

# 国家审计与社会审计定价:顺风车还是警示灯?\*

——基于我国央企控股上市公司的经验证据

李青原, 马彬彬

(武汉大学经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

**内容提要:**本文基于2010—2015年国家审计署发布的国家审计报告,以社会审计投入为切入点,探讨了国家审计如何影响社会审计定价,国家审计的溢出效应导致社会审计定价下降,而警示效应导致社会审计定价上升。实证结果表明,国家审计功能的发挥对央企控股上市公司社会审计定价有提高作用,即警示效应处于主导地位;且政府涉及财务收支的处罚程度越严重,相关性越强。同时,研究发现,国家审计的警示效应主要存在于非“十大”审计的央企控股上市公司。该结果说明,国家审计会提高社会审计投入。结合我国制度背景和宏微观环境考虑两者关系,有利于构建一个自律与管制相结合的“免疫”系统,以促进我国国有资产的良好运行。

**关键词:**国家审计;审计定价;警示效应

**中图分类号:**F239.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)07—0149—14

## 一、引言

国家审计与社会审计同为国有企业的外部监管手段,以降低代理成本和信息不对称为共同目标,对其共同审计对象的财务报告进行鉴证核查。《审计法》规定:对于属于社会审计和国家审计共同监督审计对象的,审计机关有权对社会审计出具的审计报告进行核查。这有利于督促提升社会审计质量,维护市场经济秩序(刘家义,2015)。国家审计不仅是具有专业性的审计监督机构,而且是独立于注册会计师行业之外的政府部门(许汉友,2004),其特有的“两重”身份会通过两种不同的渠道影响社会审计:(1)国家审计的专业性能给社会审计提供一定的参考,产生溢出效应,导致社会审计减少审计投入;(2)国家审计的权威性向外界传递了风险的信息,产生警示效应,导致社会审计增加审计投入。目前,鲜有文献实证分析探讨国家审计功能对央企<sup>①</sup>控股上市公司社会审计的影响。审计定价是衡量社会审计投入的一个重要指标,本文聚焦研究国家审计功能的发挥对社会审计定价的影响,并深入探讨两者之间的影响路径,以期为国家审计对央企控股上市公司社会审计定价的作用提供经验证据。本文的研究不仅有利于国家审计的后续发展与改革,而且有利于构建并完善国家审计与社会审计相结合的外部审计市场,为我国国有企业资产运行保驾护航。

自2003年起,国家审计署发布审计结果公告,公布国家审计结果。审计报告以反映问题为主,为研究国家审计对社会审计定价提供了绝佳的窗口。针对单户中央企业的国家审计报告主要始于2010年,因此,本文选择2010—2015年国家审计署发布的审计报告涉及的央企控股上市公司为研究对象,从国家审计介入视角探讨国家审计对社会审计定价的影响,发现就中国制度背景及审计市场现状而言,前述第二种渠道即警

收稿日期:2017-03-18

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“制度环境、最终控制人投资组合集中度与民营上市公司价值”(71672129);国家自然科学基金项目“财务重述的外溢效应与公司投资决策”(71272228)。

作者简介:李青原(1977-),男,四川内江人,会计学博士,教授,研究方向为资本市场会计与审计,E-mail:qyli@whu.edu.cn;马彬彬(1991-),女,湖北荆州人,博士研究生,研究方向为资本市场财务与会计,E-mail:mabinbin@whu.edu.cn。通讯作者:马彬彬。

<sup>①</sup>中央企业,简称“央企”,通常指由国务院国资委、财政部及其他有关中央部委等机构履行出资人责任的企业。

示效应占主导地位,即国家审计介入程度越高,社会审计定价也越高。

本文的主要贡献主要有:(1)与 Janssen(2013)研究税收监管对社会审计定价的影响相比,国家审计与税收机构尽管同属外部监管机构,但它专业性更强,研究国家审计机关对社会审计的影响,丰富了审计市场内部互动的研究;(2)以往文献多研究公司外部监管与公司内部治理的关系,本文将视线转移至外部监管体系内部的相互影响,丰富了国家审计与社会审计定价的互动研究,为进一步完善外部监督系统提供了补充证据。

## 二、文献综述与研究假设

基于注册会计师协会发布的《独立审计基本准则》,社会审计是指注册会计师接受委托有偿地对被审计单位的财务报表及相关资料进行审计并出具审计报告。21 世纪初的“安然”事件引发了投资者对社会审计的信任危机,随后,各国审计市场的监管模式也逐渐发生了转变,美国、英国以及澳大利亚等国家政府部门均开始对注册会计师行业实施监管(于李胜、王艳艳,2010)。我国注册会计师行业起步较晚,在逐步由高度管制转向市场化的过程中,由于其自身固有的局限性以及其执业环境缺陷等深层次的因素,使得国家审计对社会审计的监督以及两者的协调仍然十分必要(柳宁,2003;许汉友,2004)。与西方不同,我国国有经济几乎覆盖了社会经济的各个领域,国家审计需要对所有使用国有资产的机构进行审计,包括了对国有企业的审计(余玉苗,2002),而西方的国家审计主要是对政府部门以及使用政府拨款的机构的财务收支进行审查,审计对象主要是公共部门的财政预算、财务状况。因此,国家审计对社会审计的影响成为我国特有的研究问题,而西方受限于两者审计对象的不同,两者没有直接的影响机制,国外文献也多围绕公共部门等领域展开(Jensen & Payne,2005;Branson 等,2016)。

我国国家审计与社会审计虽然在审计授权方式、利益相关压力、审计报告格式、威慑力等方面均有所不同(陈宋生等,2013),但是,两者同属于外部审计。为了构建协调一致的外部审计体系,国家审计要加强对社会审计的核查,促进社会审计与其协调整合。一方面,《审计法》从法律层面保障了国家审计的权威性,赋予了国家审计对社会审计核查监督、提升其审计水平和质量的职责(刘家义,2015;鲍圣婴,2016),国家审计特有的专业性和权威性,使其成为监督社会审计机关的最佳组织(许汉友,2004);另一方面,加强国家审计与社会审计的互动与协调,有利于发挥两者的优势与作用,整合审计资源,提高审计监督效率(李青原等,2014),不仅可以纠正社会审计工作的失误,而且能利用社会审计作为补充,填补国家审计在某些方面的不足(马玉珍,2007)。

