rk LM 统计量的 p 值小于 0.1，通过了不可识别检验。参考李唐的验证思路^[36]，列(3)汇报了半简化式回归的估计结果，将工具变量 IV 及其平方项作为解释变量加入原来的模型中。半简化式回归的基本逻辑是：若工具变量与原方程的扰动项不相关，则将工具变量加入原方程应该得到不显著的估计结果^[37]。列(3)中，工具变量 IV 及其平方项的系数并不显著，说明工具变量满足外生性条件。以上结果证明，本文选取的工具变量是恰当的。表 4 列(2)结果显示，利用工具变量处理内生性问题后，国家审计一次项的系数仍然在 1% 的水平上显著为正，二次项的系数在 1% 的水平上显著为负，说明在缓解内生性问题后，国家审计与政府民生回应之间仍呈现倒“U”型关系。

2. 滞后一期

为减缓国家审计与政府民生回应间的双向因果关系，本文将解释变量做滞后一期处理。回归结果如表 5 列(1)所示，国家审计一次项的系数在 1% 的水平上显著为正，二次项的系数在 1% 的水平上显著为负，说明国家审计与政府民生回应之间呈倒“U”型关系。

3. 更换政府民生回应的衡量方式

本文根据财政部的统计口径，将与民生直接相关的所有五类支出纳入考量范围，以教育支出、社会保障和就业支出、医疗卫生、文化体育与传媒支出、住房保障支出之和与地方财政一般公共预算支出的比值乘以 100% 作为衡量政府民生回应的替代指标。回归结果如表 5 列(2)所示，国家审计一次项的系数在 1% 水平上为正，二次项的系数在 5% 水平上为负，国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系仍存在，表明基准回归结果可靠。

4. 更换模型

考虑到因变量的取值具有受限制的特征，本文参考上官泽明和白玮东的做法^[7]，使用 Tobit 模型进行回归。回归结果如表 5 列(3)所示，国家审计一次项和二次项的系数均在 1% 水平上显著，且符号方向未发生改变，国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系仍稳健存在。

表 3 国家审计对政府民生回应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	res	res	res
aud	13.343 *** (4.176)	3.494 *** (1.149)	4.243 *** (1.357)
aud ²	-5.037 *** (1.598)	-1.430 *** (0.483)	-1.375 *** (0.491)
cyjg		-1.202 (0.708)	0.626 (1.073)
pop		-13.325 ** (5.260)	-11.184 * (5.636)
wage		0.669 *** (0.177)	0.485 (0.422)
fd		-1.594 (1.295)	-3.307 ** (1.207)
bed		-0.086 (0.060)	-0.083 (0.059)
urban		24.818 ** (9.981)	39.484 ** (18.172)
sf		-7.889 (8.169)	-15.352 * (9.004)
_cons	36.490 *** (0.421)	136.574 *** (41.743)	115.302 ** (42.090)
Observations	300	300	300
R-squared	0.715	0.831	0.868
R-squared_a	0.682	0.807	0.843
Province fe	Yes	Yes	Yes
Year fe	No	No	Yes
utest	Yes	Yes	Yes
utest(p 值)	0.003	0.006	0.017

注：括号中是省级层面的聚类稳健标准误，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下同。

表 4 工具变量法检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段 aud	第二阶段 res	半简化式 res
IV	1.060 *** (0.072)		-1.688 (12.628)
IVsq	-0.081 *** (0.007)		0.043 (0.604)
aud		5.245 *** (1.819)	2.414 (6.354)
aud ²		-1.772 *** (0.642)	1.508 (13.741)
cyjg	-0.022 (0.037)	0.658 (1.062)	0.637 (1.045)
pop	0.645 *** (0.235)	-11.758 * (6.080)	-10.662 * (5.358)
wage	-0.008 (0.014)	0.509 (0.448)	0.492 (0.423)
fd	0.056 (0.040)	-3.366 *** (1.158)	-3.298 ** (1.214)
bed	0.003 (0.002)	-0.084 (0.0587)	-0.078 (0.061)
urban	-0.363 (0.711)	40.430 ** (18.66)	40.589 * (20.035)
sf	-0.525 ** (0.244)	-14.891 (9.451)	-15.587 * (8.985)
Observations	300	300	300
R-squared		0.121	0.868

5. 剔除重大事件影响

考虑到政府回应的民生需求包含医疗卫生需求,因此新冠疫情这种突发事件的影响可能会使得样本回归结果存在一定偏差。为了减小相关因素的影响,本文将 2020 年的观测样本删除后再进行稳健性检验。表 5 列(4)结果显示,国家审计一次项和二次项的系数均在 1% 水平上显著,且符号方向未发生改变,国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系仍稳健存在。

