

国资委准入管制与国有企业审计质量

——基于国有上市公司 2007—2015 年的数据

陈 波

(中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430073)

[摘 要]通过入围招标、设置中介机构备选库等方式,各级国有资产管理部门对国有企业审计市场实施了隐性的准入管制。利用国有上市公司和证券资格所 2007—2015 年的数据,发现国资委的入围招标并不能实现信息的充分利用,获得国资委准入资格的会计师事务所(简称入围事务所)以业绩配对的操控性应计项目绝对值和非标准审计意见衡量的审计质量,并不显著高于未入围的会计师事务所;然而,同期名牌事务所与非名牌事务所相比却具有显著更高的审计质量,这一质量差异在利用倾向得分配对(PSM)方法控制了可能存在的内生性问题之后仍然存在。研究发现表明,市场自发形成的审计师声誉是比政府授予的准入资格更可靠的审计质量信号,国资委对于国有企业审计市场的准入管制并未达到预期的政策目的。

[关键词]国资委;国有企业;准入管制;审计质量;审计意见;审计师声誉;会计信息质量;审计费用

[中图分类号]F239.43 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2018)04-0001-14

一、引言

党的十九大报告指出:要完善各类国有资产管理体制,改革国有资本授权经营体制。要实现这一目标,一是优化和完善各级国有资产管理部门履行国有资产出资人和监管者职责的方式,二是要推动国有企业建立有效的法人治理机制。外部审计作为企业重要的外部治理机制,在维护国有企业会计信息质量,降低国有资本管理决策中的信息风险,缓解股东和经理人、国有大股东和中小股东的代理冲突方面发挥着重要的功能。自 2003 年成立以来,国务院国资委十分重视利用外部审计来强化对于国有资本和国有企业的监管,出台了多项旨在确保外部审计质量的政策措施^[1]。

各级国有资产管理部门通过入围招标^①、设置中介机构备选库等方式,对国有企业审计市场实施了隐性的准入管制^[1],这使得从事国有企业审计的会计师事务所面临来自不同政府主管部门的多重准入管制。市场的准入管制通常会导致竞争受到限制,消费者支付的价格升高^[2],而且会给政客和官僚带来设租和抽租的机会^[3]。对于审计服务而言,政府对国有企业审计市场实施准入管制,运用行政手段缩小了国有企业审计师的选择范围,有可能导致审计师的次优选择;直接影响了国有企业审计市场的竞争格局,某些具有专业胜任能力的审计师由于没有获得准入资格,失去了承担国有企业审计业务的机会,有可能造成不公平竞争;准入资格被会计师事务所作为传递审计质

[收稿日期]2017-06-29

[作者简介]陈波(1978—),男,湖北广水人,中南财经政法大学会计学院副教授,从事审计理论与审计准则研究, E-mail: 4799451@qq.com。

^①国资委规定中央企业必须以招标的方式确定审计师,但并不是所有的审计师都有资格投标,而是必须首先参加由国资委组织的入围招标,公开竞标并获得投标资格后才能参与中央企业具体审计项目的正式招标。

量的信号^①,有可能干扰审计市场上自发形成的声誉机制的信号传递功能。只有当准入管制能够将低质量的审计师排除在外,从整体上提高国有企业的审计质量水平,并且由此带来的社会收益明显超过相应的社会成本时,实施准入管制才是必要的。然而,关于准入管制与国有企业审计质量的关系,目前尚无学者进行过系统的实证检验。

本文利用2007—2015年国有上市公司的数据,以业绩配对的操控性应计项目绝对值和非标准审计意见为审计质量替代指标,检验了获得国资委入围资格的会计师事务所(简称入围事务所)与未入围事务所之间的质量差异。研究发现,入围事务所的审计质量并不显著高于未入围事务所,且无论事务所是否名牌事务所,入围与否的信息均不能揭示出显著的审计质量差异。然而,同一样本期间内,名牌事务所与非名牌事务所之间显著的审计质量差异却总是稳定存在^②,在利用倾向得分匹配方法控制可能存在的内生性问题之后,名牌事务所的审计质量仍然显著高于非名牌事务所。进一步的分析显示,投标事务所获得入围资格的概率主要受到事务所规模大小和总部注册地是否位于北京的影响,事务所的声誉、行业专长等对于潜在审计质量有着重要正向影响的因素并不能显著提高入围概率;入围事务所比未入围事务所收取了大约5.97%的溢价,但这主要是因为入围事务所中包含了名牌事务所的原因;那些获得准入资格但不拥有知名品牌的会计师事务所,无论是审计质量还是审计收费,与未入围的非名牌事务所之间均不存在显著差异。