审计定价与会计师事务所的市场行为及执业行为紧密相关,是衡量审计收入的重要指标(Janssen, 2013),因此,本文从审计定价角度,考察国家审计对社会审计的影响机制。审计定价经典模型是由 Simunic(1980)首次提出,他认为,审计定价包括两个部分:审计资源成本与风险溢价。本文以此为理论基础,从审计成本与风险溢价两个组成部分,来分析国家审计对社会审计定价的两种影响效应。

### 1. 溢出效应

会计师事务所的知识溢出效应一直受到会计学者的广泛关注,早期研究主要集中于审计服务与非审计服务的知识溢出效应。当由同一会计师事务所为客户提供审计服务与非审计服务时,会产生知识溢出效应(Simunic,1984),从而降低审计定价(Defond 等,2002)。Chen 等(2013)进一步研究发现,当会计师事务所同时审计上下游公司时,会降低对该客户的审计定价;Janssen(2013)拓展研究外部监管机构之间的相互影响,发现税务监管对社会审计的溢出效应占主导地位。同作为外部监管机构,国家审计对社会审计也有溢出效应,是社会审计的“顺风车”。一方面,因为国家审计公告中涉及了公司的内部控制等公司治理机制以及相关财务信息,所以,国家审计的介入会对社会审计提供一定的信息:国家审计不仅能够帮助社会审计人员合理确定审计风险,察觉客户可能存在的重大或重要问题,而且和社会审计报告的标准格式不同,国家审计公告会披露更多更全面的问题(陈宋生等,2013),这能够帮助社会审计捕捉其客户更多的信息,帮助其合理识别出被审计公司可能存在的重大错误方向,进行重点审计;另一方面,法律层面赋予国家审计的权威性,能够向外传递其保持独立性的正面信号,其对社会审计的监管能够搭建资本市场与公众信任的桥梁,帮助缓解公司相关利益人之间的信息不对称等市场失灵问题(韩晓梅,2009),以及由此引发的道德风险和逆向选

择问题,促进审计市场的良性循环,并最终降低收集信息的成本。国家审计介入的溢出效应减少了确认财务信息可靠性所需的审计投入,会计师事务所能向客户让渡由于溢出效应而节约的那部分成本,降低审计定价,以期在审计市场更具有竞争力。

## 2. 警示效应

注册会计师有责任保证财务报表的准确性与完整性,如果因失职未能发现重大错报,可能会面临来自行业自律组织、证券监管部门及其他政府监管部门的行政处罚、客户及第三者的民事诉讼,甚至被追究刑事责任。投资者不仅更易接受独立性强的财务信息,而且反应程度也大于低质量信息(Kirmani & Rao,2000)。因此,国家审计在揭露问题时,对社会审计有风险警示的作用,能间接地影响社会审计的决策行为及其社会声誉。一方面,由于国家审计具有的强大的威慑力、公信力以及更强的独立性(陈宋生等,2013),国家审计报告公告制度社会影响广泛,国家审计报告揭露的问题越严重,越容易引起媒体的关注(王春飞、郭云南,2015),进而引起投资者广泛关注,在公众舆论的压力之下,会计师事务所害怕低质量的审计服务造成审计失败对声誉的影响,审计人员在审计监督过程中必须秉持更加谨慎的执业态度,加大审计资源的投入,执行更多的审计程序,搜集更多的审计证据,以保证财务报表没有重大错误,最终使其审计成本增加,从而导致审计定价提高;另一方面,国家审计报告将客户负面信息曝光后,会导致会计师事务所对客户的风险评价水平上升,审计师感知的诉讼风险与总审计定价正相关(Bell等,2001),当审计风险较高时,注册会计师会为承担较大的诉讼风险而收取较高的风险溢价(朱松、陈关亭,2012)。

## 3. 制度背景与研究假设

基于前文所述溢出效应的影响机制,国家审计为社会审计提供参考信息以及对社会审计的监督,是前者成为后者的“顺风车”关键。然而,在我国制度背景下,两者的基本性质和程序、审计技术和方法以及审计目标均有一定差异性,这使得社会审计能共享国家审计的信息有限。首先,我国国家审计与社会审计是两种性质完全不同的审计,所采用的审计准则、实施的审计程序均不同(秦荣生,2011);其次,审计技术和方法对审计工作十分重要,和国家审计不同,社会审计面对的对象更广泛,在审计技术和方法上更多样性。此外,我国制度背景下的行政干预与资本市场的目标并不是完全吻合,央企通常承担着一些原本应由政府承担的政策性负担,与社会审计相比,国家审计的范围并不仅限于财务报表的可信度,还要关注国有资产有无被侵蚀以及战略性目标有无完成,且国家审计以发现问题为主,因此,国家审计并不能对社会审计全面监督,这使得国家审计在缓解公司相关利益人之间信息不对称性方面存在局限性。综上,在我国,国家审计与社会审计并不是完全“顺路”,会计师事务所不能减少工作量来让渡利益,这给国家审计溢出效应的现实性带来一定的困难。

国家审计能否发挥对社会审计的“警示灯”作用,主要在于国家审计的威慑作用是否有效地影响了社会审计。国家审计署每年发布的国家审计公告中,涉及央企的多以披露违规情况为主,引起相应公司显著的负向市场反应(李小波、吴溪,2013)。国务院的《2016年政务公开工作要点》要求深化审计结果公告及整改情况公开,审计结果公示制度有利于审计监督与社会监督相结合,舆论压力扩大了国家审计的警示效应。国家审计的警示效应带来的社会审计资源成本以及风险溢价的增加,最终提高了审计定价。我国制度背景下的以往研究也发现,政府监管会导致审计定价提高(李爽、吴溪,2004;于李胜、王艳艳,2010),违规处罚会提高审计定价(朱春艳、伍利娜,2009),法律风险与审计定价显著正相关(冯延超、梁莱歆,2010),揭露更多的内控问题会提高审计定价(张敏、朱小平,2010),审计师在受到处罚后其努力程度会提高,从而提高审计成本并导致审计收费相应提高(刘笑霞,2013)。因此,本文提出如下假设:

$H_1$ :其他条件不变时,我国国家审计对社会审计的警示效应大于溢出效应,导致社会审计投入更多,即国家审计对社会审计定价有提升作用。

如果假设  $H_1$  成立,即国家审计导致公司的审计风险上升时,会计师事务所会通过提高审计定价来弥补未来可能的损失。朱春艳等(2009)认为,审计师在上市公司被处罚当年及以后会要求更高的审计费用;宋衍蘅(2011)认为,违规公司披露接受调查或处罚信息当年的审计费用显著高于其他公司。国家审计报告公布了每个被审对象的违规情况,并对违规情况进行了分类。由于国家审计与社会审计的审计范围重叠于财

