

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.01.003

政府赋予型声誉有激励效应吗?^①

孙亮¹, 刘春^{1*}, 陈凡^{1,2}

(1. 中山大学国际金融学院, 广州 510275; 2. 华润(深圳)有限公司, 深圳 518000)

摘要: 在我国, 政府赋予型声誉虽然普遍存在, 但既有文献却鲜少对其进行系统深入探讨。以 IPO 发行审核委员会会计师事务所为场景, 以发审委会计师事务所的常规年报审计业务为研究对象, 构建平衡面板数据, 使用多期双重差分回归技术, 对我国资本市场中政府赋予型声誉的激励效果和作用机理进行了系统的考察。研究发现, 政府赋予型声誉具有激励效应, 体现在成为发审委事务所之后, 其常规年报的审计质量明显提升。并且, 政府赋予型声誉的内含收益是其产生激励作用的重要机制, 内含收益越大, 常规年报审计质量的提升幅度越明显。研究还发现, 政府赋予型声誉促使发审委事务所提高常规年报审计质量的激励效应只在地区市场化程度较低时才能得以发挥, 且被客户的国企身份和政治关联明显削弱。这意味着, 政府赋予型声誉的作用仅限于市场化进程较低的转型经济初期阶段, 尽管可以通过政府赋予声誉的方式迅速提高我国金融中介的执业质量, 但最终还是必须得依靠市场的力量。

关键词: 政府赋予型声誉; 激励效应; 发审委事务所

中图分类号: F231.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2022)01-0039-25

0 引言

在我国, 高等院校此前长时间被政府直接划分为“985”、“211”或其他高校, 每逢高考结束, 考上“985”或“211”的学子无不欣喜万分, 甚至大宴宾客。无独有偶, 我国的医院也被政府直接划分为各种等级。“三甲”医院日夜门庭若市, 而其他医院则备受冷落。有趣的是, 与西方自由竞争环境下由市场经年累月长期博弈所形成的“名校”、“名医”不同, 无论我国高校的“985”头衔, 或我国医院的“三甲”光环, 都直接来源于政府赋予, 而非通过市场自发形成。因此长期以来, 社会各界对于诸如此类的政府赋予型声誉, 始终褒贬不一。

更有趣的是, 这种政府赋予声誉的情形, 不仅在上述教育和医疗等公共行业广泛存在, 甚至也

延伸至以市场化为主导的资本市场领域。例如, 政府每年选拔若干金融中介机构人员组成 IPO 发行审核委员会(以下简称“发审委”), 赋予其核准或否决公司上市申请的巨大权力, 这使得不少默默无闻的金融中介机构“一夜成名”。所以本文感兴趣的是, 政府赋予型声誉对于资本市场的金融中介机构是否有激励作用? 如果答案是肯定的, 其激励作用的机理又何在?

既有研究大多循着英美文献的框架, 侧重于探讨金融中介机构市场形成型声誉的形成机理、作用条件、影响因素及治理作用^[1-6], 只有极少数的文献注意到了在我国强政府弱市场的特殊制度背景下, 考察政府赋予型声誉的重要性。其中, 张奇峰^[7]曾试图以证监会于 2001 年所提出的补充审计政策为场景对此展开讨论。但遗憾的是, 他

① 收稿日期: 2015-06-12; 修订日期: 2020-12-14.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71772182; 71972186); 广东省自然科学基金资助项目(2017A030313412).

通讯作者: 刘春(1977—), 女, 四川仁寿人, 博士, 副教授, 博士生导师. Email: hawkchun@163.com

忽视了政府管制与政府赋予声誉之间的差别^②。陈辉发等^[8]则以发审委会会计师事务所^③为场景,发现其IPO客户的盈余质量显著更高,并认为这体现出政府赋予型声誉的激励作用。但谭劲松等^[9]的发现却与之大相径庭,他们的研究表明,上述盈余质量的差别并非源自发审委事务所审计质量的提升,而只是其挑选优质客户的结果。可见,探讨我国资本市场中政府赋予型声誉的文献不仅较少,而且彼此间的研究结论还存在着矛盾,结果也尚不确定。更重要的是,既有文献不仅局限于讨论政府赋予型声誉的经济后果从而忽视了对其作用机理的考察,更拘泥于检验政府赋予型声誉对仅占发审委事务所1/3收入的IPO审计业务质量的影响,从而既不能观察到其整体审计质量的变化,也无法排除发审委事务所明修栈道暗度陈仓的可能性,更无法分离法律风险和声誉激励的混合效应。具体而言,发审委事务所得到的政府赋予型声誉本身既来自IPO市场,且IPO市场受到社会各界的广泛关注,因此其理性选择应是至少不能降低甚至必须提高IPO业务的审计质量。陈辉发等^[8]、谭劲松等^[9]以及Yang^[10]的研究都证实了这一点。但是对于关注度较低的常规年报审计业务,发审委事务所会做何选择却不得而知,而这正是本文所关注的焦点。并且由于关注度相对较低,常规年报审计的法律风险极大地弱于IPO业务,因而其变化将更多地来自声誉的激励作用。即以此为研究对象也能够更好地分离法律风险和声誉激励的混合效应。因此,本文特别强调发审委事务所常规年报审计质量的变化,以2001年~2016年间由发审委事务所审计的A股上市公司为样本,构建平衡面板数据,以发审委事务所的常规年报审计业务为研究对象,使用多期双重差分回归技术,在IPO发审委事务所的场景下系统地考察了政府赋予型声誉的激励效应、作用机理及作用边界。

研究发现:1)一旦会计师事务所得到政府赋

予的声誉即合伙人被任命为IPO发审委委员,其常规年报的审计质量将显著提高,并且在使用不同审计质量衡量方式的情形下依然成立。这意味着,政府赋予型声誉对于我国资本市场的金融中介机构确实存在一定的激励效应;2)政府赋予型声誉的内含收益既包括发审委事务所提高既有客户审计收费的现实收益,也包括发审委事务所因业务扩张而可能获得的潜在收益,且现实收益和潜在收益均是政府赋予型声誉产生激励作用的重要机制。政府赋予型声誉内含的现实收益和潜在收益越大,发审委事务所常规年报审计质量的提升幅度越明显;3)政府赋予型声誉的激励效应只在地区市场化程度较低时才能得以发挥,并且会被客户的国企身份和政治关联明显削弱。这说明市场化进程与政府赋予型声誉之间是相互替代的,对政府赋予型声誉的使用应仅限于市场化进程较低的转型经济初期阶段。尽管可以通过政府赋予声誉的方式迅速提高我国金融中介的执业质量,但最终还是必须得依靠市场的力量。

本文的贡献主要体现在以下4个方面:1)对我国资本市场中的政府赋予型声誉首次展开了全面系统的讨论。此前,研究者们或者热衷于对市场形成型声誉的考察^[1-6,11],或者只关心政府赋予型声誉的经济后果^[8],而对政府赋予型声誉的作用机理的强调和实证考察,是既有文献所不曾做过的工作。因此,为深入理解我国资本市场中的政府赋予型声誉增添了重要的新知识和新证据;2)推进了对于资本市场声誉机制的研究深度。与既有文献不同,不仅专注于对政府赋予型声誉的考察,而且通过讨论发审委事务所在IPO市场所获得的声誉对其常规年报审计质量的影响,揭示出了声誉在同一组织不同业务范围中的溢出效应,从而拓展和深化了对于资本市场声誉机制的理解;3)为既有对于发审委事务所的讨论提供了

② 受银广夏事件的影响,证监会于2001年指定15家会计师事务所执行双重审计业务。由于该事件的基本特征是准入限制,因而显然是一起极其典型的政府管制行为,适合用于讨论管制与寻租之间的关系^[42]。进言之,管制与声誉之间也并无明确的正向关系。例如,政府对电信业也实施准入限制,但这即使没有负面影响,也绝不会给中国移动带来良好的声誉。

③ 既有文献乃至实务界的惯用做法都是,如果会计师事务所的合伙人是发审委委员,便将其称为发审委事务所。对于发审委事务所更详细的介绍可参见本文第1.1部分关于相关制度背景的描述。

新的思路.具体而言,既有文献主要关注发审委事务所的阴暗面即其获得政治关联后的寻租行为^[10].然而正如 Gu^[11]所指出的,如果政府赋予会计师事务所“发审委”光环的结果只是有利于这些会计师事务所获得更大的市场份额、更高的审计收费以及推送更多低质量的 IPO 公司,那么政府又有什么利益导致其不即时放弃这种行为呢?显然,对于发审委事务所光明面的讨论以及由此所发现的政府赋予型声誉的激励效应将有助于解答上述疑问,并为相关研究提供全新的视角;

4) 研究结论有重要的政策涵义,既可以为当前形势下如何借助政府力量迅速提升我国资本市场金融中介机构的执业质量,从而为提振市场信心提供有益的启发和指引,也可以为相关部门在致力于培育优秀本土资本市场金融中介机构的过程中如何正确看待政府力量和市场力量的关系提供重要的理论参考.

1 制度背景、理论分析和研究假设

1.1 IPO 发审委、发审委委员和发审委事务所

由证监会于 1993 年设立的 IPO 发审委的主要工作是根据证监会发行部的预审意见对于公司的新股发行申请进行复审.简言之,发审委一直掌握着是否给予公司股票发行上市资格的关键权力.早期的发审委由 80 名委员组成,并且证监会对于这些委员们的身份实施严格保密.但随后却爆发了著名的王小石事件^④,这导致证监会不得不对发审委制度进行大幅度的改革.2003 年,证监会制定和发布《股票发行审核委员会暂行办法》,这通常被认为是发审委制度走向成熟的重要标志.根据该暂行办法,不仅发审委委员的总数降至 25 人,且其人员构成也主要来自证监会以外的有关专家,即会计师事务所、律师事务所和基金公司等金融中介机构的合伙人或高管人员.与此同时,发审委成员的身份不再保密,改由证监会主

动对外公布.2003 年 12 月,在证监会首次对外公布的第六届发审委委员名单中,浙江天健、信永中和、安永华明、普华永道中天及中和正信等 5 家会计师事务所的合伙人赫然在列.此后,由于公司 IPO 发行申请材料中涉及财务会计信息的资料尤其繁多,所以来自会计师事务所的发审委委员比例不断增加,从 2003 年的 20% 逐步上升至 2012 年的 36%.