拉丰和梯若尔指出,政府管制面临三大约束:信息约束、交易约束和政治约束;信息约束限制了政府控制产业的效率^[4]。Djankov等则发现,某个国家实施的准入管制越沉重,其腐败程度越高,“黑市经济”范围越广,但公共产品或私有商品的质量却并不会因此而更高^[3]。有关中国审计市场的研究成果表明,形形色色的政府管制措施并没有起到提高审计质量的政策目的^[5-7]。本文发现,无论是从事前的角度还是从事后的角度来看,国资委并不拥有比市场更强的审计师甄别能力,获得国资委的准入资格并不能向市场传递关于审计质量的可靠信号。本文认为,各级国有资产管理部应考虑取消入围招标、设置中介机构备选库等隐性的准入管制措施,赋予国有企业董事会自主选聘审计师的权限。本文的研究成果为经济转型时期专业服务行业政府准入管制的经济后果提供了新的证据,并从信息约束的角度解释了政府准入管制达不到预期效果的原因,丰富和发展了政府管制经济后果和审计质量影响因素的相关文献,有利于国资委优化和完善对于国有企业的监管方式和途径。

本文后续内容安排如下:第二部分介绍了国资委对国有企业审计市场实施准入管制的相关制度背景以及发展现状,第三部分报告了本文的研究设计和主要实证结果,第四部分报告了进一步分析和稳健性检验的结果,第五部分对全文进行了总结,并提出了政策建议。

二、制度背景与现状分析

(一) 制度背景

国资委在2004年发布了《中央企业财务决算审计工作规则》,明确要求负责中央企业年度财务决算审计的会计师事务所由国资委统一委托,从而把审计师选聘权从中央企业管理层转移至国资委手中^[8]。国资委统一委托中央企业会计师事务所的主要方式是公开招标,并且将招标程序分成两个

^①会计师事务所会将其从事国有企业审计业务的资格作为自身专业能力的一种证明并加以宣传。例如,某会计师事务所在获得国资委2014—2015年度入围资格之后立即在其网站上发布了相关消息,称“我所凭借精湛的专业技术和良好的执业经验成功入围,自此,我所已连续5年入围国务院国资委审计监督项目会计师事务所名单。”

^②本文将名牌事务所界定为获得财政部、证监会授予的H股审计资格的国际“四大”中国成员所(普华永道中天、德勤华永、安永华明和毕马威华振)和本土知名事务所(瑞华、立信、信永中和、天健、大华、大信、致同)。2013年以前,名牌事务所共有12家。2013年及以后,由于其中的中瑞岳华和国富浩华合并为瑞华,名牌事务所减少为11家。

阶段,即入围招标和正式竞标^①。入围招标每两年进行一次,对会计师事务所参与中央企业审计项目投标的资格条件进行了限制,是一种隐性的准入管制^[1]。根据我国的相关法律,国资委并不拥有对会计师事务所实施管制的法定权力,但通过入围招标,它事实上获得了中央企业审计市场的准入管制权。

随着国资委政策的出台,地方国有资产管理部門也纷纷采取措施限制下辖国有企业的会计师事务所选择,其采取的方式主要是设置中介机构备选库^②。根据笔者的不完全统计,在我国大陆31个省、自治区和直辖市之中,至少有21个通过各种形式“圈定”了辖区内国有企业的会计师事务所选择范围。地方国有资产管理部門对于国资委政策的跟进,导致对审计师选择的额外准入管制由中央企业扩展至地方国有企业。虽然各级国有资产管理部門不能直接干预国有上市公司的审计师选择,但可以直接干预国有上市公司的母公司——没有整体上市的国有集团公司的审计师选择,或以控股股东的身份要求国有上市公司从“圈定”的名单中选择审计师,从而将准入管制权扩展至大部分国有上市公司。2007—2015年,本文8373个“国有上市公司-年度”观察值中,有80.71%是由获得国资委准入资格的会计师事务所审计的。