务收支部分,涉及财务收支方面违规金额较高的公司,其国家审计对社会审计定价的影响也会更强。为了更好地研究国家审计介入对社会审计收益的影响,本文以国家审计公告涉及财务收支方面的违规金额为切入点,因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:其他条件不变时,国家审计对财务收支处罚的严重程度越高,国家审计与社会审计定价相关性也越强。

如果假设 H<sub>1</sub> 成立,对于不同规模会计师事务所,国家审计对其的警示效应也有所不同。一方面,由于规模大的会计师事务所具有更“昂贵”的声誉(DeAngelo,1981),一旦审计意见不当给利益相关者造成损失,更容易受到诉讼而遭致损失(Dye,1993),因此,规模大的会计师事务所不仅有能力也有意愿投入审计资源,而且不容易受客户的影响,能保障审计质量(DeAngelo,1981;吴昊旻等,2015),漆江娜等(2004)、陈小林等(2013)的结论与此类似,因此,与已提供高审计质量的“十大”<sup>①</sup>对比,国家审计的警示效应在“非十大”中更强;另一方面,由于大型事务所采用了风险导向审计模式,定价时已经采用了风险定价策略,而小规模事务所并没有大型事务所拥有的雄厚人力资源及较多执业积累和交流优势,审计师的风险识别及应对能力也相对较弱,难以具备实施风险导向审计的能力(潘克勤,2008),因此,国家审计介入的警示效应对小规模事务所的风险评价影响较大。此外,大规模事务所由于其特有的公关能力,在中国市场中面临的法律风险与小规模事务所相比较低,相对于“十大”会计师事务所,“非十大”会计师事务所对国家审计所带来的影响更为敏感。因此,本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>:其他条件不变时,与大型会计师事务所相比,小型会计师事务所的审计定价对国家审计更敏感。

### 三、研究设计

#### 1. 样本选择与数据来源

本文以审计署官网<sup>②</sup>2010—2015年发布的“中央企业集团年度财务审计”审计报告为研究基础,选择具体报告标题为:“\*\*公司\*\*年度财务收支审计结果”或“\*\*公司\*\*年度资产负债损益审计结果”的审计报告。审计报告具体结构如表1所示,本文主要关注其中“审计发现的主要问题”部分,并手工汇总整理了其中标题为“经营绩效方面”或“财务收支方面”的内容所涉及报表核算违规金额。然后,将国家审计报告样本中的中央企业集团名称与上市公司的“实际控制人名称”或“直接控制人名称”手工比对,识别国家审计报告中所涉及的中央企业集团控股的A股上市公司,并以之为研究对象,删除金融类、ST股以及数据缺失的公司样本,最终得到了712个样本。参考蔡利等(2014)将审计介入年度定义为被审计对象时间滞后一期<sup>③</sup>。以被审计对象会计年度度量,样本区间定义为[2006,2013]。国家审计的相关数据通过手工整理审计署官网的审计报告公告所得,其余数据均来源于CSMAR数据库,制造业行业代码保留两位,其余行业代码保留一位,对连续变量在5%和95%分位上进行缩尾处理(Winsorize),以避免异常值对分析的影响。

表1 国家审计报告样本的结构及涵盖内容

正文结构	主要内容
一、基本情况	主要包括集团的成立信息及基本情况
二、审计发现的主要问题	一般从经营业绩以及发展潜力两方面分类,经营业绩又包括:财务收支方面、贯彻执行国家宏观经济政策与决策部署方面、内部管理方面
三、审计处理及整改情况	审计署已出具审计报告和审计决定书,并说明整改情况及后续调查处理

资料来源:本文整理

<sup>①</sup>指年度业务收入排前十名会计师事务所。

<sup>②</sup>中华人民共和国国家审计署网址:<http://www.audit.gov.cn/>。

<sup>③</sup>以国家审计署“2015年16号公告:中国航空集团公司2013年度财务收支审计结果”为例,本文定义该中央企业涉及的控股上市公司的审计对象年度为2013年,审计介入年度为2014年,审计报告年度为2015年。

2. 定义及模型设定

(1) 国家审计功能的衡量。本文选用国家审计的介入程度作为国家审计功能发挥的代理变量。参考蔡利等(2014)的国家审计介入程度的计算,根据国家审计首次介入年度,对样本公司的介入当年及以后年度均赋值为1,介入之前年度赋值为0;将各年度赋值加总,得到每个样本公司的国家审计介入程度。

(2) 模型设定。为了检验假设,本文主要借鉴 Simunic(1980)的审计定价经典模型,构造了模型(1)以研究国家审计对社会审计定价的影响。变量详细定义如表2所示。

$$Fee = \partial_0 + \partial_1 Govaudit + \partial_2 Rec + \partial_3 Inv + \partial_4 Lev + \partial_5 Size + \partial_6 Current + \partial_7 Roc + \partial_8 Roa + \partial_9 Big10 + \partial_{10} Opinion + \partial_{11} Retstd + \partial_{12} YearsClient + \varepsilon \quad (1)$$

表2 主要变量定义

变量名称	符号	定义
审计定价	<i>Fee</i>	审计定价的对数(单位:百元)
国家审计介入程度	<i>Govaudit</i>	根据国家审计首次介入年度,对样本公司介入当年及以后年度均赋值为1,介入之前年度赋值为0;将各年度赋值加总,得到每个样本公司的国家审计介入程度
财务收支问题的违规金额幅度	<i>Breach</i>	哑变量,基于国家审计报告披露的财务收支问题的违规金额,当该公司财务收支违规金额大于中位数时为1,否则为0
应收账款净额	<i>Rec</i>	应收账款净额与总资产的比值
存货净额	<i>Inv</i>	存货净值与总资产的比值
资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债与总资产的比值
公司规模	<i>Size</i>	年末总资产的自然对数(单位:百元)
流动比率	<i>Current</i>	流动资产与流动负债的比值
经营现金流量营收比	<i>Roc</i>	经营活动现金净流量与营业收入比例
总资产报酬率	<i>Roa</i>	净利润与总资产余额的比值
审计意见	<i>Opinion</i>	虚拟变量,标准无保留意见取值为0,否则为1
是否为“十大”审计	<i>Big10</i>	虚拟变量,样本由“十大”审计取值为1,否则为0
股票波动率	<i>Retstd</i>	股票收益率的年标准差
事务所连续任期	<i>YearsClient</i>	当年事务所已经连续审计年数的对数