合伙人当选为发审委委员,将改变整个会计师事务所的审计行为.第一,发审委委员所在的会计师事务所也将同时获得政府赋予型声誉.一般而言,声誉包含 3 个不同的基本概念维度:“知名”(being known)、“突出”(being known for something)以及“众爱”(generalized favorability)^[12].所谓“知名”,是指公司开始进入部分利益相关者的视线范围内,即被注意到,但这种注意还未形成任何正面或者负面的评价.“突出”则是指部分利益相关者根据公司的历史活动形成了其在某一方面(比如商品质量)是“专家”或者“领先者”的正面评价和感受^[12].而“众爱”则是更综合的维度,是在合并所有利益相关者各方对公司的正负面评价后所形成的正面评价和感受^[13].合伙人当选为发审委委员大幅增加其所在会计师事务所的知名度和美誉度,为其所在的会计师事务所带来“知名”和“突出”两个维度的声誉.在我国,注册会计师职业道德基本准则第二十八条明文规定:会计师事务所不得对其能力进行广告宣传以招揽业务.由于该项限制,会计师事务所若欲成名,实属不易.实际上,除了国际四大以及少数的国内老牌事务所如立信、天健等,大部分会计师事务所的知名度都非常低.而由于证监会对外公布的发审委委员名单不仅包含其姓名、年龄等个人特征,还特别标注出其所在机构的相关信息,所以使得这些发审委委员所在的会计师事务所瞬间蹿升为资本市场上的“明星”,知名度大增.并且由于发审委掌握着拟上市公司的生杀大权,是一级市场发

^④ 在发审委委员信息不透明的情况下,时任证监会发审委工作处副处长的王小石因向拟上市公司出售发审委成员名单受贿 140 万元,后因主要交易中间人林碧受其妻检举而东窗事发.这是当时轰动资本市场的大事件,也被认为是随后发审委制度发生重大变革的重要原因^[43].

行质量的最终把关者,因此成为发审委委员无疑是“官方认可”和“业界权威”的标志,其所在的会计师事务所当然也会被认为是行内“突出”的“领先者”。第二,一方面,知名度和美誉度的大幅提升将为发审委委员所在的会计师事务所带来丰厚的经济收益^[10,14]。由于新增经济收益系整个会计师事务所共享,所以维护新增收益来源即政府赋予型声誉便将成为符合整个会计师事务所利益的共同诉求。另一方面,更重要的是,当选为发审委委员的合伙人通常在会计师事务所具备极高的业务权威和行政权威,这能在较大程度上保证其对于整个会计师事务所审计行为的质量控制。基于以上两方面的原因,不仅是当选发审委委员的合伙人,其所在的整个会计师事务所都将竭力维护政府赋予型声誉。实践中,我国会计师事务所对审计工作底稿均采用严格的3级复核制度,即项目经理执行第1级复核,部门经理实施第2级复核,合伙人把握第3级即终极复核。由于发审委委员均为所在会计师事务所的资深合伙人,许多甚至是所在会计师事务所诸如副主任会计师和副总经理等业务及行政负责人,因此既担负着对于审计工作底稿所有重大事项和重大调整分录开展第3级复核的责任,又拥有否决既有审计程序和结论从而将审计工作底稿退回项目经理进行补充甚至重新审计的权力和权威,所以能够在较大程度上保证整个会计师事务所按其要求共同努力以维护所获之政府赋予型声誉。

1.2 政府赋予型声誉与市场形成型声誉的区别

政府赋予型声誉来源于政府,具有突发型的特征,而市场形成型声誉则来源于公司的历史活动和交易记录,具有日积月累的特征。除了来源和形成途径的不同以外,政府赋予型声誉与市场形成型声誉还存在以下两方面的重要区别:1) 包含的概念维度不同。如前所述,声誉包含3个不同的基本概念维度:“知名”、“突出”和“众爱”。就本文而言,发审委事务所获得的政府赋予型声誉更多的是处于“知名”这一维度,即虽然通过政府公示和公告更好地进入了利益相关者的视线范围,但利益相关者尚未真正对其

形成评价。而市场形成型声誉则更多的是处于后两个维度或同时具备3个维度的特征,其与政府赋予型声誉本质区别在于利益相关者已经对公司做出了正面评价;2) 稳定性不同。政府赋予型声誉处于“知名”维度,而“知名”维度最大的特征是还没有获得利益相关者的评价,是非常不稳定的状态,既容易引致追捧,也容易成为众矢之的。其或者向更高级的“突出”及“众爱”维度转变^[15],或者从“知名”维度跌落,直至销声匿迹。而与此不同的是,由于市场形成型声誉早已获得利益相关者在某一方面或者全方位的综合好评,因而相对是比较稳定的。

1.3 政府赋予型声誉的激励效应和作用机理

虽然已有研究表明,市场形成型声誉具有激励效应^[1-6],但如前所述,政府赋予型声誉与其存在本质区别,那么政府通过“发审委”这一光环向会计师事务所赋予的声誉又是否能够起到相应的激励作用呢?换言之,发审委事务所是否会受此激励而提高其整体审计质量呢?

根据张维迎^[16]的总结,声誉机制有效发挥作用应符合4个基本条件:1) 交易关系有足够高的概率维持下去;2) 当事人有足够的耐心;3) 当事人的不诚实行为能及时被察觉;4) 当事人有足够的积极性和可能性对交易对手的欺骗行为进行惩罚。为了分析时表述的方便,不妨将上述声誉理论的基本逻辑用以下函数式来表达

$$\Omega = f(R, V, O, P) \quad (1)$$

式中 Ω 表示发审委事务所的审计质量; R 表示发审委事务所与证监会之间交易关系的重复性; V 是政府通过“发审委”这一光环向会计师事务所赋予的声誉能够为事务所带来的收益, V 越大,发审委事务所便有越强的耐心去自我约束当前的机会主义行为以期更大程度的实现该声誉所内嵌的价值^[17]; O 表示发审委事务所当前机会主义行为被证监会察觉的概率; P 表示证监会对于发审委事务所机会主义行为进行处罚的可能性和力度。

显然, R 、 V 、 O 和 P 4大要素都必须大于零,政府赋予型声誉才可能存在激励效应,即 Ω 也大于零。那么,现实世界的实际情形如何呢?第一,按

照发审委制度的机制设计,尽管每届委员的任期只有1年,却可以在不超过3届的范围内实现连任。而且即便连任失败,也可以在以后年度再次入选成为发审委委员。现实中,诸如立信、正中珠江等发审委事务所都曾成功获得连任,而诸如浙江天健等许多发审委事务所也都曾在短暂卸任后再次成功入选。因此,发审委事务所显然有足够的理由相信,其与证监会之间的交易是完全可以重复的,即 $R > 0$ 。第二,发审委事务所使会计师成为“今日之星”,其知名度更容易引致利益相关者的追捧。已有研究表明,发审委的光环确实能够为会计师事务所带来巨大的利益。例如王兵和辛清泉^[14]所做的横向比较发现,发审委事务所在IPO市场的份额和审计收费均明显更高。Yang^[10]所做的纵向比较也发现,较之从前,成为发审委事务所之后其IPO市场份额和审计收费都有显著增加。这意味着, V 肯定是大于零的。更重要的是,“发审委”这一光环来自政府,其他利益相关者对其内涵尚需观望。此时,一旦发审委事务所切实提高了审计质量,将能够向其他利益相关者证明自己名副其实,从而将政府所赋声誉由比较初级的“知名”维度提升到更高级的因审计质量高而“突出”的维度,进而获得更大更稳定的未来收益 V 。第三,会计师事务所每年都要面临来自证监会、财政部、审计署和中注协等各级部门的各种检查,其机会主义行为完全有可能在这样的检查中暴露出来。事实上,仅就证监会而言,每年发现的上市公司违规行为中的绝大部分都属于与会计和审计相关的事项^⑤。一旦成为资本市场的“明星”,也将不可避免的成为“众矢之的”,发审委事务所的审计质量自然会备受社会各界的关注。不难想象,无论是来自证监会、财政部和审计署等上级部门的检查或来自中注协所安排的同业互查,发审委事务所受到的监督力度都将较之从前有非常明显的增加。此时,其执业过程中的每个环节都可能会被摆在放

大镜下仔细审视。在这样的情形下,发审委事务所与其客户合谋从而在年报编制、披露和审计环节产生较大程度的错漏还依然不被外界察觉的可能性可谓微乎其微。亦即此时的 O 也是大于零的。第四,虽然饱受舆论和大众的质疑,但实际上证监会对于会计违规事项的处理是积极且严厉的。从2001年以来,证监会平均每年要查处近20项与会计审计相关的违规事件。并且,尽管囿于相关法规的限制,证监会的处罚对违规者所造成的直接成本较小,但间接成本却非常巨大^[18]。而且,考虑到证监会向发审委事务所赋予声誉的同时也以自身公信力为其提供了相应的担保,所以如果发审委事务所的机会主义行为被察觉,其实施的直接或间接处罚很可能还会更加严厉^⑥。换言之,对于发审委事务所的欺骗行为,证监会进行惩罚的积极性和可能性也都将十分大,即 $P > 0$ 。

所以综合起来,本文认为政府向发审委事务所赋予的声誉,满足声誉机制有效发挥作用的4个基本条件,因而能够起到相应的激励作用。相应可检验的实证预期便是发审委事务所的审计质量将由此而得到明显的提高。于是提出如下基本假设:

H1 政府赋予型声誉具有激励效应,发审委事务所的常规年报审计质量将显著提高。

思考这样的问题:若同样受政府赋予型声誉,其所产生的激励效果是否会有不同?决定因素何在?不难发现,在声誉机制的4大要素中, O 和 P 都只能确保受激励者不选择机会主义行为,而不可能敦促其主动增加投入。例如在发审委事务所的情境下,鉴于降低审计质量会被证监会察觉并受到惩罚,发审委事务所的理性选择将是维持既有审计质量不发生任何改变。所以,真正可能激励发审委事务所提高审计质量的因素只有 R 和 V 。更进一步,这两个因素

⑤ 根据统计,1998年~2009年间,证监会查处并公告的上市公司违规事件中,涉及会计审计的事件占比达到79.19%。

⑥ 尽管囿于相关法规的限制,证监会直接处罚的力度比较有限,但其所实施的间接惩罚却非常严厉。黄春铃^[44]曾经讨论了承销商机会主义行为的结果。发现,证监会通过延长审核时间、降低审核通过率等方式,极大地压缩了被其判定为存在机会主义行为的承销商的未来市场份额和经济收益。

的作用也有很大的差别. 设想, 如果只有重复交易预期 R 却没有收益 V , 激励必然是无效的, 因为对于受激励者而言, 这样的重复交易没有意义. 但如果只有收益 V 却没有重复交易预期 R , 激励却仍然可能在短期内发挥作用. 并且收益 V 越大, 受激励者为此所愿意付出的努力程度也越大^[19]. 因此, R 构成的是长期激励的必要条件, 而 V 才是真正决定激励效果大小的关键因素. 于是本文提出的第 2 个假设为:

H2 决定政府赋予型声誉激励效应大小的关键因素是其内含收益, 那些获得内含收益越大的发审委事务所, 常规年报审计质量的提高幅度更加明显.