各级国有资产管理部門拥有的准入管制权是在财政部门 and 注册会计师协会已经通过注册会计师考试和注册对整个审计市场实施了准入管制,财政部和证监会通过证券、期货相关业务执业资格的特别许可对上市公司审计市场实施了额外准入管制情况下,对国有企业审计市场施加的又一层准入管制。国资委的准入管制并不符合十九大提出的“转变政府职能,深化简政放权,创新监管方式”的改革思路,它提高了进入国有企业审计市场的“门槛”,发挥了审计师的筛选功能,对于国有企业的审计师选择和审计市场的运作形成了广泛而深入的影响。对于国有企业而言,它们通常只能从国资委圈定的名单中选择审计师,选择的范围大大缩小。对于会计师事务所而言,它们必须满足国资委设定的条件才能承担国有企业审计业务,而为了获得准入资格必须投入大量的资源。由于国资委设置的准入门槛越来越高,许多会计师事务所不得不通过合并的方式扩大规模,以获得或维持国有企业审计市场的准入资格,客观上造成了国有企业审计市场集中度的持续上升^③。由于进入国资委的准入名单意味着国有资产管理部門对于会计师事务所专业能力和水平的认可,国资委准入资格正在成为会计师事务所传递审计质量信号的手段。

(二) 现状分析

国资委自2007年开始在其官方网站上公布入围招标结果。自2008年开始,入围招标每两年进行一次,那些获得入围资格的会计事务所取得了两年内竞标中央企业年度财务报表审计和其他审计项目的许可,而未取得入围资格的事务所则被排除在外。国资委规定的入围招标资格条件主要包括法人主体资格、无重大违法记录、注册会计师人数等硬性要求或量化要求以及商业信誉、工作能力等主要依赖主观评价的因素。根据国资委网站公布的《2014—2015年审计监督项目会计师事务所入围招标公告》,投标事务所必须至少拥有100名注册会计师或拥有证券期货从业资格。根据财政部会计司的统计,截至2014年12月31日,我国共有会计师事务所7316家,平均每家仅拥有注册会计师13人^[8]。因此,有资格参与国资委入围招标的会计师事务所在我国基本上属于大型会计师事务所,具备服务国有大型企业的能力。国资委需要从满足最低规模要求的招标参与者中,筛选出更有能力提供高质量审计服务的会计师事务所。然而,国资委筛选会计师事务所并确定入围名单所使用的具

^①为了更有效率地履行对于国有企业的监督职能,国资委不仅以招标方式确定负责国有企业财务决算审计的会计师事务所,还以招标方式将其他监督项目(例如经济责任审计、会计信息质量复核、国有重点大型企业监事会的监督检查项目等)委托给会计师事务所或其他中介机构。根据本文掌握的资料,仅有财务决算审计设置有入围招标的前置程序,其他监督项目都是直接招标。

^②例如,《2014年浙江省国资委委托审计中介机构库入选机构名单》(<http://gzw.zj.gov.cn>)共列入53家会计师事务所。

^③以国有上市公司审计市场为例,中央企业审计市场集中度指标CR8(最大的8家事务所市场份额合计数,市场份额按照客户资产总额的自然对数来计算)从2006年的44.05%上升至2015年的70.57%,地方国有企业审计市场CR8则从2006年的29.16%上升至2015年的60.11%。

体标准目前并没有公开可获得的资料。表 1 概括了自 2007 年开始国资委历年入围招标的基本情况。

从表 1 来看,从 2007 年至 2015 年,国资委审计招标的入围资格越来越“稀缺”,从 2007 年的 45 家下降至 2015 年的 30 家。入围的“门槛”也越来越高,2007 年入围事务所的注册会计师人数最小值为 82 人,年业务收入最小值为 2300 万;而 2014 年注册会计师人数最小值增加至 224 人,年业务收入最小值则跃升至 1.82 亿^[1]。根据国资委公布的入围资格条件,每年符合注册会计师人数等硬性要求的会计师事务所数目大大高于最后入围的事务所数目。例如,证券资格所均符合这些硬性要求,但每年至少有 10 家以上落选。又如,2014 年中国注册会计师协会百强会计师事务所中注册会计师人数超过 100 人的共有 54 家,但最终入围的仅有 30 家。由于大型国有企业在选择会计师事务所时不仅需要考察规模、能力、专长等因素,还需要考虑会计师事务所的强制轮换规定^①,其审计师选择范围相对较小,在此情况之下,即使淘汰少量的大型会计师事务所,也有可能导致大型国企难以选择出最佳的审计师。

