

DOI: 10.19361/j.er.2020.05.03

基层行政审计与地方政府信任

——基于 CGSS 与县区匹配数据的分析

王守坤 王宇锋 张利国 陶长琪*

摘要：基层财政资金违规违纪信息的发布会得到普通居民的积极认同还是消极面对,现有文献并未提供确定性答案。鉴于居民地方政府信任程度对于我国社会运行与经济发展质量方面的重要作用,本文研究县区级审计机关的职能发挥是否有利于提升社会平均意义上的政府信任水平。基于有序 Probit 模型,并采用可获取、且能够与基层县区数据相匹配的最近年份 2010 年中国综合社会调查数据,本文证实了作为基层审计机关工作业绩的审计违规违纪金额与居民政府信任程度之间存在稳健的正向因果关系,且进一步的边际效应测算、竞争性假说排除以及多种稳健性检验均强化了该结论。在政策内涵层面,本研究可为我国基层政府治理如何避免“塔西佗陷阱”提供借鉴。

关键词：行政审计;政府信任;财政资金管理

一、引言

行政审计机关是国家监察体系的有机组成部分,是一种旨在进行经济监督的制度性设计,其在监督公权力以及维护财政资金有效使用中可以发挥重要作用。审计监督几乎覆盖了所有类型财政资金和政府机构,通过审查被审计单位的财务收支和相关经济活动,可以发现其中是否存在违规违纪、资产侵占和低效浪费等行为,甚至还可以揭露出一些腐败大案的线索。刘家义(2015)提供的数据显示,在全国层面审计机关曾审计领导干部近 55 万人次,并依据这些审计结果对 1.8 万余人进行了免职、降职或撤职处理。除了在反腐败领域中的积极作用之外,审计机关的职能发挥会如何影响居民对政府的态度,现有文献则较少涉及。众所周知,随着我国政府治理质量的不断提高,审计机关向社会发布审计信息的进程一直在稳步推进。按照刘家义(2015)的统计,我国各层级审计机关已制定关于审计信息公开的相关制度 1 300 余项,累计向社会公告审计结果 5 万多篇。显然,这些“自上而下”的信息公布

*王守坤,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:cdwangshoukun@126.com;王宇锋(通讯作者),温州商学院金融贸易学院,邮政编码:325035,电子信箱:sard_wyf@126.com;张利国,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:njlgzhang@163.com;陶长琪,江西财经大学统计学院,邮政编码:330013,电子信箱:tcq_822@163.com。

本文得到国家自然科学基金面上项目“国家环境规制政策执行过程中地方政府的策略性反应研究”(项目编号:71974084)、国家自然科学基金地区项目“中国式分权体制视角下地区环境规制行为的空间关联及政策导向研究”(项目编号:71663022)、江西省高校人文社会科学研究项目“国家环境规制政策执行过程中地方政府的策略性反应研究”(项目编号:JJ19105)的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵建议,文责自负。

措施为社会公众了解地方审计机关的职能发挥情况提供了重要前提。

然而,依据 Zhu 等(2013)的逻辑,由于大部分民众并没有在政府部门工作的亲身经历,其自身对于政府职能发挥以及相关信息的认知方式在微观个体层面上就比较复杂。针对本文研究主题,我们认为存在的疑问是,普通居民对于审计机关所披露的资金违规违纪信息存在两种性质不同的判断,即其可能会由于更多地知晓了地方政府机关的资金违规行为而产生消极情绪,也有可能由于了解了审计机关的有效作为而更加信任政府机构。那么,在社会平均意义上,审计机关的工作业绩对于居民的政府认知或态度究竟会产生何种影响,现有文献尚未采用规范的计量分析给予确定性答案。

基于上述背景,本文考察县区级行政审计机关的职能发挥对于一个涉及社会运行与经济发展质量的重要维度,即居民的地方政府信任程度所产生的影响。通过将 2010 年中国综合社会调查(CGSS)数据与该调查所抽样的县区数据相匹配,本文的实证研究发现,县区级审计机关的职能发挥越强,即审查出的违规金额越高,则平均而言,辖区居民的政府信任程度就越高。进一步的边际效应测算、竞争性假说排除,以及多种稳健性检验也强化了上述结论。

本文采用规范的计量方法考察了基层审计机关在地方政府信任层面所产生的影响。概括而言,本文与现有文献的区别主要体现在以下方面:(1)除了陈希晖等(2014)在全国层面论及了行政审计和政府信任之间的关联之外,本文针对基层审计机关的职能绩效进行严谨的计量分析,是对政府行为评估领域文献的补充。本文证实了县区级审计机关对于地方政府信任程度的积极影响,这在一定程度上拓展了我们对于基层审计机关本身重要性的认识。(2)采用了县区级数据与 CGSS 大型微观调查相结合的匹配数据结构。不同于单纯采用个体微观数据或地区数据的研究文献,本文基于匹配数据考察地区变量对于微观个体思维状态的影响,可以在很大程度上排除内生性干扰。

本文其他部分内容安排如下:第二部分是地方政府信任影响因素研究综述;第三部分是模型设置和数据说明;第四部分展示了本文的基准实证结果,并排除了两个竞争性假说;第五部分是稳健性检验;第六部分是结论。