资料来源:本文整理

四、实证结果与分析

1. 描述性统计

样本的描述性统计结果如表3所示。其中,因变量审计定价(*Fee*)均值与中位数基本相等,表明其呈现正态分布。自变量国家审计介入程度(*Govaudit*)均值与中位数基本相等,表明其呈现正态分布。主要控制变量中,存货净额比率(*Inv*)的均值与中位数、资产负债率(*Lev*)的均值与中位数、公司规模的均值与中位数、总资产报酬率(*Roa*)的均值与中位数、股票收益率标准差(*Retstd*)的均值与中位数、事务所连续任期(*YearsClient*)的均值与中位数均大致相等,表明这些变量呈现正态分布。应收账款比率(*Rec*)的均值略大于中位数,经营现金流量营收比(*Roc*)的均值略大于中位数,流动比率(*Current*)的均值略大于中位数,表明其分布略呈右偏。审计意见(*Opinion*)均值显示,只有3.1%的样本公司被出具了非清洁审计意见,可见,注册会计师对样本公司出具无保留审计意见占绝大多数。是否为“十大”会计师事务所审计变量(*Big10*)均值表明,有49.4%的样本是由“十大”会计师事务所审计的,即约一半样本公司选择了“十大”会计师事务所。

表 3 主要变量描述性统计

变量名称	N	均值	标准差	p25	p50	p75
<i>Fee</i>	712	8.787	0.697	8.269	8.571	9.127
<i>Govaudit</i>	712	3.042	1.403	2.000	3.000	4.000
<i>Breach</i>	712	0.510	0.500	0.000	1.000	1.000
<i>Rec</i>	712	0.103	0.090	0.026	0.077	0.159
<i>Inv</i>	712	0.140	0.105	0.046	0.137	0.204
<i>Lev</i>	712	0.510	0.212	0.355	0.510	0.694
<i>Size</i>	712	17.740	1.511	16.632	17.382	18.667
<i>Current</i>	712	1.055	0.883	0.508	0.771	1.226
<i>Roc</i>	712	0.100	0.146	0.008	0.063	0.181
<i>Roa</i>	712	0.034	0.041	0.010	0.031	0.056
<i>Big10</i>	712	0.494	0.500	0.000	1.000	1.000
<i>Retstd</i>	712	0.031	0.009	0.024	0.030	0.038
<i>Opinion</i>	712	0.031	0.173	0.000	0.000	0.000
<i>YearsClient</i>	712	0.670	0.626	0.000	0.693	1.099

资料来源:本文整理

## 2. 多变量回归分析

为验证假设  $H_1$ ,对模型(1)进行全样本回归分析,检验结果如表4所示。在回归结果(1)中,只将国家审计介入程度 *Govaudit* 放入模型,控制年份及行业进行检验,结果发现,*Govaudit* 的系数在1%水平上显著为正。在回归结果(2)中,控制了其他变量的影响,变量 *Govaudit* 的系数依然在1%水平上显著为正,系数为0.044,即国家审计介入程度每增加一单位,审计定价增加0.044单位。实证结果表明,国家审计对社会审计的警示效应占主导地位,国家审计介入程度越高,社会审计定价越高,与假设  $H_1$  预期一致。

表 4 国家审计与社会审计定价

变量	(1)	(2)
<i>Govaudit</i>	0.128 *** (6.92)	0.044 *** (3.79)
<i>Rec</i>		-0.296 (-1.18)
<i>Inv</i>		0.637 *** (3.01)
<i>Lev</i>		0.093 (0.88)
<i>Size</i>		0.373 *** (27.25)
<i>Current</i>		-0.084 *** (-2.93)
<i>Roc</i>		-0.142 (-1.24)
<i>Roa</i>		0.242 (0.46)
<i>Big10</i>		0.118 *** (4.14)
<i>risk</i>		0.228 ** (2.57)

变量	(1)	(2)
<i>YearsClient</i>		0.145 *** (5.17)
<i>Opinion</i>		-4.469 (-1.55)
常数	7.675 *** (60.21)	2.220 *** (8.19)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
<i>N</i>	712	712
<i>Adjust R</i> <sup>2</sup>	0.194	0.731

注:括号中的数字为双尾检验的 *P* 值,其中标准误差经过 White 异方差调整;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著

资料来源:本文整理

假设  $H_2$  的检验结果如表 5 所示。以国家审计公告中涉及财务收支部分违规金额总额 (*Breach*) 为划分标准,将全样本分为“惩罚金额高于中位数”和“惩罚金额低于中位数”两组。回归结果(1)中, *Govaudit* 的系数在 1% 水平上显著为正,对惩罚金额较高的公司而言,国家审计介入程度每增加一单位,社会审计定价增加 0.047 单位;而回归结果(2)中, *Govaudit* 的系数并不显著,即对惩罚金额较低的公司而言,社会审计定价对国家审计的介入并不敏感。回归结果支持假设  $H_2$ ,即其他条件不变时,国家审计涉及财务收支的处罚严重程度越高,社会审计定价也越高。这一结果佐证了国家审计对社会审计的警示效应:国家审计公告涉及财务收支的违规金额,是直接对社会审计工作再次核查的结果,涉及违规金额越高,受到的警示效应越强,社会审计会投入更多审计资源以及执行更细致审计工作,并提高对客户的风险评价,最终导致审计定价上升。

表 5 基于财务收支违规金额分组研究国家审计与社会审计定价

变量	(1)	(2)
	惩罚金额高于中位数	惩罚金额低于中位数
<i>Govaudit</i>	0.047 *** (2.97)	-0.020 (-1.08)
<i>Rec</i>	-1.020 *** (-3.58)	0.588 * (1.82)
<i>Inv</i>	-0.297 (-1.07)	1.111 *** (3.50)
<i>Lev</i>	0.443 *** (2.84)	-0.022 (-0.15)
<i>Size</i>	0.393 *** (18.59)	0.306 *** (14.75)
<i>Current</i>	-0.161 *** (-4.44)	0.006 (0.15)
<i>Roc</i>	-0.494 *** (-2.94)	0.120 (0.78)
<i>Roa</i>	1.970 *** (2.86)	-0.854 (-1.42)
<i>Big10</i>	0.184 *** (4.30)	0.023 (0.62)
<i>risk</i>	-8.029 * (-1.91)	3.786 (1.13)