根据本文对名牌事务所的定义,在 2012 年以前共有 12 家名牌所,2013 年以后则有 11 家。因此,国资委在 2012 年以前每年都会淘汰 1—3 家市场公认的名牌事务所。在入围名单中,大部分属于非名牌事务所。2007 年非名牌所的比例高达 80%,2015 年该比例也超过 63%。这表明国资委的入围招标是市场机制以外由政府设计并实施的审计师甄别机制,它对于国资委信息收集、处理的积极性和能力有很高的要求。

表 1 2007—2015 年国资委入围招标结果

年份	证券资格所 数目	入围所 数目	入围名牌 所数	入围 非名牌所数
2007	64	45	9	36
2008—2009	60	40	8	32
2010—2011	52	40	11	29
2012—2013	51	30	11	19
2014—2015	40	30	11	19

资料来源:根据中国注册会计师协会(www.cicpa.org.cn)和国资委(www.sasac.gov.cn)官方网站上的有关资料整理。

三、国资委准入管制对于国有企业审计质量的影响

(一) 理论分析与研究假设

关于政府为何要对特定的市场实施准入管制,是否应该对该市场实施准入管制,经济学中主要有两种理论解释,即公共利益理论(Public Interest Theory)和公共选择理论(Public Choice Theory)^[3],前者认为政府实施管制是为了矫正“市场失灵”,是服务于公共利益的“帮助之手”(helping hand);而后者则认为政府管制不过是为了服务于特定利益集团(包括政客和官僚)的利益而设计并实施的,因此是一只“攫取之手”(grabbing hand)。

从公共利益理论的角度来看,国资委对国有企业审计市场实施准入管制是为了克服可能存在的市场失灵,并有助于提高审计质量。第一,国资委会对投标事务所按照一定的标准进行筛选,这一过程就是甄别潜在审计质量并将潜在审计质量较低的会计师事务所排除在外的过程;第二,国资委通过入围招标限定国有企业审计师的选择范围,取消或限制了国有企业管理层在审计师选择上的决定权^[9],这被认为可以提高审计师相对于管理层的独立性;第三,进入国资委入围名单的会计师事务所其规模通常更大^[1],而规模更大的会计师事务所审计质量通常更高^[10]。

从公共选择理论的角度来看,政府对国有企业审计市场实施准入管制是为了满足特定集团的利益需求,包括管制者自身的权力与利益需求,它不仅无法提高审计质量,反而有可能降低审计质量。张奇峰发现,尽管首次获得 IPO 专项复核资格的会计师事务所收取了更高的审计费用,但投资者认为其审计的公司盈利并不更可信,从而表明准入管制并没有产生预期的效果^[5]。张继勋等运用实验研

^①国资委颁布的《中央企业财务决算审计工作规则》(国资发评价[2004]173号)规定,中央企业委托同一会计师事务所连续承担财务决算审计业务不应超过 5 年。

究方法,发现获得证券、期货相关业务资格的会计师事务所,与没有获得这一准入资格的事务所相比,其审计判断质量并不显著更高^[6]。于李胜和王艳艳则发现获得政府授予的补充审计资格的15家事务所,审计质量较补充审计制度实施前显著下降,审计收费却显著上升,从而表明政府管制的“帮助之手”角色不仅没有实现,反而还降低了审计市场的绩效^[7]。

审计质量主要取决于审计师的职业操守与专业能力,而这通常属于审计师的私人信息(private information),国资委要筛选出潜在审计质量更高的会计师事务所,必须具有比市场主体更强的私人信息揭示能力,而这一点显然是值得怀疑的^[4,11]。事实上,政府官员通常缺乏搜集充分信息并善加利用的经济激励,而国资委入围招标程序的设计也并不利于私人信息的传递;不仅如此,国资委入围招标过程缺乏外部监督,评标标准和程序不透明,从而增强了评标结果被人为操纵的可能性^[1]。本文进一步分析中关于入围资格获取影响因素的分析也表明,国资委并不能充分利用市场上与审计质量相关的公开信息和非公开信息,会计师事务所的入围概率主要受到规模和总部所在地的影响,而这并不足以在“事前”保障国有企业的审计质量。