二、地方政府信任程度影响因素研究综述

地方政府信任程度是与社会运行及经济发展质量密切相关的一种指标,代表着居民对政府绩效的评价(罗家德等,2017)。影响居民政府信任程度的因素众多,相对而言,政府治理绩效在塑造居民信任程度的过程中发挥着重要甚至是主导作用。Yang 和 Tang(2010)在探讨了影响居民政府信任背后的文化遗产、社会动员等因素后,发现了居民的政府绩效评价是决定信任程度的最主要因素。胡荣等(2011)从政府决策透明度、社区政务公开、法治环境等角度刻画了政府绩效,发现表现在这些方面的政府绩效对于城市居民的政府信任程度有显著的正面影响。孟天广和杨明(2012)利用 2008 年中国公民意识调查数据,研究发现居民对于经济增长、社会福利、公共产品等领域的积极评价都强化了政府信任程度,且该结论在那些拥有较高人均福利支出、较低不平等程度以及较低失业率的地区更为明显。高学德和翟学伟(2013)发现在食品安全、抗震救灾和司法制度层面,居民的政府绩效满意度直接提升了其政府信任程度。此外,Rothstein(2003)、游宇和张光(2015)发现基本公共服务供给的不平等性也会显著影响居民对政府的信任评价。

当然,除了治理绩效这个因素之外,也有文献研究了经济体制、政府干预以及社会资本

等层面的政府信任影响因素。例如,刘勇政和冯海波(2015)结合微观层面调查数据和省级层面数据,运用有序 Logit 模型研究我国财政分权对于政府信任的影响,发现腐败程度以及收入不平等的扩大加剧了民众对政府的不信任感,经济发展水平的提高则有利于增强民众对政府的信任。陈思霞和卢盛峰(2016)利用 1990—2012 年世界价值观调查数据(World Value Survey),分析发现如果政府干预对市场失灵的“减损”效应占主导地位,则政府干预有利于增加政府信任评价;而如果政府干预产生的超额负担超过其“减损”效应,则加大政府干预将会降低政府信任评价。陈思霞(2016)依据地区是否遭受自然灾害作为衡量政府干预政策的外生冲击,并利用 2007 年和 2012 年世界价值观调查数据进行计量分析,发现政府支出干预政策显著提高了居民的政府信任程度,该结论得以成立的机制是政府支出干预在微观上扩大了居民家庭收入规模,在宏观上有利于地方经济增长和城乡一体化发展。在社会资本影响政府信任的分析层面,刘米娜和杜俊荣(2013)在 CGSS(2005)调查数据的基础上,采用多层次线性回归模型研究发现,互助层面的实质性社会资本以及开放型网络层面的形式性社会资本均可以促进居民的政府信任感。

鉴于地方政府信任对于维护我国社会秩序稳定与提升经济发展内在动力等方面的重要作用,本文将分析的立足点定位于地方政府信任层面,并进而将基层审计机关的职能发挥作为影响地方政府信任的一个因素,考察其是否有利于提升社会平均意义上的政府信任程度。本文采用有序 Probit 模型,证实了作为基层审计机关工作业绩的审计违规违纪金额与居民政府信任程度之间存在稳健的正向因果关系。当然,也有文献如陈希晖等(2014)在国家层面论及了行政审计和政府信任之间的关联,这为本文研究提供了重要的理论导向。然而,与陈希晖等(2014)所展示的直观理论假设相比,本文将视线从全国层面转移到了县区级基层审计机关,并更加重视通过有序 Probit 模型等规范的计量方法进行客观论证,从而为本文基本结论提供了稳健有效的经验证据。在这个意义上,本文不仅在实践上可以回答基层财政资金违规违纪信息的发布会得到普通居民的积极认同还是消极面对的问题,而且也是对现有文献的深化和拓展。

三、模型设置与数据说明

(一) 模型设置

本文因变量是有序分类变量,故我们需要采用有序 Probit 模型。有序 Probit 模型的基本假定是,因变量即受访者对政府信任的评价值($Trust$)作为连续潜变量虽然不能被直接观测到,但是,当我们假定随机扰动项服从标准正态分布时,则在给定影响因素的条件下,居民选择政府信任程度序数值 m 的概率由下式所决定:

$$\Pr(Trust_{ij} = m | Audit_j, X_{ij}, Z_j) = \Phi(T_m - (\beta_0 + \beta_1 Audit_j + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Z_j)) - \Phi(T_{m-1} - (\beta_0 + \beta_1 Audit_j + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Z_j)) \quad (1)$$

上述回归模型即式(1)中, $Trust$ 是观测到的受访者政府信任程度,其下标 i 和 j 分别表示受访者 i 及其所处的 j 县区; Φ 为标准正态分布的累积分布函数, T_m 和 T_{m-1} 是政府信任潜变量在回归过程中的分割点(Cut Point)(陈刚、李树,2012)。^① 2010 年 CGSS 问卷中直接询