2 研究设计

2.1 识别策略

本文所使用的首选识别策略是平衡面板下的多期双重差分法. 首先, 由于发审委事务所是在不同年度分批次受到证监会的选任, 因此, 可以参考 Beck 等^[20] 使用多期双重差分法识别因果关系. 以不同年度、不同发审委事务所遭受的多重事件冲击为基础的多期双重差分法, 不仅拥有传统单一事件双重差分回归的优良性质, 还有助于克服传统单一事件双重差分回归所经常面临的困难, 即潜在遗漏变量(例如审计市场监管力度的变化)与单一事件冲击(例如受聘为发审委事务所)同时发生对于研究结论可能造成的困扰^[21]. 其次, 成为发审委事务所很可能引致其客户群体发生较大的变化, 如果新增优质客户较多, 则所观测到的结果就或许只是发审委事务所挑选客户所造成的^⑦, 而并非其审计

质量有了实质性的提高. 因此, 参考 Fang 等^[22] 以及陆瑶等^[23], 在事务所合伙人成为发审委委员的前后 4 年间构建平衡面板数据, 即要求纳入观测的样本公司在事件前后 4 年间均始终是发审委事务所的客户. 如此处理之后, 上述客户选择假说便不再能够解释本文的实证发现. 最后, 也注意到可能的反向因果问题, 即并非政府所赋声誉激励了发审委事务所提高审计质量, 而是审计质量明显改善的会计师事务所, 其合伙人可能更早的被证监会选任为发审委委员. 对于此项担忧, 采用以下两个办法予以缓解. 第一, 参考 Bertrand 和 Mullainathan^[24] 的做法, 考察事件前后发审委事务所审计质量的动态变化. 如果确实存在前述反向因果关系, 将观察到发审委事务所事前的审计质量有明显改善. 反之则相反. 第二, 引入倾向得分匹配法(PSM), 先估计所有会计师事务所成为发审委事务所的概率, 为每家发审委事务所选择倾向得分最为接近的控制组事务所, 再执行平衡面板下的双重差分估计. 此时, 由于会计师事务所之间的事前差异已大部分被倾向得分匹配过程所控制, 所以它们在事后所呈现出的审计质量差异便可在较大程度上归因于事件本身, 即政府所赋声誉的激励效应^⑧.

2.2 样本、基准模型和变量

首先从中国证监会的官方网站手工收集和整理了 2003 年~2014 年间全部 IPO 发行审核委员会的具体成员名单^⑨. 由于 2003 年~2014 年间发审委事务所连任、再入选等情况比较频繁, 为了强化因果关联, 本文在界定事件年时只考虑其首次成为发审委事务所的情形^⑩. 在确定为发审委事务所之后, 将其所审计的全部上市公司作为初始

⑦ 谭劲松等^[9] 在 IPO 情境下发现确实存在发审委事务所挑选优质客户的情形.

⑧ 将 PSMDID 方法作为稳健性测试而非首选识别策略, 是由于该方法近期争议较大. 反对者认为, 由于 PSM 对事前趋势的修正将实质性增加 DID 估计的偏误, 因此不应联合使用 PSM 与 DID 这两种方法^[45].

⑨ 以 2003 年为研究期间的开端, 是因为直到该年证监会才首次对外公开发审委成员的相关信息. 以 2014 年为研究期间的结束, 是因为这是证监会开启“大发审委”时代前的最后一届发审委委员.

⑩ 仅截取最干净的首次事件, 以便明确清晰识别因果关系是既有中外文献的常用做法^[25, 46]. 在本文的情境下, 连任和再入选都是再次得到政府赋予型声誉的情形, 其增量影响相对有限甚至可能不复存在. 此时若将其纳入回归将产生不必要的噪音, 阻碍对于因果关系的识别.

样本,还对其进行了以下筛选:1)剔除来自金融行业的公司;2)剔除研究所需关键数据缺失的公司;3)剔除并非在事务所合伙人成为发审委成员的前后4年间始终为其客户的公司。最终,得到2344个有效观测值,其行业分布如表1所示。

表 1 样本行业分布
Table 1 Sample industrial distribution

行业	数量	比例/%
农、林、牧、渔	52	2.22
采矿	37	1.58
制造	1487	63.44
电力、热力、燃气及水生产和供应	99	4.22
建筑	60	2.56
批发和零售	145	6.19
交通运输、仓储和邮政	95	4.05
住宿和餐饮	18	0.77
信息传输、软件和信息技术服务	106	4.52
房地产	105	4.48
租赁和商务服务	25	1.07
科学研究和技术服务	19	0.81
水利、环境和公共设施管理	12	0.51
居民服务、修理和其他服务	10	0.43
教育	4	0.17
卫生和社会工作	16	0.68
文化、体育和娱乐	54	2.30
综合	52	2.22
合计	2344	100

为了检验 H1 即政府赋予型声誉的激励效应,建立以下基准回归模型

$$MAO = \beta_0 + \beta_1 FSW + \beta_i X + \beta_j \sum Year + \beta_k \sum Industry + \beta_L \sum Cpafirm + \xi \quad (2)$$

模型(2)的因变量 MAO 是虚拟变量,如果样本公司当年收到标准无保留审计意见取值为 0,否则为 1。核心解释变量 FSW 也是虚拟变量,如果样本公司当年所聘任的会计师事务所已经是发审委事务所取值为 1,否则为 0^①。由于 FSW 的估计系数 β_1 代表着政府所赋声誉对于发审委事务所审计质量的影响,因此在估计上述基准回归模型时,最关心的是 β_1 的方向和显著性。如果 H1 成立,则 β_1 应显著大于零。

模型(2)中纳入了一系列可能影响审计意见的控制变量 X 便是用于表示这些控制变量的向量。参考既有文献^[25-29], X 包括:公司规模($Size$)、风险(Lev)、成长性($Grow$)、盈利能力(ROA)、资产流动性($Liquity$)、第 1 大股东持股比例($Top1$)、管理层持股比例($Mshare$)、独立董事人数($IDirector$)、公司当年是否亏损($Loss$)以及审计业务的复杂程度($ARINV$)。

模型(2)还纳入了:行业固定效应以控制任何可能会影响审计意见的行业差异;会计师事务所固定效应以控制任何不随时间变化的事务所层面基本特征;年度固定效应以控制可能会影响审计意见的宏观层面冲击和趋势,例如政治和经济周期以及相关法律法规的变化。最后,为了获得更稳健的推断,模型(2)还同时对标准误进行了公司和年度的双重聚类调整。表 2 的面板 A 列示了模型(2)中所涉及主要变量的定义和衡量方法,面板 B 则报告了这些主要变量的描述性特征。可以看到, MAO 、 $Loss$ 及 $ARINV$ 的均值分别为 0.040、0.086 和 0.276,说明样本公司应收账款和存货占总资产的比重为 27.6%,样本中约 9% 的公司存在亏损,4% 的公司被出具了非标审计意见。这与已有研究的数据描述性统计相一致^[30-32],表明本文的样本选择不存在明显的偏差。

① 此时, FSW 相当于单一时点双重差分模型中常见的核心解释变量 $Treat \times Post$ 。因为模型(2)已经同时包含了年度和会计师事务所的固定效应,所以不再需要单独纳入 $Treat$ 和 $Post$ ^[20]。

表2 主要变量定义及描述性统计

Table 2 Definition of main variables and descriptive statistics

面板 A	变量符号	变量说明					
主要 变量 定义及 衡量 方法	<i>MAO</i>	公司当年收到标准无保留审计意见取值为0,否则为1					
	<i>FSW</i>	公司当年所聘会计师事务所已是发审委事务所取值为1,否则为0					
	<i>Size</i>	公司年末总资产的自然对数					
	<i>Lev</i>	公司年末资产负债率(总负债/总资产)					
	<i>Grow</i>	公司当年营业收入相对上年的增长率					
	<i>ROA</i>	公司年度资产净利率					
	<i>TOP1</i>	公司年末第1大股东持股比例					
	<i>Mshare</i>	公司年末管理层年末持股数量					
	<i>IDirector</i>	公司年末独立董事规模					
	<i>Liquity</i>	公司年末流动资产/年末流动负债					
	<i>ARINV</i>	公司(年末应收账款+年末存货)/年末总资产					
	<i>Loss</i>	公司当年净利润为负取值为1,否则为0					
面板 B	变量符号	样本数	均值	标准差	25%分位数	50%分位数	75%分位数
主要 变量 描述性 统计	<i>MAO</i>	2 344	0.040	0.195	0.000	0.000	0.000
	<i>Post</i>	2 344	0.500	0.500	0.000	0.500	1.000
	<i>Size</i>	2 344	21.117	1.319	20.213	21.033	21.910
	<i>Lev</i>	2 344	0.193	0.167	0.056	0.157	0.291
	<i>MB</i>	2 344	2.600	2.556	1.042	1.882	3.210
	<i>ROA</i>	2 344	0.065	0.147	0.034	0.076	0.122
	<i>TOP1</i>	2 344	0.374	0.154	0.252	0.355	0.488
	<i>Mshare</i>	2 344	8.582	8.197	0.000	10.660	16.062
	<i>IDirector</i>	2 344	1.490	0.256	1.386	1.386	1.609
	<i>Liquity</i>	2 344	2.239	5.314	0.979	1.358	2.180
	<i>ARINV</i>	2 344	0.276	0.177	0.139	0.251	0.382
	<i>Loss</i>	2 344	0.086	0.280	0.000	0.000	0.000

3 实证结果

3.1 政府赋予型声誉的激励效应

3.1.1 主结果

表3是基准回归模型(2)的测试结果。其中，

第1列是单变量回归，第2列则纳入了模型(2)中的全部控制变量。可以看到，两个回归中 *FSW* 的估计系数均显著大于零^⑫，即审计所在成为发审委事务所后出具非标意见的概率明显增加。这与 H1 的预期相符，说明受到政府所赋“发审委”光环的激励，发审委事务所的常规年报审计质量有了明显提高。

^⑫ 由于 Logit 和 Probit 等非线性模型对于基础分布的武断假设很可能导致有偏和不一致的估计^[47]，与大量近期文献的选择一致^[48,49]，本文的基准回归采用线性概率模型进行估计。但如果使用 Logit 或 Probit 方法，本文的研究结论也不会发生改变。

表 3 政府赋予型声誉的激励效应
Table 3 Incentive effect of government-granted reputation

解释变量	因变量 MAO			
	1		2	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	0.018*	(2.0)	0.023***	(3.7)
<i>Size</i>			-0.020***	(-3.6)
<i>Lev</i>			0.123*	(2.1)
<i>Grow</i>			0.012**	(2.3)
<i>ROA</i>			-0.096	(-0.8)
<i>TOP1</i>			-0.012	(-0.3)
<i>Mshare</i>			-0.001**	(-2.6)
<i>IDirector</i>			0.004	(0.2)
<i>Liquity</i>			-0.001	(-1.2)
<i>ARINV</i>			-0.022	(-0.5)
<i>Loss</i>			0.049	(1.6)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 344		2 344	
调整 R^2	0.072		0.140	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3.1.2 稳健性测试