6. “S”型曲线检验

参考 Haans 等提出的三次曲线检验方法^[38],本文加入国家审计的三次方项来检验国家审计与政府民生回应之间的关系是否可能是“S”型的。表 5 列(5)结

果显示,国家审计一次方项、二次方项和三次方项的系数均不满足显著性要求,这进一步证实了国家审计与政府民生回应之间存在的倒“U”型曲线关系。

(四)调节效应

1. 公众监督的调节作用

本文将中国社会科学院国家法治指数研究中心发布的政府透明度指数作为衡量公众监督的代理指标^①,将其分别与国家审计及其二次项进行交互,其余控制变量与前文一致。具体模型构建如下:

$$res_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 aud_{i,t} + \alpha_2 aud_{i,t}^2 + \alpha_3 (aud_{i,t} \times ps_{i,t}) + \alpha_4 (aud_{i,t}^2 \times ps_{i,t}) + \alpha_5 ps_{i,t} + \alpha_6 controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

有研究发现,调节的平坦化和陡峭化不依赖于除式(2) α_4 之外的任何系数,也不依赖于调节变量的具体值,因此检验平坦化或陡峭化等同于检验 α_4 是否显著^[38]。表 6 列(1)显示,国家审计二次项与公众监督交互项的系数在 1% 水平上显著为正, α_4 大于 0,因此倒“U”型关系平坦化。实证结果表明,地区公众监督程度的提升使得政府民生回应对于国家审计的变化更加不敏感,降低了国家审计的作用,起到了负向调节作用。当国家审计力度在阈值以下时,较高的公众监督程度使得侵占民生资金的情况减少,国家审计的提升作用降低,增函数部分变平坦;相反,较低程度的公众监督使得政府行为出现背离民众利益的可能性大大增加,国家审计的提升作用显著,增函数部分变陡峭。当国家审计力度在阈值以上时,较高程度的公众监督使得政府不会倾向通过牺牲民生支出来填补财政缺口,国家审计的抑制作用降低,减函数部分变平坦;相反,在公众监督程度较低的情况下,政府失去舆论压力,当面临审计力度增大带来的财政缺口扩大时,国家审计的抑制作用上升,减函数部分变陡峭。因此,H2 得到验证。

2. 地区信息化的调节作用

本文以每万人互联网域名数作为信息化程度的代理指标,将其分别与国家审计及其二次项进行交互,其余控制变量与前文一致。具体模型构建如下:

$$res_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 aud_{i,t} + \alpha_2 aud_{i,t}^2 + \alpha_3 (aud_{i,t} \times info_{i,t}) + \alpha_4 (aud_{i,t}^2 \times info_{i,t}) + \alpha_5 info_{i,t} + \alpha_6 controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

①由于 2016 年未公布省级政府透明度指数,该年透明度数据以省会城市透明度指数代替。2012 年未公布内蒙古自治区、宁夏回族自治区、广西壮族自治区、新疆维吾尔自治区及其省会城市透明度指数,4 个缺失值以线性插值法补全。

表6列(2)显示,国家审计的二次项与地区信息化交互项的系数在5%水平上显著为正, α_4 大于0,因此倒“U”型关系平坦化。实证结果证明,地区信息化程度的提升使得政府民生回应对于国家审计的变化更加不敏感,降低了国家审计的作用,起到了负向调节作用。当国家审计力度在阈值以下时,较好的信息化环境带来了更大的审计风险,国家审计的提升作用减弱,增函数部分变平坦;相反,信息技术发展程度低带来的审计风险小,国家审计的提升作用更强,增函数部分变陡峭。当国家审计力度在阈值以上时,较好的信息化环境导致审计风险升高,审计力度受损,地方政府财政压力相对较低,国家审计的抑制作用变小,减函数部分变平坦;而在信息化环境较差的地区,国家审计并未受到信息技术发展带来的审计风险的影响,国家审计的抑制作用更加显著,减函数部分变陡峭。因此,H3 得到验证。