上述分析表明,入围会计师事务所是否审计质量更高是一个有待验证的实证命题。在此,本文提出第一项假设。

H₁:在国有企业审计市场上,进入国资委入围名单的会计师事务所比没有进入该名单的会计师事务所审计质量更高。

各级国有资产管理部对国有企业审计市场实施准入管制的一个基本前提是它们有能力甄别出审计师的潜在质量差异,从而将潜在质量较低的审计师排除在市场之外。已有大量研究表明,审计质量的差异不仅存在于名牌事务所与非名牌事务所之间,例如“四大”与非“四大”之间,而且存在于名牌事务所和非名牌事务所的内部^[12]。例如,“四大”中具有行业专长的事务所相对于不具备行业专长的事务所,其审计质量和审计收费显著更高。又如,“四大”中具体负责审计业务执行的分所(practice office)规模越大,审计质量越高。各级国有资产管理部如果能够从名牌事务所中选择出质量相对较低的,或从非名牌事务所中选择出质量相对较高的,就能证明其的确具有比市场更好或者至少同等的私人信息揭示能力。

现状分析表明,某些市场公认的名牌事务所在国资委的入围招标中被淘汰,而某些非名牌事务所则成功入围,这就说明国资委并不完全认可品牌、声誉所具有的审计质量信号传递功能。国资委公布的入围名单已成为会计师事务所进行信号显示的新手段以及审计委员会、管理层做出审计师选择决策的新依据。当同时存在两种不一致的审计质量信号时,审计服务需求者的决策很有可能被误导。为了进一步检验国资委准入管制对于私人信息的甄别能力,并判断审计师声誉和入围资格作为审计质量替代信号的相对可靠性,本文提出第二项研究假设(含两个子假设)。

H_{2a}:在国有企业审计市场上,进入国资委入围名单的名牌会计师事务所其审计质量高于未入围的名牌会计师事务所。

H_{2b}:在国有企业审计市场上,进入国资委入围名单的非名牌会计师事务所其审计质量高于未入围的非名牌会计师事务所。

(二) 审计质量的衡量与研究模型的构建

1. 操控性应计项目的绝对值

本文采用了两个常用的审计质量指标:一个是操控性应计项目的绝对值|DACC|,另一个是审计师发表非标准审计意见(MAO)的概率。本文借鉴Kothari等的做法,用业绩配对(performance matched)的操控性应计项目衡量审计质量^[13]。以|DACC|作为被解释变量,本文构建的回归模型如下:

$$|DACC_{it}| = \beta_0 + \sum \beta_i Test_{it} + \sum \beta_j Controls_{it} + \xi_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中,为验证 H_1 ,解释变量 ($Test$) 设为 $Entry$,并预期其系数符号为负。为了检验 H_2 ,本文在模型(1)中加入了 $Entry$ 、 $Brand$ 和两者的交乘项 $Entry \times Brand$ 作为解释变量,其系数分别为 β_1 、 β_2 和 β_3 。其中, β_1 代表入围和未入围非名牌事务所的质量差异, β_2 代表未入围名牌事务所和未入围非名牌事务所的质量差异, β_3 则是一种“双重差分”(difference-in-differences),反映名牌和非名牌事务所的质量差异是否会受到入围与否的影响。如果 H_{2a} 成立,则 $(\beta_1 + \beta_3)$ 显著为负;如果 H_{2b} 成立,则 β_1 显著为负。

根据以往文献^[14-15],本文在模型(1)中加入了如下控制变量: $BHshare$ 、 ST 、 $Size$ 、 $Leverage$ 、 CFO 、 ROA 、 $Loss$ 、 $Turnover$ 、 $Growth$ 、 $Mktindex$ 以及年度和行业变量。表2列示了本文主要变量的定义(含 $|DACC|$ 和 MAO 模型中的变量定义)。回归系数预期为负的控制变量包括: $BHshare$ 、 $Size$ 、 CFO 、 $Current$ 、 $Turnover$ 、 $Mktindex$,即同时发行A股和B股(或H股)、规模更大、经营活动现金流量更充足、流动比率、资产周转率以及所在省区市场化程度更高的上市公司,其操控性应计项目的绝对值更低。回归系数预期为正的控制变量包括: ST 、 $Leverage$ 、 $Loss$ 和 $Growth$,即ST公司、财务杠杆更高、当年亏损、营业收入增长速度更快的上市公司,其操控性应计项目的绝对值更高。 ROA 由于理论上与被解释变量的关系不确定,故本文无法在事前预期其回归系数的符号。