1) 审计质量的替代衡量

为了探明表 3 所报告主要结果的可靠性, 执行了一系列稳健性测试。首先是对于审计质量的替代衡量。参考文献 [25、28], 以样本公司年度盈余管理程度的绝对值替代 MAO 作为模型 (2) 的因变量进行敏感性测试。表 4 报告了该项测试的结果, 其因变量分别是以基本 Jones 模型、修正的基本 Jones 模型及修正的 DD 模型估算的样本公司年度盈余管理程度的绝对值

$EMJS$ 、 EMM 和 $EMDD$ ^[33-36]。可以看到, FSW 的估计系数在全部 3 个回归中均显著小于零, 说明审计所在成为发审委事务所后, 其客户公司的盈余管理程度明显降低。这与 H1 相符, 意味着得到政府所赋声誉之后, 发审委事务所对其客户常规年报的审计更加严格, 审计质量明显提升。因此综合表 3 和表 4 的实证结果来看, 所观测到的政府赋予型声誉的激励效应是稳健的, 并不会随着审计质量衡量方式的不同而发生改变。

表4 改变审计质量的衡量方法
Table 4 Changing the measurement of audit quality

解释变量	因变量					
	EMJS		EMM		EMDD	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	-0.008 **	(-2.6)	-0.007 **	(-2.5)	-0.003 **	(-2.4)
<i>Size</i>	0.000	(0.3)	0.000	(0.1)	0.002	(1.3)
<i>Lev</i>	0.003	(0.2)	0.004	(0.3)	-0.015*	(-2.1)
<i>Grow</i>	0.002 **	(2.7)	0.002 **	(2.6)	0.002 ***	(3.7)
<i>ROA</i>	-0.012	(-0.9)	-0.011	(-0.9)	-0.007	(-0.3)
<i>TOP1</i>	0.022	(1.6)	0.021	(1.5)	-0.000	(-0.0)
<i>Mshare</i>	-0.008	(-1.5)	-0.008	(-1.7)	-0.006	(-1.3)
<i>IDirector</i>	0.000	(0.1)	0.000	(0.1)	0.000	(0.7)
<i>Liquity</i>	0.031 ***	(3.4)	0.036 ***	(3.8)	-0.021 ***	(-3.5)
<i>ARINV</i>	0.000 **	(2.4)	0.000 **	(2.8)	0.000	(0.8)
<i>Loss</i>	0.009	(1.4)	0.009	(1.5)	0.030 ***	(3.9)
行业效应固定	是		是		是	
年度效应固定	是		是		是	
会计师事务所 效应固定	是		是		是	
聚类到公司与年度	是		是		是	
样本数	2 344		2 344		2 344	
调整 R^2	0.087		0.087		0.130	

注: ***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;回归中所使用的连续变量均经过上下1%的缩尾处理;统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正;回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

2) 安慰剂检验

随后,为了进一步确认政府所赋声誉与发审委事务所审计质量提升之间的因果关系,还执行了两组安慰剂检验。分别将会计师事务所合伙人被任命为发审委委员的时间人为地设定在真实时间的前1年和后1年,然后重复基准回归。如果审计质量提升的情形确实源自政府赋

予型声誉的激励效应,那么在人为改变事件年之后的安慰剂检验中, FSW 的估计系数 β_1 应不再显著为正。表5是该项测试的结果。可以看到,两组安慰剂检验中的估计系数 β_1 均不再显著,这从另一个角度进一步确认了政府所赋声誉与发审委事务所审计质量提升之间的因果关联。

表 5 安慰剂检验
Table 5 Placebo test

解释变量	因变量 MAO			
	事件年整体前移 1 年		事件年整体后推 1 年	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	-0.016	(-1.2)	0.001	(0.1)
<i>Size</i>	-0.020***	(-3.6)	-0.020***	(-3.6)
<i>Lev</i>	0.123*	(2.1)	0.124*	(2.1)
<i>Grow</i>	0.012**	(2.5)	0.012**	(2.5)
<i>ROA</i>	-0.096	(-0.8)	-0.096	(-0.8)
<i>TOP1</i>	-0.012	(-0.3)	-0.011	(-0.3)
<i>Mshare</i>	-0.001**	(-2.6)	-0.001**	(-2.6)
<i>IDirector</i>	0.004	(0.2)	0.004	(0.2)
<i>Liquity</i>	-0.001	(-1.2)	-0.001	(-1.1)
<i>ARINV</i>	-0.022	(-0.5)	-0.022	(-0.5)
<i>Loss</i>	0.048	(1.5)	0.048	(1.5)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 344		2 344	
调整 R^2	0.140		0.140	

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3) 反向因果问题

最后讨论可能的反向因果问题。如前所述, 若并非政府所赋声誉激励了发审委事务所提高审计质量, 而是审计质量明显改善的会计师事务所可能更早地被选任为发审委事务所, 则应能观察到发审委事务所的审计质量在事前便存在着明显的改善。为了对此展开检验, 参考 Bertrand 和 Mullainathan^[24] 的做法, 首先将样本期划分为事前 1 年、事前 2 年和事后 2 年 3 个子期间, 分别以 $Before^{(-1)}$ 、 $Before^{(-2)}$ 和 $After^{[+1,+2]}$ 3 个虚拟变量来表示。当样本公司所属年度为其主审会计师事务所成为发审委事务所的前 1 年、前 2 年或之后 2 年时, $Before^{(-1)}$ 、 $Before^{(-2)}$ 或 $After^{[+1,+2]}$ 取值为

1, 否则为 0。然后再用 $Before^{(-2)}$ 和 $After^{[+1,+2]}$ 替换 FSW 之后重新估计基准模型 (2)^⑬。表 6 给出了该项测试的结果。可以看到的是, $Before^{(-2)}$ 的估计系数并不显著, 而 $After^{[+1,+2]}$ 的估计系数则显著大于零。这意味着, 发审委事务所事前的审计质量并无明显变化, 在且仅在事后, 其审计质量才呈现出显著提升的态势。

尽管上述事前趋势检验已经基本消除了对于潜在反向因果问题的担忧, 但本文仍考虑使用 PSM 方法做进一步的确认。首先, 根据中注协《会计师事务所综合排名前百家信息》和历年发审委委员名单, 将全部百强会计事务所按年分成处理组(发审委会计事务所)和控制组(非发审委会计

⑬ 为了避免出现完全共线性的情形, 将 $Before^{(-1)}$ 作为比较基准并保留在回归框架之外。

事务所) 然后 根据每家会计师事务所的业务总收入、注册会计师人数、从业人员总数以及是否遭受惩罚等信息估算其成为发审委事务所的概率,再以估算之成为发审委事务所的概率为基础,采用最近邻匹配的方法有放回的从控制组(非发审委会计师事务所)为处理组(发审委会计师事务所)逐一配对,形成会计师事务所层面的样本.最后,将会计师事务所层面的样本与其审计的上市公司信息合并,并建立以下模型

$$MAO = \beta_0 + \beta_1 Treat + \beta_2 Post + \beta_3 \times Treat \times Post + \beta_i X + \beta_j \sum Year + \beta_k Industry + \beta_L \sum Cpafirm + \xi \quad (3)$$

式中 $Treat$ 是用于区分处理组和控制组的虚拟变

量,对于所有主审事务所为发审委事务所的样本公司赋值为 1,否则为 0; $Post$ 是用于区分事件前后的虚拟变量,若样本所属时间为其主审事务所成为发审委事务所之后取值为 1,否则为 0. 最关心的是模型(3)中 $Treat \times Post$ 的估计系数 β_3 ,它衡量着政府赋予型声誉的激励效应,即发审委事务所与非发审委事务所的常规年报审计质量在时间序列和横截面上的双重差异.表 6 给出了该项测试的结果.可以看到, $Treat \times Post$ 的估计系数 β_3 显著大于零.这再一次表明反向因果问题不会对本文的研究结论形成实质性干扰.总结起来,表 3 ~ 表 6 的全部实证结果应能表明,政府所赋声誉确能促使发审委事务所提升其审计质量.

表 6 反向因果问题

Table 6 Reverse causality problem

解释变量	因变量 MAO			
	事前趋势检验		PSMDID	
	估计系数	t	估计系数	t
$Before^{(-2)}$	0.010	(0.7)		
$After^{(+1,+2)}$	0.018 **	(3.0)		
$Treat$			-0.010	(-1.0)
$Post$			-0.039	(-1.7)
$Treat \times Post$			0.044 **	(3.3)
$Size$	-0.020 ***	(-3.6)	-0.037 ***	(-4.2)
Lev	0.123 *	(2.1)	0.034 **	(2.3)
$Grow$	0.012 **	(2.5)	0.000	(1.1)
ROA	-0.096	(-0.8)	-0.001 *	(-2.1)
$TOP1$	-0.012	(-0.3)	-0.060	(-1.8)
$Mshare$	-0.001 **	(-2.6)	-0.001	(-1.3)
$IDirector$	0.004	(0.2)	0.031	(1.6)
$Liquity$	-0.001	(-1.2)	-0.003	(-1.0)
$ARINV$	-0.022	(-0.5)	-0.084 *	(-2.2)
$Loss$	0.048	(1.5)	0.228 ***	(10.6)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 344		3 089	
调整 R^2	0.140		0.244	

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题.

3.2 政府赋予型声誉的作用机理

迄今为止, 本文所提供的证据已经揭示出政府赋予型声誉的激励效应。接下来考察其作用机理。按照 H2 的预期, 即决定政府赋予型声誉激励效应大小的关键因素是其内含收益, 那么便应能观测到获得更大内含收益的发审委事务所, 其常规年报审计质量的提升幅度更为明显。所以, 从以下 3 个方面开展检验。

3.2.1 提高审计收费

对于发审委事务所来说, 政府所赋声誉最直接的收益便是显著提升了其与现有客户的议价能力, 而向现有客户提价将有助于其变现“发审委”光环的内含收益。亦即, 政府赋予型声誉很可能会通过增加发审委事务所的审计收费进而提升其审计质量的途径来实现激励效应。因此, 首先在逐步检验法的框架下观测审计收费的中介作用。中介

效应测试包括以下 3 个步骤: 第一, 检验政府赋予型声誉与审计质量之间的关系, 即前文表 3 *FSW* 与 *MAO* 之间显著为正的实证结果。第二, 检验政府赋予型声誉与审计收费的关系, 即表 7 公司年度审计费用的自然对数 (*AuditFee*) 列的结果。第三, 将解释变量 *FSW* 和中介变量 *AuditFee* 同时纳入以 *MAO* 为因变量的回归, 即表 7 *MAO* 列所报告的结果。可以看到, 当以 *AuditFee* 为因变量时, *FSW* 的估计系数显著大于零。当同时将 *FSW* 与 *AuditFee* 纳入以 *MAO* 为因变量的回归时, *AuditFee* 和 *FSW* 的估计系数均显著大于零。这意味着, 审计收费对于政府赋予型声誉与审计质量之间的关系存在部分中介效应。亦即, 发审委事务所提升审计质量的激励, 至少部分是通过提高审计收费从而变现政府所赋声誉之内含收益的途径来实现的。