(五)异质性分析

1. 分位数异质性

考虑到本文所探究的倒“U”型关系可能具有分布上的非均质性,关注被解释变量不同分布上的参数估计可能具有更多信息含量。为全面考察不同政府民生回应程度下国家审计对政府民生回应的影响,本文进行分位数回归。由于政府民生回应较强的地区对民生需求问题更加关注,国家审计对于其影响力有限,因此本文推断国家审计对政府民生回应的影响在政府民生回应较弱的地区更加显著。回归结果如表7所示,分位数回归结果再次证实了国家审计与政府民生回应之间存在倒“U”型关系。首先,在所有选取的分位数水平上,国家审计一次项和二次项的系数符号与基准回归结果均保持一致。其次,回归系数的大小因不同分位数水平而异,即国家审计对政府民生回应的的影响强度在被解释变量的不同分布水平上并不相同,除了0.75分位数和0.90分位数的分布水平外,在其他分布水平上国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系显著存在。以上回归结果表明,本文所探究的倒“U”型关系具有分布上的非均质性,国家审计对政府民生回应的的影响在政府民生回应较弱的地区更加显著。

2. 市场化程度异质性

我国各地区的市场化进程有所不同,从而国家审计对政府民生回应的的影响可能在区域间存在异质性。为验证市场化程度对国家审计功能发挥产生的影响,本文以市场化程度的均值为界限将样本划分为市场化程度高和市场化程度低两组,并进行分组回归。随着市场化程度的深化,非国有经济主体在经济活动中的参与度与贡献度持续提升,这种结构性变化促使私营部门对公共治理效能和制度规范化产生更高诉求^[39]。同时,随着市场机制成熟度的提升,要素市场完善与竞争强度增大会同步推高公众对公共治理的规范性诉求。因此本文推测,国家审计报告公开后,高市场化程度地区的整改责任主体将面临更明显的舆论与问责压力,这种倒逼效应实质上推动了国家审计监督效能的有效释放^[39]。也就是说,在市场化程度较高的地区,国家审计的作用会发挥得更好,国家审计和政府民生回应之间的倒“U”型关系会更加显著。回归结果如表8列(1)和列(2)所示,在市场化程度高的样本组中,国家审计二次项的系数在5%水平上显著为负;而在市场化程度低的样本组中,国家审计的系数不显著。以上结果表明,国家审计和政府民生回应之间的倒“U”型关系在市场化程度高的地区中更加明显。

表6 调节效应结果

变量	(1) res	(2) res	变量	(1) res	(2) res
aud	34.759 * (17.334)	7.982 *** (1.853)	aud ² × info		74.563 ** (35.303)
aud ²	-34.235 ** (13.985)	-3.202 *** (0.529)	info		0.440 (3.559)
aud × ps	-0.433 * (0.253)		_cons	99.191 ** (41.179)	95.384 ** (42.997)
aud ² × ps	0.466 ** (0.200)		Observations	300	300
ps	0.044 (0.028)		R-squared	0.871	0.880
aud × info		-138.478 *** (25.251)	R-squared_a	0.845	0.856
			Control	Yes	Yes
			Province fe	Yes	Yes
			Year fe	Yes	Yes

表7 分位数回归结果

变量	(1) Quantile 0.1 res	(2) Quantile 0.25 res	(3) Quantile 0.50 res	(4) Quantile 0.75 res	(5) Quantile 0.90 res
aud	6.693 * (3.592)	5.511 ** (2.446)	4.135 ** (1.806)	2.817 (2.427)	2.016 (3.168)
aud ²	-2.336 * (1.327)	-1.872 ** (0.903)	-1.332 ** (0.667)	-0.816 (0.896)	-0.501 (1.170)
Observations	300	300	300	300	300
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fe	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

六、研究结论和政策建议

本文以 2012—2021 年全国 30 个省、自治区和直辖市(除西藏和港澳台地区)的面板数据为样本,考察国家审计对政府民生回应的二重作用效应。研究发现:(1)国家审计与政府民生回应之间呈倒“U”型关系,国家审计对政府民生回应在一定范围内有提升作用,超过阈值后转变为抑制作用;(2)公众监督与信息化对国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系具有负向调节作用;(3)国家审计与政府民生回应之间的倒“U”型关系在民生回应弱和市场化程度高的地区中更加显著。