^①分割点也被称为门限参数或阈值参数。由于因变量 $Trust$ 的赋值是 1~5 的整数,则与其对应的分割点有 4 个。

问了受访者对于本地政府机构的信任程度。本文除了选取受访者对于本地政府机构的信任程度作为因变量之外,还依据刘勇政和冯海波(2015)的做法,在 2010 年 CGSS 调查问卷中也选取了其他一些涉及受访者对于政府机构和政府官员的满意度评价问题。最终,共得到与政府信任主题相关的 8 个问题作为因变量,我们将其定义为 *Trust1—Trust8*。每个因变量的具体含义如表 1 所示,其中 4 个问题涉及对于政府机构的信任,4 个问题涉及对于政府官员的信任。对于这些问题的回答选项而言,针对 *Trust1*,2010 年 CGSS 设定了一个由低到高有序排列为 1、2、3、4、5 的数值(m),依次表示“完全不可信”、“比较不可信”、“居于可信与不可信之间”、“比较可信”、“完全可信”;针对 *Trust2—Trust7*,2010 年 CGSS 同样设定了一个由低到高有序排列为 1、2、3、4、5 的数值,依次表示“完全不同意”、“比较不同意”、“无所谓同意不同意”、“比较同意”、“完全同意”。多样化的因变量选取具有互为推论、互为佐证的作用,进而可以有效排除回归结果的偶然性。

表 1 本文关注的因变量:政府信任及相关问题

政府信任	2010 年 CGSS 中的相关问题
对于政府机构	<i>Trust1</i> ——您对于下面这些机构(包括中央政府、本地政府等)的信任程度怎么样?
	<i>Trust2</i> ——您是否同意:老百姓应该服从政府。
	<i>Trust3</i> ——您是否同意:我向政府机构提出建议时,会被有关部门采纳。
	<i>Trust4</i> ——您是否同意:如果政府侵占了我个人的利益,我只能忍了。
对于政府官员	<i>Trust5</i> ——您是否同意:政府官员的工作就是为老百姓服务。
	<i>Trust6</i> ——您是否同意:政府官员会重视我们对政府的态度和看法。
	<i>Trust7</i> ——您是否同意:政府官员不太在乎像我这样的人在想些什么。
	<i>Trust8</i> ——您是否同意:我对于政府部门的建议/意见可以有办法让领导知道。

注:相关问题来自 2010 年 CGSS 问卷调查。

关于因变量值得说明的还有两点:其一,虽然 8 个因变量之间可以相互佐证,然而第一个问题即 *Trust1* 直接询问了受访者对于本地政府机构的信任程度,故它是本文最为重要的因变量,因为它与研究政府信任程度的主题联系最为紧密。基于篇幅考虑,后文的稳健性检验部分也主要针对 *Trust1* 展开;其二,根据 2010 年 CGSS 问卷中 *Trust4* 与 *Trust7* 的表述逻辑,这两个问题属于政府信任程度的反向度量指标。具体而言,*Trust4* 的表述是“您是否同意:如果政府侵占了我个人的利益,我只能忍了”,问卷中给出了从“完全不同意”到“完全同意”共 5 个选项,并分别赋予了数值 1 至 5。本文认为,如果受访者的政府信任程度越高,则其更有可能在受到利益侵占时选择不忍受,并在政府提供的可能渠道表达自己的利益诉求,这是因为受访者会预期到值得信任的政府很可能会纠正相应的利益侵占行为。此时,对于 *Trust4* 的回答数值就越接近于 1;反之,对于 *Trust4* 的回答数值就越接近于 5。受访者对于 *Trust4* 回答的数值越大,代表同意 *Trust4* 中观点的程度越高,同时也就代表着更低的政府信任程度。对于 *Trust7* 而言,其表述是“您是否同意:政府官员不太在乎像我这样的人在想些什么”,显然该问题也属于政府信任程度的反向度量问题。如果受访者越不同意 *Trust7* 中的观点,即选项值越接近于 1,则代表着其越高的政府信任程度。

接下来,我们对(1)式中的核心自变量进行说明。 $Audit_j$ 是核心自变量,即 2010 年 CGSS 中样本县区审计局的职能发挥变量。本文选取经过对数化处理之后的 2009 年县区级审计机关查出的违规金额作为其代理变量,数据来源于《中国县(市)社会经济统计年鉴》。之所以选取该变量,是因为其可以较为全面地衡量基层审计机关的职能发挥程度,同时也代表了

其工作业绩。

除了核心自变量之外,还需要控制其他可能影响政府信任程度的因素,以提高系数估计精度,并在最大程度上满足计量回归过程中“其他条件不变”这一基本前提。作为一种个体主观评价,政府信任程度不可避免地会受到居民个体特征 X_{ij} 和地区经济特征 Z_j 的影响。