表 7 审计收费的中介效应

Table 7 Intermediary effect of audit fees

解释变量	因变量			
	<i>AuditFee</i>		<i>MAO</i>	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	0.043 ^{***}	(4.8)	0.018 ^{***}	(3.5)
<i>AuditFee</i>			0.041 [*]	(2.0)
<i>Size</i>	0.250 ^{***}	(16.4)	-0.033 ^{***}	(-3.8)
<i>Lev</i>	0.114	(1.4)	0.125 [*]	(1.9)
<i>Grow</i>	0.002	(0.3)	0.009 [*]	(2.0)
<i>ROA</i>	-0.041	(-0.9)	-0.089	(-0.6)
<i>TOP1</i>	0.119	(1.2)	-0.029	(-0.7)
<i>Mshare</i>	0.003 [*]	(1.8)	-0.002 ^{**}	(-2.5)
<i>IDirector</i>	-0.111	(-1.5)	0.017	(0.9)
<i>Liquity</i>	-0.003 ^{***}	(-3.3)	-0.001	(-1.0)
<i>ARINV</i>	-0.103	(-1.1)	-0.023	(-0.5)
<i>Loss</i>	0.074 ^{***}	(3.3)	0.038	(1.3)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 047		2 047	
调整 <i>R</i> ²	0.598		0.141	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 *t* 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3.2.2 大小所的差别

既然通过提高审计收费变现政府所赋声誉的内含收益是发审委事务所获得激励效应的重要途径,那么沿着这个思路应该可以进一步观测到,对于在审计收费方面存在更大提价空间的发审委事务所,政府赋予型声誉的激励作用应更明显。相对而言,大所的审计溢价本就较高,政府赋予的“发审委”身份更大程度上是属于锦上添花的性质,通过对其现有客户提价为其带来的新增收益非常有限。相反,对于小所来说,其原本的市场份额和审计收费都相对低得多。此时,政府所赋予的“发审委”光环几乎令其在一夜之间从“无名氏”变为“明星”,并在官方层面上突然获得了与原来那些审计市场中的霸主们平起平坐的资格,这显然会为其带来远超

过大所的新增收益。亦即,如果从定量的角度来看, $V_{小所} > V_{大所}$ 。相应地,小所常规年报审计质量的提高幅度也就应当更加明显。

为检验上述推论,参考文献[10]使用中注协每年公布的《会计师事务所综合评价前百家信息》将发审委事务所中的“国际四大”和“国内十大”挑选出来定义为“大所”,而其他发审委事务所则划分为“小所”,并分组对基准模型(2)进行重新估计。表8是该项测试的结果。可以看到,在对大小所分组进行的回归中, FSW 在“大所”组的估计系数虽然大于零却不显著,而在“小所”组的估计系数则在1%的统计水平上显著大于零。这与前文推论相符,进一步表明政府赋予型声誉中内嵌的收益是其发挥激励效应即引致发审委事务所提高审计质量的重要机制。

表8 大小所激励效应的差别

Table 8 Difference incentive effect between large and small CPA firms

解释变量	因变量 MAO			
	大所组		小所组	
	估计系数	t	估计系数	t
FSW	0.056	(1.2)	0.028***	(3.3)
$Size$	-0.020*	(-2.0)	-0.021***	(-3.1)
Lev	0.069	(0.7)	0.143*	(1.9)
$Grow$	0.008	(0.8)	0.013**	(2.2)
ROA	-0.108	(-0.6)	-0.090	(-0.6)
$TOP1$	-0.016	(-0.2)	-0.011	(-0.3)
$Mshare$	-0.003**	(-2.2)	-0.001*	(-1.9)
$IDirector$	-0.007	(-0.3)	0.003	(0.1)
$Liquity$	-0.005	(-1.2)	-0.001	(-1.0)
$ARINV$	0.194	(1.0)	-0.058	(-1.3)
$Loss$	-0.031	(-0.8)	0.072*	(1.8)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	519		1 825	
调整 R^2	0.093		0.160	

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;回归中所使用的连续变量均经过上下1%的缩尾处理;统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正;回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3.2.3 考虑潜在收益

政府所赋予的“发审委”光环不仅能够帮助会计师事务所通过提高审计收费直接获益,其“官方认证”的潜在含义拥有较强信号传递功能,还将帮助会计师事务所吸引大量新的客户^[10, 37]。对于发审委事务所而言,政府所赋声誉还内含着巨大的潜在收益,其可实现程度是发审委事务所业务扩张能力和业务扩张需求的增函数。因此,如果政府赋予型声誉中内嵌的收益确是其发挥激励效应的重要机制,则考虑潜在收益时,应能观测到发审委事务所的业务扩张能力越强、业务扩张需求越大,审计质量提升幅度也越大。

首先,分别以发审委事务所的分所涵盖省份的数量(Geo_P)和分所涵盖区域的数量(Geo_R)衡量其业务扩张能力^⑭,并将 $Geo_P(Geo_R)$ 及其与 FSW 的交乘项分别纳入基准模型(2)进行估计以

观测其调节效应。事实上,我国会计师事务所分所的地理分布情况差异极大。例如截至 2016 年底,中兴财光华会计师事务所的分所涵盖了全国 26 个省份,上会会计师事务所的分所也涵盖了 13 个省份,而天衡会计师事务所却只在 4 个省份建立了分所。且更普遍的是,诸如山东天元同泰、重庆康华等许多会计师事务所仅在本省内部拥有分所。一方面,分所的地理涵盖范围在一定程度上能够反映出会计师事务所实际的业务扩张能力;另一方面,拥有更广泛的分所也将有利于发审委事务所在更大范围内吸收新客户。因此,本文预期 $Geo_P(Geo_R)$ 对政府所赋声誉的激励效应有正向的调节作用。表 9 是该项测试的结果。可以看到, $Geo_P(Geo_R)$ 与 FSW 的交互项均显著大于零,说明发审委事务所的业务扩张能力越强即政府所赋声誉内含的潜在收益越大时,其审计质量的提升幅度越大。

表 9 业务扩张能力的调节效应

Table 9 Moderating effect of business expansion capacity

解释变量	因变量 MAO			
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	-0.013	(-0.6)	-0.021	(-0.9)
<i>Geo_P</i>	-0.036	(-1.7)		
<i>Geo_P</i> × <i>FSW</i>	0.037*	(1.9)		
<i>Geo_R</i>			-0.045*	(-2.0)
<i>Geo_R</i> × <i>FSW</i>			0.049*	(2.2)
<i>Size</i>	-0.021***	(-3.2)	-0.020***	(-3.1)
<i>Lev</i>	0.123*	(2.0)	0.121*	(2.0)
<i>Grow</i>	0.012**	(2.6)	0.012**	(2.5)
<i>ROA</i>	-0.095	(-0.8)	-0.097	(-0.8)
<i>TOP1</i>	-0.023	(-0.6)	-0.023	(-0.6)
<i>Mshare</i>	-0.002**	(-2.2)	-0.002*	(-2.2)
<i>IDirector</i>	-0.001	(-0.0)	-0.001	(-0.0)
<i>Liquity</i>	-0.001	(-1.0)	-0.001	(-1.0)
<i>ARINV</i>	-0.036	(-0.7)	-0.036	(-0.7)
<i>Loss</i>	0.052	(1.5)	0.051	(1.4)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 162		2 162	
调整 R^2	0.116		0.117	

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

⑭ 区域按东北、华北、西北、华东、中南和西南 6 大行政区划分。

其次,以发审委事务所分所涵盖省份(区域)的数量与其上市公司客户分布省份(区域)数量之差的绝对值 $|GDiff_P|$ ($|GDiff_R|$)来衡量其业务扩张需求,并将 $|GDiff_P|$ ($|GDiff_R|$)及其与 FSW 的交乘项分别纳入基准模型(2)进行估计以观测其调节效应。一方面,异地审计成本高风险大,若会计师事务所大量客户散落在其分所涵盖省份之外,即事务所分所地理分布小于客户子公司地理分布,其理性选择是尽量在客户子公司所在省份建立分所。而分所的建立必然面临租金、人工等固定成本的压力,需要较大数量的客户才能实现盈利,即此时的业务扩张需求较大。另一方面,若事务所分所地理分布大于客户子公司地理

分布,则意味着已经建立的分所业务量较少,甚至只拥有对客户异地子公司的一些零星审计业务,此时需要尽量多的吸收新客户以帮助分所盈利,同样面临较大的业务扩张需求。因此, $|GDiff_P|$ ($|GDiff_R|$)取值越大表明发审委事务所的业务扩张需求越大,政府所赋声誉对其而言无异于雪中送炭,具有更高的潜在收益。表10是该项测试的结果。可以看到, $|GDiff_P|$ ($|GDiff_R|$)与 FSW 的交互项同样全部显著大于零,说明发审委事务所的业务扩张需求越大即政府所赋声誉内含的潜在收益越大时,其审计质量的提升幅度也越大。总结起来,表7~表10的结果揭示出政府赋予型声誉的内含收益是其产生激励效应的重要机制。

表10 业务扩张需求的调节效应

Table 10 Moderating effect of business expansion demand

解释变量	因变量 MAO			
	1		2	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	0.007	(1.1)	0.004	(0.5)
$ GDiff_P $	-0.026**	(-2.7)		
$ GDiff_P \times FSW$	0.023***	(3.1)		
$ GDiff_R $			-0.020	(-1.5)
$ GDiff_R \times FSW$			0.028**	(2.6)
<i>Size</i>	-0.021***	(-3.3)	-0.021***	(-3.3)
<i>Lev</i>	0.125*	(2.0)	0.126*	(2.0)
<i>Grow</i>	0.012**	(2.5)	0.012**	(2.5)
<i>ROA</i>	-0.098	(-0.8)	-0.096	(-0.8)
<i>TOP1</i>	-0.023	(-0.6)	-0.023	(-0.6)
<i>Mshare</i>	-0.002*	(-2.0)	-0.002**	(-2.2)
<i>IDirector</i>	-0.001	(-0.0)	-0.002	(-0.1)
<i>Liquity</i>	-0.001	(-0.9)	-0.001	(-1.0)
<i>ARINV</i>	-0.038	(-0.7)	-0.039	(-0.7)
<i>Loss</i>	0.051	(1.4)	0.052	(1.4)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 162		2 162	
调整 R^2	0.115		0.115	

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;回归中所使用的连续变量均经过上下1%的缩尾处理;统计检验的*t*值均已经过聚类标准误和White异方差稳健性修正;回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3.2.4 发审委委员个人权威的作用

理论分析指出,发审委委员的业务权威和行政权威是其所在会计师事务所受政府赋予型声誉激励而整体提升审计质量的重要保障.这意味着,应能观测到,发审委委员个人权威越高,其所在会计师事务所审计质量的提升幅度越大.对此的考察将有助于补充和进一步验证本文的理论逻辑.所以,首先通过百度、必应等搜索引擎手工收集和整理了发审委委员在会计师事务所的行政职务以及何时开始担任合伙人等信息,然后以此为基础设置变量 *Aauthority* 和 *Bauthority*,分别用于表征发审委委员的行政权威和业务权威.其中 *Aauthority* 在发审委委员系会计师事务所副主任会计师或副总经理以上的情形下取值为 1,否则为 0. *Bauthority* 则是发审委委员成为会计师事务所合伙人的具体年数.最后将 *Aauthority*(*Bauthority*) 及其与 *FSW* 的交互项分别纳入基准模型(2)进行估计以观测其调节效应.