变量	(1)	(2)
	惩罚金额高于中位数	惩罚金额低于中位数
<i>Opinion</i>	0.356 ** (2.46)	0.051 (0.45)
<i>YearsClient</i>	0.128 *** (3.56)	0.099 *** (2.85)
常数	2.142 *** (5.18)	3.030 *** (8.07)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
<i>N</i>	363	349
<i>Adjust R</i> <sup>2</sup>	0.802	0.793

注:括号中的数字为双尾检验的 *P* 值,其中标准误差经过 White 异方差调整;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著

资料来源:本文整理

假设  $H_3$  的检验结果如表 6 所示。根据模型(1)对研究样本以“十大”和“非十大”分组回归,定义由“非十大”会计师事务所审计的样本组为  $Big10 = 0$ ,由“十大”会计师事务所审计的样本组为  $Big10 = 1$ 。回归结果表明,“非十大”审计样本组 *Govaudit* 系数在 5% 的水平上显著为正,即对由“非十大”会计师事务所审计的公司而言,国家审计介入每增加一单位,审计定价增加 0.041 单位;而“十大”审计样本组 *Govaudit* 的系数不显著。与假设  $H_3$  预期一致,即其他条件不变时,小型会计师事务所的审计定价对国家审计介入更敏感。

表 6 以“十大”和“非十大”分组研究国家审计与社会审计定价

变量	(1)	(2)
	“非十大”	“十大”
<i>Govaudit</i>	0.041 ** (2.57)	0.009 (0.48)
<i>Rec</i>	0.139 (0.55)	-0.510 (-1.31)
<i>Inv</i>	0.167 (0.84)	1.235 *** (3.23)
<i>Lev</i>	0.314 *** (2.60)	-0.079 (-0.43)
<i>Size</i>	0.339 *** (16.01)	0.378 *** (19.65)
<i>Current</i>	-0.080 ** (-2.13)	-0.070 (-1.48)
<i>Roc</i>	-0.281 * (-1.95)	-0.008 (-0.04)
<i>Roa</i>	-0.077 (-0.15)	1.291 (1.55)
<i>risk</i>	-3.288 (-0.90)	-2.572 (-0.57)
<i>YearsClient</i>	0.073 ** (2.47)	0.237 *** (4.94)
<i>Opinion</i>	0.263 *** (3.01)	0.085 (0.44)

变量	(1)	(2)
	“非十大”	“十大”
常数	2.742*** (7.37)	2.090*** (5.41)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
N	360	352
Adjust R <sup>2</sup>	0.686	0.751

注:括号中的数字为双尾检验的P值,其中标准误差经过White异方差调整;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著

资料来源:本文整理

### 五、进一步分析与稳健性检验

#### 1. 国家审计介入的时机与社会审计定价变化

为了进一步评估国家审计介入对社会审计定价影响模型的有效性,本文重新检验国家审计介入前后社会审计定价的变化。构建以下实证模型:

$$Fee = \beta_0 + \beta_2 Gov^{-2} + \beta_3 Gov^{-1} + \beta_4 Gov^0 + \beta_5 Gov^1 + \beta_6 Controls + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)以国家审计介入年度前后两年为研究窗口,保留样本公司在此区间所有年度数据,并生成五个虚拟变量,其取值及经济内涵为:样本公司国家审计介入当年年度  $Gov^0$  取值为1,其余年度  $Gov^0$  取值为0,  $Gov^0$  的系数为国家审计介入当年社会审计定价的变化;国家审计介入后第一年的  $Gov^1$  取值为1,其余年度的  $Gov^1$  取值为0,  $Gov^1$  的系数为国家审计介入第一年社会审计定价的变化;国家介入前一年  $Gov^{-1}$  取值为1,其余年度  $Gov^{-1}$  取值为0,  $Gov^{-1}$  的系数为国家审计介入前一年社会审计定价的变化;  $Gov^{-2}$  以及  $Gov^2$  的取值及经济内涵以此类推。控制变量与主回归模型(1)保持一致;由于存在被国家二次审计的样本,且两次审计时间间隔不定,有的样本连续被审计,也有样本间隔多年被审计,因此,本文删除了被国家审计大于一次的样本以排除国家二次审计对前后变化分析的影响。模型(2)回归结果如表7中第(1)列所示。 $Gov^0$  的系数在10%水平上显著为正,说明国家审计介入当年,社会审计定价出现了显著变化。进一步检验结果表明,第(1)列中  $Gov^{-1}$  与  $Gov^0$  的系数差异性结果为  $F = 3.77^*$  ( $P > 0.05$ ),  $Gov^0$  与  $Gov^1$  系数差异性结果为  $F = 3.9^*$  ( $P > 0.05$ ),说明国家审计介入当年,社会审计定价与介入前后年度有显著的差异性,进一步证明了本文主要结论。

表7 国家审计介入时机及PSM之后的双重差分与社会审计定价

变量	(1)	(2)
$Gov^{-2}$	0.056 (1.49)	
$Gov^{-1}$	0.006 (0.12)	
$Gov^0$	0.099* (1.90)	
$Gov^1$	0.022 (0.43)	
$Gov^2$	0.042 (0.58)	
<i>treat</i>		-0.089 (-1.21)

变量	(1)	(2)
<i>post</i>		-0.114 ** (-2.03)
<i>treat × post</i>		0.077 * (1.68)
<i>Rec</i>	-0.362 (-0.59)	0.012 (0.02)
<i>Inv</i>	0.584 (1.32)	0.064 (0.17)
<i>Lev</i>	0.231 (0.82)	0.017 (0.26)
<i>Size</i>	0.341 *** (8.65)	-0.190 (-0.84)
<i>Current</i>	-0.032 (-0.26)	0.383 *** (12.38)
<i>Roc</i>	0.044 (0.16)	-0.269 (-1.48)
<i>Roa</i>	1.237 (0.86)	-0.252 (-0.27)
<i>Big10</i>	0.093 (1.36)	0.099 (1.40)
<i>risk</i>	-1.739 (-0.47)	-3.338 (-0.67)
<i>YearsClient</i>	0.196 *** (2.80)	0.089 * (1.73)
<i>Opinion</i>	0.313 * (1.74)	0.200 (1.53)
常数项	-0.339 (-0.69)	2.352 *** (4.32)
行业	控制	控制
年度	控制	控制
<i>N</i>	440	638
<i>Adjust R<sup>2</sup></i>	0.743	0.640