基于陈刚和李树(2012)、高琳(2012)、Blanco 和 Ruiz(2013)、左翔和李明(2016)的相关研究,个体特征 X_{ij} 包括了性别、民族、年龄对数值及其平方、政治面貌、教育程度、婚姻状况、健康状况、户口登记状况、户口登记地、工作经历、生活幸福程度、单位类型、宗教信仰、个人全年总收入对数值等因素,赋值规则如下:(1)性别是男性时赋值为1,女性为0。(2)民族是汉族赋值为1,少数民族是0。(3)年龄是受访者在调研年份即2010年的周岁。(4)政治面貌是中共党员为1,其他为0。(5)对于教育程度,2010年CGSS将从“没有受过任何教育”到“研究生及以上”的教育程度分别赋值为1~13。(6)对于婚姻状况,2010年CGSS给出了6个选项,分别为:“未婚、同居、已婚、分居未离婚、离婚、丧偶”,且依次赋值为1~6。为了更为细致地刻画不同婚姻状况的影响差异,本文做法是:当居民属于相应的婚姻状况时,则构建一个对应的虚拟变量并赋值为1,反之赋值为0。后文进行回归时,我们以未婚作为参照组,将其他5个婚姻状况虚拟变量加入回归。(7)对于健康状况,2010年CGSS给出了5个选项,分别为“很不健康”、“比较不健康”、“一般”、“比较健康”、“很健康”,且依次赋值为1~5。(8)户口登记为农业户口时赋值为1,其他情况则赋值为0。(9)户口登记地属于本县管辖范围内赋值为1,其他赋值为0。(10)对于工作经历,2010年CGSS给出了“目前从事非农工作”、“目前务农,曾经有过非农工作”、“目前务农,没有过非农工作”、“目前没有工作,而且只务过农”、“目前没有工作,曾经有过非农工作”、“从未工作过”6个选项,且依次赋值为1~6。正如本文对于“婚姻状况”的处理思路,为了更为细致地刻画不同工作经历影响的差异,本文构建了6个工作经历虚拟变量,且以第一个工作经历作为参照组,将其他5个工作经历虚拟变量加入回归。(11)2010年CGSS将受访者生活幸福程度从“很不幸福”到“完全幸福”分别赋值为1~5。(12)单位类型是将党政机关、事业单位与军队统一赋值为1,其他单位类型赋值为0。(13)具有宗教信仰赋值为1,不存在宗教信仰赋值为0。(14)由于9.8%的受访者报告的2009年全年收入为0,故在取自然对数时对原始受访者年收入数据进行了加1处理。

同时,县区经济特征 Z_j 包括县区级财政预算支出对数值、年末总人口对数值、户籍城市化率、第二产业增加值对数值等因素。其中,户籍城市化率采用《中国县(市)社会经济统计年鉴》中报告的年末总人口减去乡村人口,再计算其占总人口比重,并转化为百分数表示。

(二) 数据说明

由于近些年CGSS不再报告调查样本所处的省级以下行政辖区信息,因此2010年CGSS调查数据是能获取到、且可以与县区级数据相匹配的最近年份数据。在进行计量回归之前,我们对CGSS初始数据进行了整理,具体如下:针对本文因变量即有序虚拟变量以及众多个体特征控制变量,我们删除了选择“拒绝回答”、“不知道”、“不适用”以及“无法选择”的受访者样本。同时,县区经济特征变量也存在部分缺失。上述因素都导致了后文中实际使用到的受访者样本总数少于2010年CGSS的初始样本量。此外,由于CGSS的调查访谈在2010年6月已经开始进行,此时核心自变量与县区特征控制变量就不再适宜采用2010年末的统计数值。故而,在回归模型中除了受访者个体特征之外的其他变量数据均采用了2009年数值,数据来源于对应年份的《中国县(市)社会经济统计年鉴》。表2报告了经过数据整理后

本文主要变量的描述性统计情况。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Trust1	11 712	3.68	1.10	1	5
Trust2	11 721	3.87	1.00	1	5
Trust3	11 567	2.60	1.05	1	5
Trust4	11 671	2.43	1.24	1	5
Trust5	11 731	4.33	0.76	1	5
Trust6	11 562	2.82	1.09	1	5
Trust7	11 611	3.52	1.07	1	5
Trust8	11 595	2.75	1.12	1	5
审计违规金额对数值	10 784	7.32	2.17	0	11.70
性别	11 783	0.48	0.50	0	1
民族	11 783	0.90	0.29	0	1
年龄对数值	11 780	3.80	0.36	2.83	4.56
政治面貌	11 767	0.12	0.33	0	1
教育程度	11 768	4.84	2.98	1	13
健康状况	11 768	3.62	1.12	1	5
户口登记状况	11 777	0.51	0.50	0	1
户口登记地	11 738	0.90	0.30	0	1
生活幸福程度	11 767	3.77	0.88	1	5
单位类型	11 756	0.07	0.26	0	1
宗教信仰	11 778	0.13	0.34	0	1
个人全年总收入对数值	10 158	8.21	3.14	0	15.61
县区级财政预算支出对数值	6 678	11.41	0.51	10.52	13.01
年末总人口对数值	6 678	3.85	0.66	2.09	5.12
户籍城市化率(%)	6 578	19.37	11.17	3.45	52.19
第二产业增加值对数值	6 678	12.38	1.26	8.84	14.87

注:为了节约篇幅,没有展示 6 个“婚姻状况”和 6 个“工作经历”虚拟变量的描述性统计;核心自变量及县区特征控制变量均为 2009 年统计值。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

对于有序 Probit 模型而言,采用最小二乘法(OLS)进行系数估计将导致拟合值落在有效区间之外,进而导致系数估计偏差。故而,通常采用极大似然估计法(Maximum Likelihood Estimation)以获得有序 Probit 模型系数的一致估计量(陈刚、李树,2012;高琳,2012;左翔、李明,2016)。回归过程中,在总是包含乡镇/街道固定效应的前提下,我们首先考察了只加入核心自变量的回归结果,然后再分别或同时加入个体特征控制变量和县区特征控制变量,各种情形下核心自变量系数的估计结果保持一致,限于篇幅,这里仅展示同时未加入和同时加入个体特征和县区层面控制变量的结果,如表 3 和表 4 所示。鉴于控制变量对于保持回归过程“其他条件不变”的重要意义,后文中我们均以表 4 作为基准估计结果。由于政府信任程度是个体层面的评价,故而为了应对可能存在的组内相关性,回归中我们将标准误聚类到