基于所得研究结论,本文提出以下政策建议:第一,深化审计制度改革,全面推进审计全覆盖工作。国家审计作为国家治理的重要工具,应该在民生领域发挥更大的作用,把关系到居民生产、生活、生计的相关内容纳入审计范围之内,重点强化社保就业、教育医疗等民生领域专项资金的审计覆盖深度与广度,切实确保民生资金不被挪用、侵占,强化国家审计对政府民生回应的促进作用,解决中国民生性基本公共服务供给均等化不足、整体质量不高等现实问题。第二,“开源”与“节流”并举,保障民生支出“不打折扣”。需建立地方财政健康度动态监测体系,引导各级财政部门积极应对收支压力,着力保障民生发展等重点支出,确保政府对民生需求的回应保持在合理水平上。第三,提升地区公众监督水平。调节效应分析结果表明,在较高的公众监督水平下,地方政府的行为受到来自社会各方面的广泛监督,国家审计和政府回应之间的倒“U”型关系平坦化,公众监督起到负向调节作用。因此,地方政府可以在加大对民生相关领域专项资金审计的同时,通过拓宽公众监督渠道、增强公众监督意识、加强监督制度建设等方式提升地区公众监督水平,以外部压力弱化地方政府“重生产、轻民生”的支出偏向,使得政府在面临高强度审计可能引发的财政缺口时,不会挤占民生资金的空间,降低民生性支出,确保政府民生回应维持在较高水平上。第四,调节效应分析结果表明,信息化会通过影响审计风险,进而对国家审计和政府民生回应之间的关系产生负向调节作用,使得倒“U”型曲线平坦化。因此,在社会信息化转型背景下,审计机关亟须构建与数字时代相适应的新型审计模式,降低技术提升带来的审计风险,全面提升审计质量。

参考文献:

[1]王烨,孟天广. 横向权力结构与地方政府回应性:分职与协同[J]. 学术月刊,2024(2):103-114.

[2]Andrew R,Byung-Yeon K. Policy responsiveness in post-communist Europe:Public preferences and economic reforms[J]. British Journal of Political Science,2011,41(4):819-839.

[3]刘军,王会金,陈卓. 新时代国家审计新定位、新使命、新要求——二十届中央审计委员会第一次会议精神学习体会[J]. 会计之友,2023(23):12-16.

[4]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.

[5]崔雯雯,张立民. 国家审计功能的拓展:从监督处罚到风险防范——以政府债务常态化审计为视角的分析[J]. 会计研究,2021(3):180-192.

[6]蒲丹琳,王善平. 官员晋升激励、经济责任审计与地方政府投融资平台债务[J]. 会计研究,2014(5):88-93+95.

[7]上官泽明,白玮东. 国家审计如何提升贫困地区农村居民收入?——兼论 5 年过渡期巩固拓展脱贫攻坚成果的审计应对策略[J]. 南京审计大学学报,2023(3):11-20.

[8]Distelhorst G,Hou Y. Ingroup bias in official behavior:A national field experiment in China[J]. Quarterly Journal of Political Science,2013,9(2):203-230.

[9]叶满城,李永涛. 地方政府民生性财政支出行为研究——基于财政透明度和公众监督的视角[J]. 财经问题研究,2019(11):82-88.

[10]滕玉成,郭成玉. 什么决定了地方政府的回应性水平?——基于模糊定性比较分析[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2022(6):150-159.

[11]Xu Y Q,Yao Y. Informal institutions,collective action,and public investment in rural China[J]. American Political Science Review,2015,109(2):371-391.

[12]Shen Y,Yao Y. Does grassroots democracy reduce income inequality in China? [J]. Journal of Public Economics,2008,92(10-11):2182-2198.

[13]赵金旭,孟天广. 官员晋升激励会影响政府回应性么?——基于北京市“接诉即办”改革的大数据分析[J]. 公共行政评论,2021(2):111-134+231.

[14]谷成,张家楠. 财政分权、审计监督与地方政府回应性——来自市级民生财政支出的经验证据[J]. 财贸经济,2024(6):21-37.

[15]张鼎祖,申幸杰,孟昕晴. 国家审计对地方财政支出结构的影响研究[J]. 财经理论与实践,2022(3):78-85.

[16]卢维学,吴和成,王励文. 国家审计对政府卫生支出的影响及异质性研究——基于贝叶斯分位数回归模型[J]. 运筹与管理,2022(4):176-183.

[17]江世银,王越. 审计功能对隐性债务风险的非线性影响[J]. 云南财经大学学报,2024(2):32-47.

表 8 异质性分析

变量	(1) 市场化程度高	(2) 市场化程度低
	res	res
aud	4.185 ** (1.898)	-12.135 (12.145)
aud ²	-1.378 ** (0.645)	48.708 (37.463)
_cons	178.324 * (87.727)	121.381 * (64.765)
N	156	144
r ²	0.875	0.915
r ² _a	0.837	0.884
Control	Yes	Yes
Province fe	Yes	Yes
Year fe	Yes	Yes