注: 括号中的数字为双尾检验的 *P* 值, 其中标准误差经过企业群聚效应调整; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著

资料来源: 本文整理

## 2. 倾向匹配双重差分模型

本文采用倾向匹配法<sup>①</sup>和双重差分模型<sup>②</sup>配合使用构建模型(3), 以识别国家审计与社会审计定价的因果关系, 排除潜在的内生性问题。由于本文中研究对象的国家审计介入年度不同, 因此, 需要分年度进行 Probit 回归, 测试变量选择了样本的上一期公司特征变量, 包括存货净额(*Inv*)、经营现金流量营收比(*Roc*)、资产负债率(*Lev*)、公司规模(*Size*)、总资产报酬率(*Roa*)。在控制行业的前提下, 得到模型预测的每个样本

<sup>①</sup>倾向得分匹配法(PSM)是由 Rosenbaum & Rubin(1983)得出并用于市场统计领域, 后引入以观测数据为主的社会学、经济学等研究领域, 该方法可以从多个维度将样本企业与其特征相似的对照样本相匹配。

<sup>②</sup>双重差分(DID)模型是由 Ashenfelter & Card(1985)首次提出, 由于其能有效地解决公司财务领域普遍存在的内生性问题, 近年来多在文献中使用, 以识别变量之间的因果关系, 常用作政策效果检验。

的倾向值得分,也即被国家审计的概率。基于倾向值得分,本文对经国家审计的研究样本与未被国家审计的央企上市公司进行一对一最近邻匹配,得到高度同质的样本组。一旦样本被国家二次审计,则会无法界定国家审计介入年度以研究介入前后社会审计费用的变化,为保证样本干净度,本文删除了国家审计大于一次的样本。定义国家审计实验组为样本组( $treat = 1$ ),配对观测样本组为对照组( $treat = 0$ )。变量在匹配样本公司中均不存在显著差异,表明国家审计之前,配对样本通过了双重差分的平行趋势检验。

$$Fee = \gamma_0 + \gamma_1 treat + \gamma_2 post + \gamma_3 treat \times post + \gamma_4 Rec + \gamma_5 Inv + \gamma_6 Lev + \gamma_7 Size + \gamma_8 Current + \gamma_9 Roc + \gamma_{10} Roa + \gamma_{11} Big10 + \gamma_{12} Opinion + \gamma_{13} Retstd + \gamma_{14} YearsClient + \psi \quad (3)$$

随后,本文用双重差分模型比较实验组和对照组公司在国家审计前后差异的变化以控制两者的系统性差异,进而达到检验国家审计政策的实施效果。国家审计介入年度之前的样本组  $post$  取值为 0,国家审计年度介入之后的样本组  $post$  取值为 1,对照组的  $post$  取值与其对应的配对样本观测值相同,模型采用前后对称年度进行研究。

经过 PSM 倾向匹配得分之后的双重差分(DID)回归结果如表 7 中第(2)列所示。交乘项  $treat \times post$  系数在 10% 水平上显著为正,表明国家审计介入会提高对应公司的社会审计定价,排除了潜在内生性问题,与主回归结论一致。

### 3. 稳健性检验<sup>①</sup>

为了增强本文结论的稳健性,将前文主回归模型(1)中自变量国家审计介入程度( $Govaudit$ )替换为变量  $Govaudit\_dum$ ,将国家审计介入年度之前社会审计年度样本  $Govaudit\_dum$  赋值为 0,而国家审计介入年度之后社会审计年度样本  $Govaudit\_dum$  赋值为 1,构建模型(4),以国家审计介入年度前后两年为研究窗口,保留此区间所有经国家审计的样本公司年度数据,控制变量与主回归模型(1)一致。结果显示, $Govaudit\_dum$  的系数依然显著为正。替换变量后与本文主回归结果保持一致,论证了本文结论的稳健性。

$$Fee = \delta_0 + \delta_1 Govaudit\_dum + \delta_2 Rec + \delta_3 Inv + \delta_4 Lev + \delta_5 Size + \delta_6 Current + \delta_7 Roa + \delta_8 Big10 + \delta_9 Opinion + \delta_{10} Retstd + \delta_{11} YearsClient + \theta \quad (4)$$

由于社会审计费用存在时间趋势,即会随着时间推移而有所增加,为排除本文结论受其影响的可能,本文通过安慰剂检验<sup>②</sup>来识别国家审计对社会审计定价的真实影响,以增强结论稳健性(Chen 等,2015;张璇等,2016)。如果前文中社会审计定价的上升是随着时间推移而增加,而不是由于国家审计介入而增加,那么,改变国家审计介入年度后应该看到社会审计定价类似的上升。如果看不到类似的上升,那么,可以判断国家审计对社会审计定价的影响的真实存在性。对主回归的安慰剂检验的结果表明,新结果并不显著( $t = 0.73$ )。这说明,在人为改变了国家审计介入年度之后,其效应不复存在,审计费用并没有出现显著的上升,这增强了本文结论的稳健性<sup>③</sup>。

此外,本文构建模型(5)以缓解时间趋势的影响,以国家审计介入年度为基础生成变量  $time$ (例如,如果 2010 年国家审计介入某公司,则该公司 2010 年  $time = 1$ ,2011 年  $time = 2$ ,以此类推)并作为控制变量,其余控制变量与主回归模型(1)一致,具体模型如下所示:

$$Fee = \partial_0 + \partial_1 Govaudit + \partial_2 Rec + \partial_3 Inv + \partial_4 Lev + \partial_5 Size + \partial_6 Current + \partial_7 Roc + \partial_8 Roa + \partial_9 Big10 + \partial_{10} Opinion + \partial_{11} Retstd + \partial_{12} Time + \varepsilon' \quad (5)$$

回归结果表明,在加入了  $time$  作为控制变量后,变量  $Govaudit$  的系数依然在 1% 水平上显著为正,即国家审计介入程度每增加 1 单位,审计定价对数增加 0.055 单位,与主回归模型(1)结果一致。这同样说明,时间趋势并不会对本文的结果产生明显影响,国家审计介入与审计费用之间确有正相关性,增加了本文结论的稳健性。