乡镇/街道级,并在回归表格中展示了聚类稳健标准误。

表 3 不包含个体与县区特征控制变量情形下的估计结果

变量名称	因变量							
	<i>Trust1</i>	<i>Trust2</i>	<i>Trust3</i>	<i>Trust4</i>	<i>Trust5</i>	<i>Trust6</i>	<i>Trust7</i>	<i>Trust8</i>
审计违规金额对数值	0.23 *** (0.003)	0.14 *** (0.002)	0.27 *** (0.005)	-0.08 *** (0.001)	0.19 *** (0.003)	0.50 *** (0.007)	-0.20 *** (0.003)	0.28 *** (0.005)
个体特征控制变量	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
县区特征控制变量	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.05	0.07	0.03	0.03	0.07	0.03	0.03	0.03
样本数	10 723	10 736	10 644	10 732	10 747	10 644	10 685	10 674

注:表格中没有报告常数项;括号中报告的是聚类到乡镇/街道的稳健标准误;***、**、* 分别表示满足 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

表 4 同时包含个体与县区特征控制变量情形下的估计结果

变量名称	因变量							
	<i>Trust1</i>	<i>Trust2</i>	<i>Trust3</i>	<i>Trust4</i>	<i>Trust5</i>	<i>Trust6</i>	<i>Trust7</i>	<i>Trust8</i>
审计违规金额对数值	0.22 *** (0.02)	0.33 *** (0.02)	0.10 *** (0.01)	-0.04 *** (0.01)	0.20 *** (0.01)	0.05 *** (0.01)	-0.09 *** (0.01)	0.02 ** (0.01)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县区特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.07	0.11	0.04	0.04	0.07	0.03	0.02	0.04
样本数	5 540	5 539	5 493	5 539	5 545	5 499	5 511	5 508

注:由于个体特征和县区特征控制变量均存在不同程度的缺失,尤其是县区特征控制变量缺失略多,这导致回归中所使用的样本数有所下降。

从表 4 可知,在控制乡镇/街道固定效应的前提下,核心自变量即审计违规金额对数值都至少在 5% 水平上显著,且呈现出了逻辑一致的作用方向。具体而言,对于两个反向度量指标 *Trust4* 和 *Trust7* 而言,核心自变量的估计系数呈现出了显著负值,而其他 6 个正向度量指标则呈现出了显著正值。这意味着核心自变量对于政府机构和政府官员信任程度的解释作用具有很好的内在稳定性。具体而言,回归结论显示,县区级审计机关的职能发挥越强,即审查出的违规金额越高,则平均而言辖区居民就更加信任本地政府机构,更倾向于服从政府,更认同向政府机构所提的建议能够被采纳,当个人利益被侵占时更愿意积极表达诉求,更加同意政府官员的工作是为老百姓服务,更加认同政府官员会重视群众意见,同时,也会更加认为自己对于政府部门的建议能够向相关负责人有效传递。

进一步,为了展示核心自变量对政府信任取值各区段概率的影响方向和大小,需要计算核心自变量对于因变量的边际影响。对于非线性模型而言,常常计算两类并不完全等价的边际效应:其一是平均边际效应(Average Marginal Effects),即分别计算每个样本观测值对应的边际效应,然后对所有的边际效应估计值进行算术平均;其二是计算样本均值处的边际效应(Marginal Effects at the Means of Independent Variables),即将回归模型等式右侧的变量统一取各自均值之后计算出边际效应。本文分别采用上述两类方式计算了核心自变量的边际效应,发现二者结果较为近似。同时,由于本文核心自变量是自然对数,故在计算边际效应时选择了“ $d(y)/d(\ln x)$ ”类型的半弹性形式。

在同时包含个体与县区特征控制变量的情形下,表 5 展示了基于上述第一类方式即核

心自变量的平均边际效应测算结果。除了因变量为 *Trust8* 时平均边际效应不显著之外,表 5 进一步证实了表 4 得出的基本结论。详细而言,针对因变量 *Trust1*,县区级审计违规金额增加 1%,则受访者选择本地政府机构“比较可信”与“完全可信”的概率分别增加了 8.1%和 43.9%,*Trust2* 选择“完全同意”的概率增加了 68.8%,*Trust3* 选择“比较同意”和“完全同意”的概率分别增加了 14.9%和 5.5%,*Trust5* 选择“完全同意”的概率增加了 50.6%,*Trust6* 选择“比较同意”和“完全同意”的概率分别增加了 8.4%和 4%。同时,对于反向度量指标 *Trust4* 而言,县区级审计违规金额增加 1%,则受访者选择“比较同意”和“完全同意”的概率分别降低了 5.8%和 2.8%;对于反向度量指标 *Trust7* 而言,则是分别降低了 8.8%和 15.3%。