- [18] 崔雯雯. 基于国家治理的国家审计问责机制：理论与实证研究[D]. 北京：北京交通大学, 2017.
- [19] 潘俊, 王亮亮, 沈晓峰. 金融生态环境与地方政府债务融资成本——基于省级城投债数据的实证检验[J]. 会计研究, 2015(6): 34-41+96.
- [20] 席鹏辉, 黄晓虹. 财政压力与地方政府行为——基于教育事权改革的准自然实验[J]. 财贸经济, 2020(7): 36-50.
- [21] 余靖雯, 陈晓光, 龚六堂. 财政压力如何影响了县级政府公共服务供给? [J]. 金融研究, 2018(1): 18-35.
- [22] 陈宝东, 王颖鹏. 国家审计、财政透明度与地方政府债务增长[J]. 统计与决策, 2022(10): 126-131.
- [23] 徐瑾. 基于信息化环境下数据式审计的特征与实施路径[J]. 审计与经济研究, 2009(1): 50-55.
- [24] 程铨, 李睿. 电子数据审计取证模式研究[J]. 审计研究, 2016(5): 8-13.
- [25] 郑伟, 张立民, 崔雯雯. 信息技术与国家审计质量——基于违规金额和地区生产总值的视角[J]. 审计与经济研究, 2020(4): 1-8.
- [26] 米天胜, 张金城. 面向数据的计算机审计中数据质量问题的探讨[J]. 审计与经济研究, 2006(1): 40-43.
- [27] 刘成奎, 徐啸. ICT 发展是否增强地方政府财政回应性[J]. 经济理论与经济管理, 2017(8): 100-112.
- [28] 马海涛, 刘燕, 师玉朋. 地方财政在雾霾污染防治中的社会回应性评价[J]. 财经论丛, 2018(1): 21-29.
- [29] 谷成, 张家楠. 横向税收竞争与地方政府回应性——来自中国地级市的经验证据[J]. 财经问题研究, 2022(9): 83-93.
- [30] 王列军. 我国民生支出的规模、特征及变化趋势[J]. 管理世界, 2023(3): 62-69.
- [31] 刘媛, 李建军. 社会监督对地方政府预决算偏离的治理效应[J]. 地方财政研究, 2022(3): 13-24.
- [32] 张琦, 吕敏康. 政府预算公开中媒体问责有效吗? [J]. 管理世界, 2015(6): 72-84.
- [33] 叶邦银, 徐怀宁. 国家审计能有效提升区域经济韧性吗? ——基于治理视域的考察[J]. 经济体制改革, 2023(6): 189-196.
- [34] 谷成, 徐慧聪, 张春雷. 支出预算偏离与地方政府回应性——基于民生需求的考察[J]. 学术研究, 2023(9): 96-103.
- [35] Lewbel A. Constructing instruments for regressions with measurement error when no additional data are available, with an application to patents and R&D [J]. *Econometric*, 2017, 65(5): 1201-1213.
- [36] 李唐, 李青, 陈楚霞. 数据管理能力对企业生产率的影响效应——来自中国企业—劳动力匹配调查的新发现[J]. 中国工业经济, 2020(6): 174-192.
- [37] 孙圣民, 陈强. 家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据[J]. 经济学(季刊), 2017(2): 815-832.
- [38] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: Theorizing and testing U- and inverted U-shaped relationships in strategy research [J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(7): 1177-1195.
- [39] 唐雪松, 罗莎, 王海燕. 市场化进程与国家审计作用的发挥[J]. 审计研究, 2012(3): 25-31.

[责任编辑: 王丽爱]

How Does State Auditing Affect Local Government's Livelihood Response? The Moderating Role of Public Supervision and Informatisation

SHEN Chuchu

(School of Public Administration, Nanjing Normal University, Nanjing 210000, China)

Abstract: Based on provincial panel data from 2012 to 2021, this paper examines the dual effect of state auditing on the government response to people's livelihood. The study finds that the relationship between state auditing and government responses to people's livelihoods is an inverted "U" shape. When state auditing intensity is low, the promotion effect of auditing supervision dominates, and state auditing is positively correlated with government responses to people's livelihoods. When state auditing intensity is high, the suppression effect triggered by fiscal pressure dominates, and state auditing is negatively correlated with government responses to people's livelihoods. Further research shows that public oversight and informatization have negative moderating effects on this inverted "U" shape. Moreover, government responses to people's livelihoods in low-response regions and in areas with higher market index are more easily influenced by state auditing. Based on this, the paper proposes several suggestions, such as increasing the auditing intensity of livelihood-related special funds, expanding the scope of livelihood auditing, actively responding to revenue and expenditure pressure, and focusing on ensuring the development of people's livelihoods, to ensure that the government's response to people's livelihood needs remains at a reasonable level.

Key Words: state auditing; government response to people's livelihoods; public oversight; informatisation; auditing of people's livelihood