<sup>①</sup>限于篇幅,有关稳健性检验的详细结果未列示,备索。

<sup>②</sup>通过随机改变国家审计介入年度来重新构建一个新的面板数据,由于随机改变的年度国家审计并没有介入,称为“安慰剂检验”。

<sup>③</sup>本文另外基于模型(2)做了类似安慰剂检验,以解决本文可能存在的反向因果问题,检验结论一致。

基于非标意见可能会对本文结果有所影响,本文剔除非标意见后研究国家审计介入对社会审计定价的影响,结果显示,*Govaudit* 系数在 1% 水平上显著,结果依然稳健。此外,本文特别关注了国家审计对介入前社会审计报告是否为清洁意见的影响,结果表明,国家审计介入前是清洁意见样本的 *Govaudit* 系数在 1% 水平上显著,系数为 0.03,而对国家审计介入前是非清洁意见的样本而言,*Govaudit* 系数并不显著。这说明,国家审计介入对介入前是清洁意见的公司的警示效应是“立竿见影”,导致社会审计定价显著提升。而对介入前是非清洁意见的公司而言,国家审计的警示效应则只是“锦上添花”,对社会审计定价没有显著影响。这进一步佐证了国家审计对社会审计定价的警示效应,同时也说明,国家审计作为外部审计的重要组成部分,对完善审计监督力度有良好的补充作用。

## 六、研究结论与讨论

本文基于 2010—2015 年国家审计署发布的国家审计报告,以央企控股上市公司为研究对象,并手工收集了 2010—2015 年国家审计公告中样本公司涉及财务收支部分的违规金额,检验了国家审计功能的发挥对央企控股上市公司社会审计定价的影响。结果发现:(1)国家审计对社会审计的警示效应大于溢出效应,即对央企控股上市公司社会审计定价有提高作用;(2)考虑会计师事务所规模的差异,国家审计的警示效应在“非十大”会计师事务所更强;(3)国家审计涉及财务收支的处罚严重程度越高,国家审计对社会审计定价的提高作用越强,佐证了国家审计警示效应的主导地位。进一步研究中,分析了国家审计介入时机与社会审计定价的变化,发现国家审计介入当年社会审计定价出现显著上升。为了控制潜在的内生性,本文采用了倾向得分匹配法和双重差分模型,以配对得到的央企上市公司作为对照组,分析国家审计实验组对社会审计定价的影响,结论保持一致。此外,由于审计费用固有的随时间递增趋势,本文采用了安慰剂检验,以识别国家审计介入对社会审计定价变化的真实影响,保证了结果的稳健性。

本文结合我国宏微观制度环境探究了国家审计对社会审计定价的影响路径,发现国家审计的警示效应是影响社会审计的主导机制,兼有权威性和专业性的国家审计有效地提高了社会审计投入。本文的研究不仅有利于股东、管理层、投资者等公司利益相关者更好地理解国家审计的影响效应,而且有利于提示监管部门充分认识国家审计的重要性,加强其审计力度、扩大其审计范围,促进社会审计持续、长久地提高。本文主要聚焦于财务报告审计,未来可着手于将研究范围扩展至国家审计与社会审计其他方面的关系,并结合内部审计全面研究我国制度背景下审计市场中这三方审计力量的互动,以期建立一个完备的审计监督系统。

### 参考文献:

- [1] Ashenfelter, O., and D. Card. Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1985, 67, (4): 648 - 660.
- [2] Bell, T. B., W. R. Landsman, and D. A. Shackelford. Auditors' Perceived Business Risk and Audit Fees: Analysis and Evidence[J]. *Journal of Accounting Research*, 2001, 39, (1): 35 - 43.
- [3] Branson, L., F. Nation, and D. Clark. An Analysis of Compliance Audits of a State Government[J]. *International Journal of Business, Accounting & Finance*, 2016, 10, (1): 1 - 11.
- [4] Chen, J., H. Chang, H. C. Chen, and S. Kim. The Effect of Supply Chain Knowledge Spillovers on Audit Pricing[J]. *Journal of Management Accounting Research*, 2013, 26, (1): 83 - 100.
- [5] Chen, T., J. Harford, and C. Lin. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments[J]. 2015, 115, (2): 383 - 411.
- [6] DeAngelo, L. E. Auditor Size and Audit Quality[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1981, 3, (3): 183 - 199.
- [7] DeFond, M. L., K. Raghunandan, and K. R. Subramanyam. Do Non-Audit Service Fees Impair Auditor Independence? Evidence from Going Concern Audit Opinions[J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40, (4): 1247 - 1274.
- [8] Dye, R. A. Auditing Standards, Legal Liability, and Auditor Wealth[J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101, (5): 887 - 914.