表 11 是该项测试的结果.其中,第 1 列和第 2 列系分别将 *Aauthority* 和 *Bauthority* 与 *FSW* 进行交互的回归结果.可以看到,两个回归中交互项的估计系数均显著大于零.由于 *Aauthority* 和 *Bauthority* 取值越大都表示发审委委员的个人权威越高,所以表 11 的结果说明政府赋予型声誉的激励效应在发审委委员个人权威较高时更为明显.这与本文的预期是一致的,于是补充并进一步验证了本文的理论逻辑.

表 11 是该项测试的结果.其中,第 1 列和第 2 列系分别将 *Aauthority* 和 *Bauthority* 与 *FSW* 进行交互的回归结果.可以看到,两个回归中交互项的估计系数均显著大于零.由于 *Aauthority* 和 *Bauthority* 取值越大都表示发审委委员的个人权威越高,所以表 11 的结果说明政府赋予型声誉的激励效应在发审委委员个人权威较高时更为明显.这与本文的预期是一致的,于是补充并进一步验证了本文的理论逻辑.

表 11 发审委委员个人权威的作用

Table 11 Role of personal authority of the Issuance Appraisal Committee members

解释变量	因变量 MAO			
	1		2	
	估计系数	t	估计系数	t
<i>FSW</i>	0.006	(0.5)	0.022	(0.7)
<i>Aauthority</i>	-0.007	(-0.4)		
<i>Aauthority</i> × <i>FSW</i>	0.034*	(1.7)		
<i>Bauthority</i>			-0.066**	(-3.0)
<i>Bauthority</i> × <i>FSW</i>			0.029*	(1.8)
<i>Size</i>	-0.021***	(-3.2)	-0.021***	(-4.4)
<i>Lev</i>	0.135**	(2.6)	0.125**	(2.5)
<i>Grow</i>	0.013***	(2.7)	0.012**	(2.3)
<i>ROA</i>	-0.102	(-1.3)	-0.096	(-0.9)
<i>TOP1</i>	-0.009	(-0.2)	-0.011	(-0.3)
<i>Mshare</i>	-0.000	(-0.0)	0.003	(0.1)
<i>IDirector</i>	-0.002***	(-2.8)	-0.001**	(-2.3)
<i>Liquity</i>	-0.031	(-0.6)	-0.022	(-0.4)
<i>ARINV</i>	-0.001	(-1.0)	-0.001	(-1.0)
<i>Loss</i>	0.053	(1.6)	0.048*	(1.8)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	2 344		2 344	
调整 R ²	0.104		0.141	

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题.

3.2.5 社会网络的作用

对于本文的实证发现,有个可能的替代性解释是,发审委事务所审计质量的提升只是为了维持其社会网络地位,并非源自声誉的激励效应。由于社会网络通常都是在内部惩罚违规者,而声誉的生效对象则更为广泛,所以如果社会网络假说成立,应能观测到发审委事务所审计质量提升的情形仅出现在客户公司与其存在各种社会关系的样本中。为此,逐一手工收集和整理了发审委委员及其客户公司董事长和 CEO 的籍贯、出生地、毕业院校及工作经历。其中,籍贯和出生地的信息最难获取。本文采用的是与 Gu 等^[38]和 Li 等^[39]相同的方法,除使用百度、必应等网络搜索引擎之外,还通过查阅发表于知网的期刊论文和学位论文的作者简介、致谢等部分的内容来确定。表 12

是以此为基础的测试结果。参考 Gu 等^[38]和 Li 等^[39]的做法,将发审委委员与客户公司董事长或 CEO 存在同乡、校友或同事关系的情形界定为有社会关系的样本,否则便归入无社会关系的样本组。从表 12 可以看到,其一,FSW 在有社会关系组的回归中估计系数明显更大,组间系数比较的费雪双侧检验在 Bootstrap 重复抽样 500 次情形下的 P 值为 0.00。这既可能表明社会网络的内部惩罚机制对于发审委事务所审计质量的提升确有一定的增量作用,也可能是由于有社会关系的客户公司受到更多公众关注的原因^[40]。其二,更重要的是,FSW 在无社会关系组的回归中估计系数均显著大于零的结果与社会网络假说的预期不符,说明该项替代性解释不会对本文的研究结论产生实质性的困扰。

表 12 社会网络的作用

Table 12 Role of social networks

解释变量	因变量 MAO			
	有社会关系组		无社会关系组	
	估计系数	t	估计系数	t
FSW	0.039***	(3.4)	0.022***	(3.6)
Size	-0.008	(-0.8)	-0.023***	(-3.2)
Lev	0.030	(0.3)	0.148*	(2.1)
Grow	0.030**	(2.9)	0.009*	(2.2)
ROA	-0.291	(-1.4)	-0.095	(-0.7)
TOP1	0.063	(1.6)	-0.023	(-0.5)
Mshare	-0.078**	(-2.7)	0.030	(1.2)
IDirector	-0.002	(-1.6)	-0.001	(-1.7)
Liquity	0.065	(1.1)	-0.065	(-1.2)
ARINV	0.007*	(2.2)	-0.001	(-1.3)
Loss	0.033	(0.4)	0.036	(1.6)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	558		1 786	
调整 R ²	0.325		0.130	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理;统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正;回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

3.3 进一步的研究

3.3.1 市场化进程与政府赋予型声誉的激励效应

在明确政府赋予型声誉的激励效应和作用机理之后,还想知道市场化进程与政府赋予型声誉的激励效应之间有怎样的关系?互补,即市场化程度越高则政府赋予型声誉的作用越明显;还是替代,即市场化进程与政府赋予型声誉的作用之间系此消彼长的情形?对此的讨论将既有助于深入理解政府赋予型声誉激励效应的影响因素,更有助于明确政府赋予型声誉在横截面上的作用边界,而我国各地区之间市场化进程的差异又恰恰为此提供了良好的研究契

机.因此,按公司所在地市场化进程总指数各年度的中位数将样本划分为市场化程度较高和较低两组,并分组对基准模型(2)进行重新估计.表 13 是该项测试的结果.可以看到,观测市场化进程较高时政府赋予型声誉的激励效应回归中,FSW 的估计系数 β_1 不显著,而观测市场化进程较低时政府赋予型声誉的激励效应回归中,FSW 的估计系数 β_1 则在 1% 的水平上显著大于零.这说明市场化进程与政府赋予型声誉之间是种替代关系,即市场化进程越高,政府赋予型声誉的作用越不明显.换言之,表 13 的结果表明,只有在市场化进程较低的情形下,政府赋予型声誉才能发挥其激励作用.

表 13 市场化进程与政府赋予型声誉的激励效应

Table 13 Degree of marketization and the incentive effect of government-granted reputation

解释变量	因变量 MAO			
	市场化程度高		市场化程度低	
	估计系数	t	估计系数	t
FSW	0.005	(0.6)	0.085***	(3.2)
Size	-0.019**	(-3.0)	-0.022	(-1.7)
Lev	0.137*	(1.9)	0.073	(1.2)
Grow	0.012*	(2.1)	0.010	(1.5)
ROA	-0.125	(-0.8)	-0.047	(-0.3)
TOP1	-0.016	(-0.4)	-0.041	(-0.6)
Mshare	-0.001	(-1.1)	-0.004	(-1.3)
IDirector	0.009	(0.7)	-0.028	(-0.4)
Liquity	-0.001	(-1.0)	-0.007	(-1.6)
ARINV	-0.055	(-1.1)	0.168	(1.3)
Loss	0.035	(0.9)	0.089***	(3.2)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	1 810		534	
调整 R ²	0.165		0.137	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理;统计检验的 t 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正;回归中不存在需要引起关注的共线性问题.

3.3.2 发审委事务所对所有客户公司一视同仁吗?

既然在获得政府所赋声誉后显著提升了审计

质量,那么发审委事务所在尺度的把握方面是对所有客户公司一视同仁,还是欺软怕硬选择性从严? Wang 等^[41]发现,中国的会计师事务所存在

受本地政府的影响而与国企合谋的情形. 因此本文猜测, 尽管政府所赋声誉能激励发审委事务所从严审计, 但这种效应在国企和政治关联企业将相对较弱. 所以, 引入两个新变量 SOE 和 PC 分别表示样本公司的产权性质和政治关联情况, 当样本公司属于国企(有政治关联)时 $SOE(PC)$ 取值为 1 否则为

0, 并将 $SOE(PC)$ 及其与 FSW 的交乘项分别加入基准模型(2)进行估计. 表 14 是该项测试的结果. 可以看到, 两个交乘项 $FSW \times SOE$ 和 $FSW \times PC$ 的估计系数均显著为负, 说明发审委事务所确实并未对所有客户公司一视同仁, 对于国企和政治关联企业, 其审计质量的提升幅度明显较小.

表 14 产权性质和政治关联的影响

Table 14 Property rights, political connection and the incentive effect of government-granted reputation

解释变量	因变量 MAO			
	1		2	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>FSW</i>	0.031 **	(2.9)	0.076 ***	(4.9)
<i>SOE</i>	-0.056	(-1.2)		
<i>FSW × SOE</i>	-0.041 *	(-2.1)		
<i>PC</i>			0.011	(1.4)
<i>FSW × PC</i>			-0.035 **	(-3.1)
<i>Size</i>	-0.019 **	(-3.4)	-0.019 **	(-3.4)
<i>Lev</i>	0.105	(1.6)	0.104	(1.6)
<i>Grow</i>	0.013 *	(2.3)	0.013 *	(2.3)
<i>ROA</i>	-0.091	(-0.6)	-0.089	(-0.5)
<i>TOP1</i>	-0.018	(-0.5)	-0.025	(-0.7)
<i>Mshare</i>	-0.001 **	(-2.6)	-0.001 **	(-2.6)
<i>IDirector</i>	-0.008	(-0.5)	-0.004	(-0.3)
<i>Liquity</i>	-0.001	(-1.1)	-0.001	(-1.1)
<i>ARINV</i>	-0.033	(-0.7)	-0.037	(-0.8)
<i>Loss</i>	0.034	(1.0)	0.033	(1.0)
行业效应固定	是		是	
年度效应固定	是		是	
会计师事务所效应固定	是		是	
聚类到公司与年度	是		是	
样本数	1 893		1 893	
调整 R^2	0.147		0.149	

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 *t* 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题.