表 5 审计违规金额对数值对于政府信任程度 *Trust1–Trust8* 的边际效应

因变量	核心自变量的边际效应				
	<i>m</i> = 1	<i>m</i> = 2	<i>m</i> = 3	<i>m</i> = 4	<i>m</i> = 5
<i>Trust1</i>	-0.161 *** (0.013)	-0.217 *** (0.018)	-0.142 *** (0.013)	0.081 *** (0.009)	0.439 *** (0.030)
<i>Trust2</i>	-0.084 *** (0.010)	-0.242 *** (0.015)	-0.256 *** (0.019)	-0.105 *** (0.007)	0.688 *** (0.037)
<i>Trust3</i>	-0.162 *** (0.022)	-0.108 *** (0.018)	0.066 *** (0.011)	0.149 *** (0.023)	0.055 *** (0.007)
<i>Trust4</i>	0.087 *** (0.029)	0.012 *** (0.004)	-0.013 *** (0.004)	-0.058 *** (0.019)	-0.028 *** (0.010)
<i>Trust5</i>	-0.032 *** (0.006)	-0.059 *** (0.007)	-0.103 *** (0.010)	-0.311 *** (0.022)	0.506 *** (0.035)
<i>Trust6</i>	-0.068 *** (0.017)	-0.071 *** (0.020)	0.015 *** (0.004)	0.084 *** (0.023)	0.040 *** (0.010)
<i>Trust7</i>	0.055 *** (0.006)	0.128 *** (0.019)	0.058 *** (0.010)	-0.088 *** (0.015)	-0.153 *** (0.019)
<i>Trust8</i>	-0.034 (0.022)	-0.024 (0.016)	0.009 (0.006)	0.030 (0.020)	0.118 (0.011)

注:本表回归同时控制了个体特征与县区经济特征;括号内是 Stata 默认报告的 Delta 稳健标准误,且由于本表格中标准误统计值较小,故估计值保留到了小数点之后 3 位。同时,由于小数点后数值进行了四舍五入简化,5 个不同序数取值下的边际效应之和出现了微弱异于 0 的情况。

(二) 县区政府面临的地方廉政环境:一个竞争性假说的排除

由于审计机关的审计范围覆盖了地方政府机构的各个组成部分,这就有可能使得本文回归模型产生来自地方政府整体层面的遗漏变量偏误。这里我们重点关注地方廉政氛围是否干扰了本文基本结论。由于辖区廉政环境因素与核心自变量之间具有紧密相关性,故而遗漏该变量会使得核心自变量的系数估计出现偏误。为了排除上述竞争性假说的干扰,我们需要在控制变量中加入能够反映地区廉政环境的变量。

遗憾的是,限于数据的可获得性,在地级市与县级政府层面很难找到合适的地区廉政环境代理变量。退而求其次,本文在省级层面选择职务犯罪立案数对数值指标用以衡量地区廉政环境,数据来自《中国检察年鉴》。由于基准估计模型中核心自变量采用的是 2009 年数据,故上述廉政环境变量也相应地选取 2009 年数据。在控制变量中加入省级层面职务犯罪立案数对数值之后,估计结果如表 6 所示。从表 6 可知,对于 8 个政府信任因变量而言,核心自变量即审计违规金额对数值的估计系数与表 4 的基准回归相比仅发生了微小变化,故原有结论维持不变。

表 6 考虑县区政府面临的地方廉政环境的估计结果

变量名称	因变量							
	<i>Trust1</i>	<i>Trust2</i>	<i>Trust3</i>	<i>Trust4</i>	<i>Trust5</i>	<i>Trust6</i>	<i>Trust7</i>	<i>Trust8</i>
审计违规金额对数值	0.20*** (0.01)	0.29*** (0.02)	0.09*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	0.19*** (0.01)	0.05*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	0.03** (0.01)
职务犯罪立案数对数值	-1.49*** (0.11)	-2.30*** (0.13)	-0.53*** (0.10)	0.00 (0.10)	-0.95*** (0.10)	0.05 (0.09)	0.59*** (0.10)	0.28*** (0.10)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县区特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.07	0.11	0.04	0.05	0.09	0.04	0.04	0.05
样本数	5 540	5 539	5 493	5 539	5 545	5 499	5 511	5 508

五、稳健性检验

由于我国直辖市管辖的县区与普通地市级管辖的县区相比,在行政级别以及地方财政收支权限等方面存在显著差异,故而在本部分稳健性检验中,我们删除了直辖市受访者样本。同时,考虑到新疆和西藏这两个地区数据完整性不高,我们也删除了2010年CGSS中涉及这两个地区的179个受访者样本。后续部分的核心自变量替换、异质性验证等稳健性检验将依据删除4个直辖市以及新疆、西藏受访者样本后的数据展开分析。此外,本部分稳健性检验仅针对与研究主题关联最紧密的因变量*Trust1*,即受访者对于本地政府机构的信任程度问题进行回归分析。

1. 替换核心自变量

审计机关工作具有较高的细致性和复杂性,从而造成审计过程往往具有较长的时间跨度。由此,虽然本文核心自变量是2009年的县区审计违规金额,但是在滞后效应作用下,我们不能排除核心自变量本身也可能蕴含了之前年份县区审计机关工作业绩对于辖区居民政府信任程度的影响。同时,考虑到不同年份的审计工作量可能存在波动,我们对核心自变量进行了均值化替换。详细而言,本文从《中国审计年鉴》中重新搜集了2007年和2008年CGSS(2010年)抽样县区的审计违规金额,并分别将核心自变量替换为2007—2008年审计违规金额均值对数值、2008—2009年审计违规金额均值对数值以及2007—2009年审计违规金额均值对数值。估计结果如表7第(1)—(3)列所示。由估计结果可知,县区级审计机关职能发挥对于居民地方政府信任程度的提升作用是稳健存在的。