- [9] Janssen, W. To Work or to ShirK; How Do Auditors Deal with Tax Enforcement? [R]. Working Paper, 2013.
- [10] Jensen, K. L., and J. L. Payne. The Introduction of Price Competition in a Municipal Audit Market [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2005, 24, (2): 137 - 152.
- [11] Kirmani, A., and A. R. Rao. No Pain, No Gain; A Critical Review of the Literature on Signaling Unobservable Product Quality [J]. Journal of Marketing, 2000, 64, (2): 66 - 79.
- [12] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. Biometrika, 1983, 70, (1): 41 - 55.
- [13] Simunic, D. A. The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence [J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18, (1): 161 - 190.
- [14] Simunic, D. A. Auditing, Consulting, and Auditor Independence [J]. Journal of Accounting Research, 1984, 22, (2): 679 - 702.
- [15] 鲍圣婴. 国家审计、注册会计师审计与内部审计的定位与协作 [J]. 南京: 审计与经济研究, 2016, (6).
- [16] 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]. 北京: 审计研究, 2014, (6).
- [17] 陈宋生, 董旌瑞, 潘爽. 审计监管抑制盈余管理了吗? [J]. 南京: 审计与经济研究, 2013, (3).
- [18] 陈小林, 王玉涛, 陈运森. 事务所规模、审计行业专长与知情交易概率 [J]. 北京: 会计研究, 2013, (2).
- [19] 冯延超, 梁莱歆. 上市公司法律风险、审计收费及非标准审计意见——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 北京: 审计研究, 2010, (3).
- [20] 韩晓梅. 企业契约、信息不对称与独立审计制度 [J]. 北京: 经济管理, 2009, (3).
- [21] 李青原, 蒋晓燕, 王永海. 审计与银行监管协作的系统性分析框架——银行审计模式国际比较 [J]. 武汉: 财会月刊, 2014, (18).
- [22] 李爽, 吴溪. 监管信号, 风险评价与审计定价: 来自审计师变更的证据 [J]. 北京: 审计研究, 2004, (1).
- [23] 李小波, 吴溪. 国家审计公告的市场反应: 基于中央企业审计结果的初步分析 [J]. 北京: 审计研究, 2013, (4): 85 - 92.
- [24] 刘家义. 国家治理现代化进程中的国家审计: 制度保障与实践逻辑 [J]. 北京: 中国社会科学, 2015, (9).
- [25] 刘笑霞. 审计师惩戒与审计定价——基于中国证监会 2008—2010 年行政处罚案的研究 [J]. 北京: 审计研究, 2013, (2).
- [26] 柳宁. 浅析国家审计对独立审计组织上市公司审计质量的监督检查 [J]. 北京: 审计研究, 2003, (5).
- [27] 马玉珍. 政府审计资源整合与利用问题研究 [J]. 南京: 审计与经济研究, 2007, (4).
- [28] 潘克勤. 公司治理, 审计风险与审计定价——基于 CCGI NK 的经验证据 [J]. 天津: 南开管理评论, 2008, (1).
- [29] 漆江娜, 陈慧霖, 张阳. 事务所规模·品牌·价格与审计质量 [J]. 北京: 审计研究, 2004, (3).
- [30] 秦荣生. 国家审计职责的界定: 责任关系的分析 [J]. 南京: 审计与经济研究, 2011, (2).
- [31] 宋衍蘅. 审计风险、审计定价与相对谈判能力——以受监管部门处罚或调查的公司为例 [J]. 北京: 会计研究, 2011, (2).
- [32] 王春飞, 郭云南. 中央预算执行审计与媒体关注度——基于国家治理的视角 [J]. 武汉: 中南财经政法大学学报, 2015, (6).
- [33] 吴昊旻, 吴春贤, 杨兴全. 产品市场竞争、事务所规模与审计质量——来自中国审计市场的经验证据 [J]. 北京: 经济管理, 2015, (5).
- [34] 许汉友. 论政府审计与独立审计的协调 [J]. 南京: 审计与经济研究, 2004, (1).
- [35] 于李胜, 王艳艳. 政府管制是否能够提高审计市场绩效? [J]. 北京: 管理世界, 2010, (8).
- [36] 余玉苗. 审计学 [M]. 武汉大学出版社, 2002.
- [37] 张敏, 朱小平. 中国上市公司内部控制问题与审计定价关系研究——来自中国 A 股上市公司的横截面数据 [J]. 北京: 经济管理, 2010, (9).
- [38] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据 [J]. 北京: 金融研究, 2016, (8).
- [39] 朱春艳, 伍利娜. 上市公司违规问题的审计后果研究——基于证券监管部门处罚公告的分析 [J]. 北京: 审计研究, 2009, (4).
- [40] 朱松, 陈关亭. 会计稳健性与审计收费: 基于审计风险控制策略的分析 [J]. 北京: 审计研究, 2012, (1).

**Government Audit and Independent Audit Pricing: Free Ride or Caution Light**  
—Evidence From Listed Companies Controlled by Central Stated-Owned Enterprises  
LI Qing-yuan, MA Bin-bin

(School of Economics and Management in Wuhan University, Wuhan, HuBei, 430072, China)

**Abstract:** Auditors, analysts, regulators, tax inspectors, financial press, and government are among the possible monitors that observe the senior management of firms. Each of these monitors focuses on a different subset of management's actions. Government audit is one of the monitors as well as independent audit. This study takes a different approach by focusing on monitoring effort rather than on monitoring outcomes. More specifically, the study examines whether and how the monitoring effort of one monitor affects the monitoring effort provided by another monitor. This study assumes that at least a subset of management actions is observed by another monitor and that the interests of the monitors do not conflict. This paper examines whether independent auditors respond to government audit and argues that government audit affects independent audit pricing in two non-mutually exclusive ways.

First, the effort level of the independent auditors can decrease due to positive spillover effects of the government audit. One of the influence channels is as follows: Government audit not only helps independent auditors confirm audit risk of the firms, but also helps independent auditors to ensure the significant audit areas by providing more information about the firms. The other influence channel is that the authority of government audit can address market failures caused by information asymmetry between the investors and auditors, which contributes to virtuous cycle of audit market and reduces the information collecting costs of independent auditors finally. Both channels cause a decrease in audit fees.

Second, the independent auditors can increase its effort levels due to warning effects. One of the influence channels is that the independent auditors may fear the risk of penalties in the form of reputation loss or litigation costs if government auditors discovers and reports a managerial action that the independent auditors haven't reported. The other influence channel is that if the government auditors unsuccessfully discipline the managers with respect to the desired monitoring outcomes of the independent auditors, the independent auditors may enhance the risk assessment of management's misbehavior. Both channels cause a rise in audit fees.

Based on the government audit reports released by the National Audit Office of China during 2010 and 2015, this paper focuses on audit effort to investigate the impact of government audit on independent audit. The empirical results show that the function of government audit plays an important role in improving the independent audit pricing, namely the warning effects dominate the spillover effects; the severer the punishment is, the stronger the correlation will be. This paper also finds that the warning effects mainly exist in listed company controlled by central stated-owned enterprises audited by non-big10, and the effect of government on the pricing of independent auditing is stronger in the high marketization index areas.

In further studies, this paper analyzes the changes of social audit pricing before and after national audit intervention, and finds that the national audit intervention significantly influence the social audit pricing of the year. This study applies Propensity Score Method and Difference-in Difference research design to control potential endogenous problems. This paper has also conducted Placebo test to identify the real impact of national audits on social audits, which enhances the robustness of the conclusion. This study also conducted other robustness tests and the conclusions are consistent.

The contribution of this paper could be summarized as follows: a) Compared with Janssen (2013) find some evidence that audit fees and tax enforcement are negatively associated, the effect of government audit on independent audit are likely to be more professional and more direct. This paper enriches and expands the literature on the interaction between government audit and independent audit. b) Compared with past research focuses on the relation between external supervision and corporate governance, this study focuses on the interaction within the system of external supervision and provides additional evidence to improve the system. c) Our paper also benefits to build an "immune system" with the combination of a self-discipline and regulation, so as to keep the functional order of state-owned assets in our country.

**Key Words:** government audit; audit pricing; warning effects

(责任编辑:弘毅)