3.3.3 非标意见与财务困境

最后, 探明成为发审委事务所之后, 其出具的非标意见与客户公司财务困境之间的关联度是否提升? 表 15 是该项测试的结果. 其中, 面板 A 以 Altman Z计分的相反数表征公司财务困境, 记为 $OPPZ$; 面板 B 以股票交易是否被特别处理表征公司

财务困境, 记为 ST . 可以看到, 在全样本回归中, 非标意见 AO 与 $OPPZ$ 和 ST 均显著正相关. 而分组检验的结果表明, 在成为发审委事务所之前, AO 与 $OPPZ$ 和 ST 之间的关系虽为正向但并不显著. 而在成为发审委事务所之后, AO 与 $OPPZ$ 和 ST 之间的关系变得正向显著且 AO 的估计系数也明显增大.

表 15 非标意见与财务困境
Table 15 Modified opinions and financial distress

解释变量	面板 A: 因变量 <i>OPPZ</i>					
	全样本		<i>FSW</i> = 0		<i>FSW</i> = 1	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>AO</i>	1.268 [*]	(1.95)	0.653	(0.97)	1.314 [*]	(1.83)
<i>Size</i>	0.504 ^{**}	(2.69)	0.686	(1.79)	-0.096	(-0.45)
<i>Lev</i>	5.369 ^{***}	(12.07)	6.975 ^{***}	(4.41)	0.895	(0.58)
<i>Grow</i>	-0.503 ^{**}	(-2.92)	-0.442	(-1.58)	-0.653 ^{***}	(-4.45)
<i>ROA</i>	-8.044 ^{**}	(-2.99)	-9.103 ^{**}	(-2.40)	-6.278 ^{***}	(-4.05)
<i>TOP1</i>	-0.696	(-0.59)	-0.917	(-0.63)	0.284	(0.29)
<i>Mshare</i>	1.084	(0.99)	1.265	(1.02)	0.463	(0.67)
<i>IDirector</i>	-0.037	(-1.31)	-0.022	(-0.58)	-0.034 [*]	(-1.77)
<i>Liquity</i>	6.218 ^{***}	(6.17)	7.859 ^{***}	(5.20)	4.453 ^{***}	(5.33)
<i>ARINV</i>	-1.780 ^{***}	(-6.06)	-1.575 ^{***}	(-13.69)	-3.023 ^{***}	(-6.93)
<i>Loss</i>	-1.030	(-1.47)	-0.946	(-0.96)	-1.248 ^{**}	(-2.32)
行业效应固定	是		是		是	
年度效应固定	是		是		是	
会计师事务所效应固定	是		是		是	
聚类到公司与年度	是		是		是	
样本数	2 287		1 134		1 143	
调整 <i>R</i> ²	0.787		0.789		0.731	
解释变量	面板 B: 因变量 <i>ST</i>					
	全样本		<i>FSW</i> = 0		<i>FSW</i> = 1	
	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>	估计系数	<i>t</i>
<i>AO</i>	0.152 ^{**}	(2.30)	0.081	(1.66)	0.226 ^{**}	(2.32)
<i>Size</i>	-0.014 ^{**}	(-2.89)	-0.014 [*]	(-1.82)	-0.014 ^{***}	(-3.47)
<i>Lev</i>	0.052	(1.27)	0.084	(1.61)	0.027	(0.67)
<i>Grow</i>	0.009 ^{***}	(3.25)	0.011 ^{**}	(2.45)	0.010 ^{***}	(3.54)
<i>ROA</i>	-0.028	(-0.40)	-0.066	(-0.59)	0.014	(0.17)
<i>TOP1</i>	0.006	(0.39)	0.002	(0.10)	0.008	(0.32)
<i>Mshare</i>	-0.003	(-0.48)	-0.027 ^{**}	(-2.36)	0.016	(1.62)
<i>IDirector</i>	-0.000	(-0.64)	-0.000	(-0.73)	-0.000	(-0.06)
<i>Liquity</i>	-0.090 ^{**}	(-2.80)	-0.072	(-1.41)	-0.118 ^{***}	(-3.45)
<i>ARINV</i>	-0.000	(-0.54)	-0.000	(-0.77)	0.001	(0.15)
<i>Loss</i>	0.032	(1.43)	0.015	(0.31)	0.051	(1.72)
行业效应固定	是		是		是	
年度效应固定	是		是		是	
会计师事务所效应固定	是		是		是	
聚类到公司与年度	是		是		是	
样本数	2 287		1 134		1 143	
调整 <i>R</i> ²	0.142		0.086		0.217	

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 回归中所使用的连续变量均经过上下 1% 的缩尾处理; 统计检验的 *t* 值均已经过聚类标准误和 White 异方差稳健性修正; 回归中不存在需要引起关注的共线性问题。

4 结束语

在我国,诸如“985”高校、“三甲”医院以及“发审委”事务所等政府赋予型声誉的情形比比皆是,但绝大多数的既有研究却循着英美文献的框架侧重于讨论在我国强政府弱市场的特殊制度背景下并不常见的市场形成型声誉,这导致在中国情境下本应引起足够重视的政府赋予型声誉的激励效应和作用机理等重要问题,都成为待解的黑箱。

与既有文献不同,本文在IPO发审委会计师事务所的场景下,以其常规年报审计业务为研究对象,使用平衡面板下的多期双重差分回归技术,首次对我国资本市场中的政府赋予型声誉展开了全面系统的讨论。本文发现,政府赋予型声誉对于我国资本市场的金融中介机构存在一定的激励效应,体现在成为发审委事务所之后,会计师事务所的常规年报审计质量明显提升。进一步的研究还表明,政府赋予型声誉的内含收益既包括发审委事务所提高既有客户审计收费的现实收益,也包括发审委事务所因业务扩张而可能获得的潜在收益。无论现实收益或潜在收益,都是政府赋予型声誉产生激励作用的重要机制。亦即,政府赋予型声誉内含的现实收益和潜在收益越大,发审委事务所常规年报审计质量的提升幅度越明显。但是,本文也发现,政府赋予型声誉的激励效应只在地区市场化程度较低时才能得以发挥,并且会被客户的国企身份和政治关联明显削弱。这说明虽然可以通过政府赋予声誉的方式迅速提升我国金融中介的执业质量,但却仅限于市场化进程较低的转型经济初期阶段,最终还是得依靠市场的力量。

本文对于政府赋予型声誉的强调及其作用机理以及在同一组织内部溢出效应的分析和实证考察,都是既有文献所不曾做过的工作,研究结论也有着重要的政策涵义。第一,肯定了政府赋予型声誉的激励效应,这为当前形势下如何借助政府力量迅速培育一批高质量的本土会计师事务所,乃至迅速提升我国资本市场金融中介机构的执业质量提供了可能的路径。第二,揭示了政府赋予型声誉的激励作用同样来自于其内嵌的收益,这意味着政府赋予型声誉的主要作用是“雪中送炭”而非“锦上添花”,相关部门应意识到政府赋予型声誉只能带动“塔基”而难以拔高“塔尖”的特性,合理选择声誉的赋予对象。第三,发现与市场形成型声誉不同的是,政府赋予型声誉的激励效应不仅在地区市场化程度较低时有效,而且会被客户的国企身份和政治关联明显削弱。这提示人们,在培育优秀本土资本市场金融中介机构的过程中应正确看待政府力量和市场力量之间的关系。鉴于我国转型经济的特性,的确可以通过政府赋予声誉的方式迅速提高我国金融中介的执业质量,但此法不宜常用,最终还是必须得依靠市场的力量。第四,基于资本市场的研究结论和启示,或许也可在一定程度上拓展到教育和医疗等公共事业领域。例如,政府赋予型声誉可能确实对于新中国教育事业的发展有重要帮助,但鉴于其只能带动“塔基”而难以拔高“塔尖”的特性,所以时至今日,“985”光环对于北大、清华等高校而言也许同样激励作用有限,而教育部所能够做的,或许是通过赋予声誉的方式带动一批普通高校的迅速成长。并且,无论“名校”或“名医”欲使其获得长期可持续的发展,最终还得放手任其进入市场的长期博弈。

参考文献:

- [1]肖条军,盛昭瀚. 两阶段基于信号博弈的声誉模型[J]. 管理科学学报, 2003, 6(1): 27-31.
Xiao Tiaojun, Sheng Zhaohan. Two-period reputation model based on signaling game[J]. Journal of Management Sciences in China, 2003, 6(1): 27-31. (in Chinese)
- [2]徐浩萍,罗炜. 投资银行声誉机制有效性——执业质量与市场份额双重视角的研究[J]. 经济研究, 2007, 42(2): 124-136.
Xu Haoping, Luo Wei. Effectiveness of investment bank's reputation mechanism: A study from the dual perspectives of practice quality and market share[J]. Economic Research Journal, 2007, 42(2): 124-136. (in Chinese)
- [3]费显政,李陈微,周舒华. 一损俱损还是因祸得福?——企业社会责任声誉溢出效应研究[J]. 管理世界, 2010, 26(4): 74-82.