2. 非标准审计意见

在以中国资本市场为背景的审计实证研究中,也有很多文献采用非标准审计意见(MAO)作为审计质量的替代指标^[16-18]。 MAO 与 $|DACC|$ 属于不同类别的审计质量计量指标,将两者结合起来可以更加全面、稳健地衡量审计质量^[19]。因此,基于前人的研究,本文构造了如下审计意见回归模型:

$$Logit(MAO_{it}) = \gamma_0 + \sum \gamma_i Test_{it} + \sum \gamma_j Controls_{it} + \zeta_{it} \quad (2)$$

在模型(2)中,被解释变量为 MAO ,对应 H_1 的解释变量为 $Entry$,其预期符号为正。为了检验 H_2 ,本文在模型(2)中加入 $Entry$ 、 $Brand$ 和两者的交乘项 $Entry \times Brand$ 作为解释变量,其系数分别为 γ_1 、 γ_2 和 γ_3 ,含义与模型(1)中 β_1 、 β_2 和 β_3 相同。如果 H_{2a} 成立,则 $(\gamma_1 + \gamma_3)$ 显著为正;如果 H_{2b} 成立,则 γ_1 显著为正。

模型(2)中控制了通常认为会影响审计师发表非标准审计意见概率的变量,包括 $Size$ 、 $Leverage$ 、 CFO 、 $RECINV$ 、 ROA 、 $Loss$ 、 $Current$ 、 $Turnover$ 、 BM 和 $Auditlag$ (变量定义见表2)。本文预测系数符号为正的变量包括: $Leverage$ 、 $RECINV$ 和 $Loss$,即财务杠杆更高、应收账款和存货占资产总额比重更大、当年报告亏损的上市公司收到非标准审计意见的概率更高。预测系数为负的变量包括: $Size$ 、 CFO 、 ROA 、

表2 变量定义表

变量名称	变量定义
$ DACC $	业绩配对的操控性应计项目绝对值
MAO	1代表非标准审计意见(带强调事项段和其他事项段的无保留意见、保留意见、否定意见、无法表示意见),0代表标准审计意见
$Entry$	1代表公司的审计师进入了当年国资委的入围名单;0代表未进入
$Brand$	1代表公司的审计师为名牌事务所(界定为获得财政部和证监会H股审计资格的国际“四大”中国成员所和本土名牌所);0代表其他
$BHshare$	1代表上市公司同时发行A股和B股(或H股);0代表其他
ST	1代表上市公司为ST公司;0代表其他
$Size$	公司规模,用公司年末资产总额的自然对数表示
$Leverage$	公司财务杠杆,用公司年末的资产负债率表示
CFO	公司经营活动现金流量占年末资产总额的比重
$RECINV$	公司应收账款和存货净值之和占年末资产总额的比重
ROA	公司的总资产收益率(净利润除以年初和年末资产总额的平均值)
$Loss$	1代表公司当年亏损;0代表其他
$Current$	公司的流动比率(年末流动资产除以年末流动负债)
$Turnover$	公司的总资产周转率(营业收入除以年初和年末资产总额的平均值)
$Growth$	公司营业收入增长率(当年和上年营业收入的差额除以上年营业收入)
BM	公司账面价值与市值之比
$Mktindex$	公司所在省区当年的市场化指数
$Auditlag$	审计报告的时滞,等于资产负债表日(12月31日)和审计报告日之间间隔的天数取自然对数。

Current、*Turnover* 和 *BM*,即规模更大、经营活动现金流量更充足、流动比率、资产周转率、账面价值市值比更高的上市公司收到非标准审计意见的概率更低。模型(2)还控制了审计报告的时滞因素 *Auditlag*。审计时滞越长,往往意味着公司管理层与审计师存在的意见分歧越多,越难以协调,审计师发表非标准审计意见的概率越大,故 *Auditlag* 的预期符号为正。

(三) 样本选择与数据来源

本文选择 2007 年至 2015 年之间的国有上市公司作为研究样本^①。选择国有企业是因为其受到国资委准入管制的直接影响,同时又是一个相对同质的集合,可以避免国有企业和非国有企业在审计质量上的系统性差异对研究结论造成的干扰。选择国有上市公司一是因为数据可得,二是因为国资委并不拥有对国有上市公司审计市场实施准入管制的法定权力,这导致国有上市公司尤其是地方国有上市公司有相当一部分并没有从国资委入围名单中选择审计师,这为检验入围和未入围事务所的审计质量差异提供了良好条件。选择 2007 年作为样本区间的起点,一方面是因为国资委的入围名单从 2007 年开始才公开发布,另一方面也是因为中国上市公司自 2007 年 1 月 1 日开始实施与国际趋同的会计、审计新准则,2007 年以后历年年报的财务数据更具有可比性^②。表 3 列示了本文的样本选择过程及年度构成。