表 7 替换不同年度核心自变量的估计结果

变量名称	不同年度的核心自变量		
	2007—2008 年 审 计 违 规 金 额 均 值 对 数 值	2008—2009 年 审 计 违 规 金 额 均 值 对 数 值	2007—2009 年 审 计 违 规 金 额 均 值 对 数 值
核心自变量估计系数	0.31*** (0.03)	1.05*** (0.04)	1.79*** (0.06)
个体特征控制变量	YES	YES	YES
县区特征控制变量	YES	YES	YES
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.07	0.07	0.07
样本数	5 055	4 986	4 887

此外,对于核心自变量,虽然通过控制县区级财政预算支出、第二产业增加值等经济特征变量,在一定程度上已经可以满足计量回归时“其他条件不变”的要求。然而,核心自变量使用经地区经济发展水平调整后的相对值可能更为合适。这里,我们搜集了 2010 年 CGSS 中所抽样的样本县区的 GDP 值,并采用审计金额与 GDP 之比重新作为核心自变量进行检验,回归结果如表 8 所示。从表 8 中可知,原有的结论基本未发生改变,除因变量为 *Trust7* 时核心自变量的估计系数不显著之外,其他因变量的估计系数符号均与基准回归保持一致。鉴于采用审计违规金额水平值对数作为因变量符合半弹性模型的逻辑,其经济含义同样也较为明确,本文余下部分的核心自变量继续采用审计违规金额对数值。

表 8 审计违规金额占 GDP 比例作为核心自变量的估计结果

变量名称	因变量							
	<i>Trust1</i>	<i>Trust2</i>	<i>Trust3</i>	<i>Trust4</i>	<i>Trust5</i>	<i>Trust6</i>	<i>Trust7</i>	<i>Trust8</i>
审计违规金额占 GDP 比例	2.08 *** (0.25)	1.25 *** (0.25)	4.14 *** (0.20)	-0.64 *** (0.25)	2.55 *** (0.25)	4.43 *** (0.23)	0.30 (0.20)	2.92 *** (0.23)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县区特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.07	0.11	0.04	0.05	0.09	0.04	0.03	0.05
样本数	5 383	5 380	5 337	5 379	5 385	5 343	5 353	5 350

2. 异质性情形下的分样本估计

我们也有兴趣了解在异质性下,即进行分组回归之后原有的结论是否依然成立。众所周知,20 世纪末信息技术的发展使得普通居民融入网络性信息传播过程的媒体环境大大改善,各类网络自媒体作为现代信息沟通的有效工具彻底改变了传统交流方式,并具备了将关键信息短时间内传播到社会各个角落的能力(刘静,2015)。依据上述分析,我们可以提出一个逻辑假设,即信息获取意愿与能力越强的居民群体越有可能获得地方审计信息,并进而使得核心自变量即审计违规金额对数值对于政府信任程度的影响变得更大。

为了验证这个假设,我们对 2010 年 CGSS 样本进行了分组检验。首先,在信息获取意愿层面,依据电视以及包括手机上网在内的互联网使用意愿进行分组。具体地,将选择“从不”、“很少”、“有时”使用电视或互联网的受访者归为低意愿组,将选择“经常”、“总是”的受访者归为高意愿组。如果审计机关的行为信息确实是通过这些渠道传递给了普通居民,那么基层行政审计提升政府信任程度的作用在经常使用电视或者互联网的人群中应该更明显。其次,在信息获取能力层面,按照 2010 年 CGSS 问卷中受访者对于“如何申请法律援助”、“如何找信访局”的了解程度进行分组,具体是,将选择“完全不了解”、“比较不了解”、“无所谓了解不了解”的受访者归为低了解程度组,而将选择“比较了解”、“完全了解”的受访者归为高了解程度组。为了节约篇幅,我们仅选取与本文研究主题关联最紧密的因变量即 *Trust1*。按照上述信息获取意愿和能力进行分组,并采用有序 Probit 模型的估计结果如表 9 所示。从表 9 可知,在具有较高信息获取意愿和足够信息获取能力的受访者组别中,核心自变量即审计违规金额对数值均更高程度地发挥了提高居民政府信任程度的作用。

表 9 不同信息获取意愿与能力情形下的估计结果

变量名称	不同分组规则情形下的子样本							
	使用电视意愿		使用互联网意愿		对于如何申请法律援助的了解程度		对于如何找信访局的了解程度	
	高	低	高	低	高	低	高	低
审计违规金额对数值	0.74 *** (0.02)	0.11 (0.08)	0.62 ** (0.31)	0.56 ** (0.02)	0.83 *** (0.09)	0.58 *** (0.02)	1.03 *** (0.08)	0.52 *** (0.02)
个体特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
县区特征控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
乡镇/街道固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo- R^2	0.07	0.16	0.16	0.07	0.16	0.07	0.15	0.07
样本数	4 195	1 065	567	4 693	876	4 378	914	4 345

六、结论

普通居民会如何认识审计机关所披露的财政资金违规违纪信息,我们认为存在两种可能性:其可能会由于更多地知晓了地方政府机关的违规行为而产生消极情绪,也有可能由于更多地了解了审计机关的有效作为而更加信任政府机构。为了在社会平均意义上给予上述疑问一个确定性的答案,并考察基层审计行为对于社会运行与经济发展质量的影响,本文在常规的反腐败职能之外,研究了县区级审计机关的职能发挥是否有利于提升居民政府信任水平。通过将我国大型微观个体调查 2010 年 CGSS 数据与其所抽样的县区数据相匹配,本文采用规范的计量方法,证实了作为基层审计机关工作业绩的审计违规违纪金额与居民政府信任程度之间存在稳健的正向因果关系。