- Fei Xianzheng , Li Chenwei , Zhou Shuhua. Do you lose everything or do you get a blessing in disguise? Research on the reputation spillover effect of corporate social responsibility [J]. *Management World* , 2010 , 26(4) : 74 - 82. (in Chinese)
- [4] 李 焰 , 王 琳. 媒体监督、声誉共同体与投资者保护 [J]. *管理世界* , 2013 , 29(11) : 130 - 143.
Li Yan , Wang Lin. The supervision by the media , the reputation community and the protection for investors [J]. *Management World* , 2013 , 29(11) : 130 - 143. (in Chinese)
- [5] 于李胜 , 王成龙 , 王艳艳. 分析师社交媒体在信息传播效率中的作用——基于分析师微博的研究 [J]. *管理科学学报* , 2019 , 22(7) : 107 - 126.
Yu Lisheng , Wang Chenglong , Wang Yanyan. The role of analysts' social media in information dissemination: Evidence from analysts' microblogs [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2019 , 22(7) : 107 - 126. (in Chinese)
- [6] 张学勇 , 张 琳. 风险投资家职业背景与投资业绩 [J]. *管理科学学报* , 2019 , 22(12) : 84 - 104.
Zhang Xueyong , Zhang Lin. Venture capitalist' s prior work experience and investment performance [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2019 , 22(12) : 84 - 104. (in Chinese)
- [7] 张奇峰. 政府管制提高会计师事务所声誉吗? ——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *管理世界* , 2005 , 21(12) : 14 - 23.
Zhang Qifeng. Does government regulation improve the reputation of CPA firms? Empirical evidence from China' s securities market [J]. *Management World* , 2005 , 21(12) : 14 - 23. (in Chinese)
- [8] 陈辉发 , 蒋义宏 , 王 芳. 发审委身份公开、会计师事务所声誉与 IPO 公司盈余质量 [J]. *审计研究* , 2012 , (1) : 60 - 68.
Chen Huifang , Jiang Yihong , Wang Fang. The releasing of members of stock issue appraisal committee , accounting firms reputation and earnings quality of IPO firms [J]. *Auditing Research* , 2012 , (1) : 60 - 68. (in Chinese)
- [9] 谭劲松 , 孔祥婷 , 易 阳. 会计师事务所发审委身份与 IPO 客户质量——基于寻租假说与声誉假说的实证研究 [J]. *中国会计与财务研究* , 2013 , (2) : 121 - 180.
Tan Jinsong , Kong Xiangting , Yi Yang. The identity of the Issuance Examination Committee of CPA firms and the quality of IPO customers: An empirical study based on the rent-seeking hypothesis and reputation [J]. *China Accounting and Financial Research* , 2013 , (2) : 121 - 180. (in Chinese)
- [10] Yang Z. Do political connections add value to audit firms? Evidence from IPO audits in China [J]. *Contemporary Accounting Research* , 2013. 30(3) : 891 - 921.
- [11] Gu Z. Discussion of "Do political connections add value to audit firms? Evidence from IPO audits in China" [J]. *Contemporary Accounting Research* , 2013 , 30(3) : 922 - 924.
- [12] Lange D , Lee P M , Dai Y. Organizational reputation: A review [J]. *Journal of Management* , 2011 , 37(1) : 153 - 184.
- [13] Fischer E , Reuber R. The good , the bad , and the unfamiliar: The challenges of reputation formation facing new firms [J]. *Entrepreneurship Theory and Practice* , 2007 , 31(1) : 53 - 75.
- [14] 王 兵 , 辛清泉. 寻租动机与审计市场需求: 基于民营 IPO 公司的证据 [J]. *审计研究* , 2009 , (3) : 74 - 80.
Wang Bin , Xin Qingquan. Rent-seeking motivation and auditing market: Evidence from IPO private firms [J]. *Auditing Research* , 2009 , (3) : 74 - 80. (in Chinese)
- [15] Brooks M E , Highhouse S , Russell S S , et al. Familiarity , ambivalence , and firm reputation: Is corporate fame a double-edged sword? [J]. *Journal of Applied Psychology* , 2003 , 88(5) : 904 - 914.
- [16] 张维迎. 法律制度的信誉基础 [J]. *经济研究* , 2002 , 37(1) : 3 - 13.
Zhang Weiying. Reputational foundation of the legal system [J]. *Economic Research Journal* , 2002 , 37(1) : 3 - 13. (in Chinese)
- [17] Levin J. Relational incentive contracts [J]. *The American Economic Review* , 2003 , 93(3) : 835 - 857.
- [18] Chen G , Firth M , Gao D N , et al. Is China' s securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions [J]. *Journal of Accounting and Public Policy* , 2005 , 24(6) : 451 - 488.
- [19] Baker G , Gibbons R , Murphy K J. Relational contracts and the theory of the firm [J]. *The Quarterly Journal of Economics* , 2002 , 117(1) : 39 - 84.
- [20] Beck T , Levine R , Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance* , 2010 , 65(5) : 1637 - 1667.
- [21] Cornaggia J , Mao Y , Tian X , et al. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of Financial Economics* , 2015 , 115(1) : 189 - 209.
- [22] Fang V W , Huang A H , Karpoff J M. Short selling and earnings management: A controlled experiment [J]. *Journal of*

- Finance ,2016 ,71(3) : 1251 – 1293.
- [23] 陆瑶,施新政,刘璐瑶. 劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析[J]. 管理世界,2017,33(3) : 146 – 158.
Lu Yao ,Shi Xinzheng ,Liu Luyao. Labor protection and earnings management: An empirical study based on the change of minimum wage policy [J]. Management World ,2017 ,33(3) : 146 – 158. (in Chinese)
- [24] Bertrand M ,Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of Political Economy ,2003 ,111(5) : 1043 – 1075.
- [25] Gong Q ,Li O Z ,Lin Y ,et al. On the benefits of audit market consolidation: Evidence from merged audit firms [J]. The Accounting Review ,2016 ,91(2) : 463 – 488.
- [26] Badolato P G ,Donelson D C ,Ege M. Audit committee financial expertise and earnings management: The role of status [J]. Journal of Accounting and Economics ,2014 ,58(2/3) : 208 – 230.
- [27] Dou Y ,Khan M ,Zou Y. Labor unemployment insurance and earnings management [J]. Journal of Accounting and Economics ,2016 ,61(1) : 166 – 184.
- [28] Lennox C S. Did the PCAOB's restrictions on auditors' tax services improve audit quality? [J]. Accounting Review ,2016 ,91(5) : 1467 – 1492.
- [29] Lo K ,Ramos F ,Rogo R. Earnings management and annual report readability [J]. Journal of Accounting and Economics ,2017 ,63(1) : 1 – 25.
- [30] 王百强,伍利娜. 审计师对采用差异化战略的客户区别对待了吗? [J]. 审计研究,2017,(5) : 54 – 61.
Wang Baiqiang ,Wu Lina. Do auditors treat clients with deviated strategies differently? [J]. Auditing Research ,2017 , (5) : 54 – 61. (in Chinese)
- [31] 罗宏,贾秀彦,陈小运. 审计师对短贷长投的信息识别——基于审计意见的证据 [J]. 审计研究,2018,(6) : 65 – 72.
Luo Hong ,Jia Xiuyan ,Chen Xiaoyun. Auditor's information identification of short-term loans as long-term investments: Evidence form audit opinions [J]. Auditing Research ,2018 ,(6) : 65 – 72. (in Chinese)
- [32] 王娟,潘秀丽. 慈善捐赠对审计意见的影响——基于慈善捐赠利己动机视角的实证分析 [J]. 审计研究,2018,(3) : 87 – 94.
Wang Juan ,Pan Xiuli. The impact of charitable donations on audit opinions: An empirical analysis based on selfish motives of charitable donations [J]. Auditing Research ,2018 ,(3) : 87 – 94. (in Chinese)
- [33] Jones J J. Earnings management during import relief investigations [J]. Journal of Accounting Research ,1991 ,29(2) : 193 – 228.
- [34] Dechow P M ,Sloan R G ,Sweeney A P. Detecting earnings management [J]. The Accounting Review ,1995 ,70(2) : 192 – 225.
- [35] McNichols M F. Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors [J]. The Accounting Review ,2002 ,77(S1) : 61 – 69.
- [36] 邓路,刘瑞琪,廖明情. 盈余管理、金融市场化与公司超额银行借款 [J]. 管理科学学报,2019,22(2) : 27 – 40.
Deng Lu ,Liu Ruiqi ,Liao Mingqing. Earnings management ,financial marketization and excess bank loans [J]. Journal of Management Sciences in China ,2019 ,22(2) : 27 – 40. (in Chinese)
- [37] 胡旭阳. 审核参与、知识溢出与 IPO 审计市场份额 [J]. 审计研究,2015,(2) : 89 – 96.
Hu Xuyang. Examination participation ,knowledge spillover and IPO audit market share [J]. Auditing Research ,2015 ,(2) : 89 – 96. (in Chinese)
- [38] Gu Z ,Li Z ,Yang Y G ,et al. Friends in need are friends indeed: An analysis of social ties between financial analysts and mutual fund managers [J]. The Accounting Review ,2019 ,94(1) : 153 – 181.
- [39] Li Z ,Wong T J ,Yu G. Information dissemination through embedded financial analysts: Evidence from China [J]. The Accounting Review ,2020 ,95(2) : 257 – 281.
- [40] Wu D ,Ye Q. Public attention and auditor behavior: The case of Hurun Rich List in China [J]. Journal of Accounting Research ,2020 ,58(3) : 777 – 825.
- [41] Wang Q ,Wong T J ,Xia L. State ownership ,the institutional environment ,and auditor choice: Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Economics ,2008 ,46(1) : 112 – 134.
- [42] 于李胜,王艳艳. 政府管制是否能够提高审计市场绩效? [J]. 管理世界,2010,26(8) : 7 – 20.
Yu Lisheng ,Wang Yanyan. Can government regulation improve audit market performance [J]. Management World ,2010 ,

- 26(8) : 7 – 20. (in Chinese)
- [43]李敏才,刘 峰. 社会资本、产权性质与上市资格——来自中小板 IPO 的实证证据[J]. 管理世界, 2012, 28(11) : 110 – 123.
Li Mincai , Liu Feng. Social capital , property rights and qualification for listing: Empirical evidence from IPOs of small and medium-sized boards [J]. Management World , 2012 , 28(11) : 110 – 123. (in Chinese)
- [44]黄春铃. 证券监管效率和承销商声誉——基于南方证券“麦科特事件”的案例研究[J]. 管理世界, 2005 , 21(7) : 129 – 138 + 171.
Huang Chunling. The efficiency of securities supervision , and underwriters' reputation [J]. Management World , 2005 , 21 (7) : 129 – 138 + 171. (in Chinese)
- [45]Sylvain C. Should We Combine Difference in Differences with Conditioning on Pre-Treatment Outcomes? [R] Toulouse: Toulouse School of Economics , 2017.
- [46]李善民,张媛春. 制度环境、交易规则与控制权协议转让的效率[J]. 经济研究, 2009 , 44(5) : 92 – 105.
Li Shanmin , Zhang Yuanchun. Institutional environment , transaction rule and efficiency of corporate control transfer [J]. Economic Research Journal , 2009 , 44(5) : 92 – 105. (in Chinese)
- [47]Freedman D A. Randomization does not justify logistic regression [J]. Statistical Science , 2008 , 23(2) : 237 – 249.
- [48]Dessaint O , Golubov A , Volpin P. Employment protection and takeovers [J]. Journal of Financial Economics , 2017 , 125 (2) : 369 – 388.
- [49]Li K , Liu T , Wu J. Vote avoidance and shareholder voting in mergers and acquisitions [J]. The Review of Financial Studies , 2018 , 31(8) : 3176 – 3211.

Does government-granted reputation have incentive effects?

SUN Liang¹ , LIU Chun^{1*} , CHEN Fan^{1 2}

1. International School of Business & Finance , Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275 , China;
2. China Resources (Shenzhen) Co. , Ltd , Shenzhen 518000 , China

Abstract: Although government-empowered reputation is widespread in China , previous literature has rarely explored it. This paper , for the first time , systematically examines the incentive effects and incentive mechanism of government-granted reputation in China's capital market , based on the background of auditors' membership in the IPO Stock Issuance Examination Committee (SIEC) and taking the regular annual audit services of the SIEC audit firms as the research objects. This paper finds that government-granted reputation has incentive effects: Audit firms improve their regular annual audit qualities significantly after they become the SIEC audit firms. Moreover , the embedded income of the government-granted reputation is an important mechanism for the incentive effect: The greater the embedded income , the more obvious the improvement of the audit quality. Further , the incentive effects of government-granted reputation become weaker when clients are SOEs or have political connections , and the incentive effects exist only in areas with lower marketization degree. This indicates that , the effects of government-granted reputation are limited to playing a role at the primary stage of economic transition with lower marketization degree. In addition , although it is feasible to improve the qualities of China's financial intermediaries by government power in the short term , ultimately the market power must be relied on to improve qualities in the long term.

Key words: government-granted reputation; incentive effects; the SIEC audit firms