本文研究结论意味着,基层审计机关的职能发挥不仅没有在普通居民心理上产生消极影响,而且会增强居民对政府的信任程度。基层审计机关作为常态化的行政内部监督系统,除了在反腐败层面的重要性之外,对于社会运行与经济发展质量也具有潜移默化的积极作用。显然,这种积极作用有利于增强居民对于地方政府行政治理的认可和支持。在这个意义上,本文研究结论为我国基层政府治理工作中如何提高公信力并进而避免“塔西佗陷阱”(Tacitus Trap)提供了借鉴。

据此,可以拓展以下工作:一是尝试适当强化我国基层审计机关的审计约束力。在国家监察体制改革正在向纵深推进的大背景下,现有的审计机关体系仅具备有限的行政强制权,且主要集中于财政违规资金限期缴纳或退还方面。尤其是在事后给予违规部门或违规官员行政处分层面,基层审计机关仅具有建议性权利。显然,上述现状也正是强化我国基层审计机关的审计约束力的必要性所在。二是继续加强财政资金违规违纪信息披露工作。通过互联网推送、电视新闻、报纸传递等各类有效渠道,将审计机关自身职能发挥的信息更快、更多地传播给普通居民,拉近政府与公众的信息距离与心理距离,避免由于信息不对称而可能产生的审计职能低估问题。

参考文献:

- 1.陈刚、李树,2012:《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第8期。

- 2.陈思霞,2016:《政府信任的来源:来自财政支出干预外生冲击的证据》,《财贸研究》第4期。
- 3.陈思霞、卢盛峰,2016:《政府干预如何影响政府信任评价:来自中国的微观经验》,《经济社会体制比较》第1期。
- 4.陈希晖、陈良华、李鹏,2014:《国家审计提升政治信任的机理和路径》,《审计研究》第1期。
- 5.高琳,2012:《分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究》,《经济研究》第7期。
- 6.高学德、翟学伟,2013:《政府信任的城乡比较》,《社会学研究》第2期。
- 7.胡荣、胡康、温莹莹,2011:《社会资本、政府绩效与城市居民对政府的信任》,《社会学研究》第1期。
- 8.刘家义,2015:《国家治理现代化进程中的国家审计:制度保障与实践逻辑》,《中国社会科学》第9期。
- 9.刘静,2015:《审计结果公告的公民参与策略研究》,《审计研究》第2期。
- 10.刘米娜、杜俊荣,2013:《转型期中国城市居民政府信任研究——基于社会资本视角的实证分析》,《公共管理学报》第2期。
- 11.刘勇政、冯海波,2015:《中国的财政分权与政府信任》,《政治学研究》第1期。
- 12.罗家德、帅满、杨鲲鹏,2017:《“央强地弱”政府信任格局的社会学分析——基于汶川震后三期追踪数据》,《中国社会科学》第2期。
- 13.孟天广、杨明,2012:《转型期中国县级政府的客观治理绩效与政治信任——从“经济增长合法性”到“公共产品合法性”》,《经济社会体制比较》第4期。
- 14.游宇、张光,2015:《事与愿违:财政支出导向与政治信任》,《开放时代》第1期。
- 15.左翔、李明,2016:《环境污染与居民政治态度》,《经济学(季刊)》第15卷第4期。
- 16.Blanco, L., and I. Ruiz. 2013. “The Impact of Crime and Insecurity on Trust in Democracy and Institutions.” *American Economic Review* 103(3):284-288.
- 17.Rothstein, B. 2003. “Social Capital, Economic Growth and Quality of Government: the Causal Mechanism.” *New Political Economy* 8(1):49-71.
- 18.Yang, Q., and W. Tang. 2010. “Exploring the Sources of Institutional Trust in China: Culture, Mobilization, or Performance?” *Asian Politics & Policy* 2(3):415-436.
- 19.Zhu, J., J. Lu, and T. Shi. 2013. “When Grapevine News Meets Mass Media: Different Information Sources and Popular Perceptions of Government Corruption in Mainland China.” *Comparative Political Studies* 46(8):920-946.

Grass-roots Administrative Audit and Trust in Local Government: An Empirical Analysis Based on Matched CGSS and County-level Data

Wang Shoukun¹, Wang Yufeng², Zhang Liguang¹ and Tao Changqi³

(1: School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics;

2: School of Finance and Trade, Wenzhou Business College;

3: School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Current literature does not tell us whether the residents would react positively or negatively after Chinese county-level auditing departments release the information of financial fund violation. Based on the important effect of residents' trust in local government on social operation and economic development, this paper studies whether the performance of county-level auditing departments can promote the residents' trust in local government. Based on matched CGSS 2010 and Chinese county-level data, this paper uses an ordered Probit model and proves that a positive causality exists between the performance of county-level auditing departments and the residents' trust in local government. The results of analyzing marginal effect, excluding competitive assumption and several robust tests are consistent with the main conclusion. This study sheds some lights on avoiding the Tacitus trap for Chinese local governments.

Keywords: Administrative Audit, Trust in Government, Financial Fund Management

JEL Classification: M42, H11, K42

(责任编辑:彭爽)