表 3 的 Panel A 报告了样本的选择过程,本文的初始样本包括 2007 年至 2015 年有年报数据的上市公司观察值共 20760 个,依次剔除 B 股上市公司、外资企业和所有权性质数据缺失的上市公司、非国有上市公司、缺失其他必要数据的上市公司之后,本文得到了用于正式回归的样本,其中 |DACC| 模型共 8373 个观察值,MAO 模型共 8286 个观察值。表 3 的 Panel B 报告了样本的年度分布,各年度观察值数目变动

表 3 样本选择过程及构成

Panel A										
	样本筛选步骤					DACC 模型		MAO 模型		
	初始样本:2007—2015 年有年报数据的上市公司					20760		20760		
	减: B 股上市公司					968		968		
	减: 外资企业和所有权性质数据缺失的公司					1366		1366		
	减: 非国有企业					9486		9486		
	减: 缺计算 DACC 所需数据的上市公司以及金融类上市公司					223		—		
	减: 缺失其他数据的上市公司					344		654		
	观察值数目					8373		8286		
Panel B										
年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	合计
DACC	855	891	882	922	957	967	975	963	961	8373
MAO	850	881	876	946	934	969	967	939	924	8286

幅度不大。本文回归模型所使用的数据除了 *Entry* 数据来自于国资委发布的事务所入围名单, *Mktindex* 来自王小鲁等之外^{[20]③},其余数据均来自国泰安数据库(CSMAR)。

(四) 描述性统计与单变量分析

表 4 的 Panel A 报告了全样本的描述性统计结果。从 Panel A 来看,业绩配对的操控性应计项目绝对值 |DACC| 约为资产总额的 8.7%,而非标意见占有所有审计意见类型的比重则大约为 4.5%。样本中大约有 80.7% 的观察值是由获得入围资格的事务所来审计的,有 54.7% 的观察值由名牌事务所审计。其中,由入围名牌事务所审计的观察值占 52.0%,由未入围名牌事务所审计的观察值仅占 2.7%;由入围非名牌事务所审计的观察值占 28.8%,由未入围非名牌事务所审计的观察值占 16.5%。

①上市公司的国有性质根据 CSMAR 数据库中的实际控制人信息判断确定。

②本文在计算 DACC 时需要运用到上一年的财务数据,而上市公司 2006 年的年报采用新准则,故本文样本的财务信息来自 2007 年至 2015 年的年报。

③王小鲁、樊纲、余静文编制的市场化指数涵盖了 2008—2014 年共 7 个年度,本文 2007 和 2015 年的市场化指数分别用 2008 年和 2014 年的相应数据替代。

在 Panel B 和 Panel C 中,笔者分别对入围与未入围事务所 ($Entry = 1$ vs. $Entry = 0$)、名牌和非名牌事务所 ($Brand = 1$ vs. $Brand = 0$) 的审计质量指标进行了分组比较。从 $|DACC|$ 来看,入围事务所审计的国有上市公司(以下简称公司)与未入围事务所审计的公司相比,其 $|DACC|$ 显著更低,符合预期;名牌事务所审计的公司与非名牌事务所审计的公司相比,其 $|DACC|$ 也显著更低,与预期相符。从 MAO 来看,入围事务所比未入围事务所发表非标准审计意见(以下简称非标意见)的概率更高,符合预期,但不显著;名牌事务所比非名牌事务所发表非标意见的概率更低,与预期不符,但并不显著。本文还对入围名牌事务所 ($Entry = 1 \& Brand = 1$) 和未入围名牌事务所 ($Entry = 0 \& Brand = 1$)、入围非名牌事务所 ($Entry = 1 \& Brand = 0$) 和未入围非名牌事务所 ($Entry = 0 \& Brand = 0$) 的审计质量分别进行了分组比较,均未发现有显著差异存在(囿于篇幅,未列表报告)。总之,分组比较为 H_1 提供了部分支持性证据,但并不支持 H_{2a} 和 H_{2b} 。

(五) DACC 模型的多元回归结果

笔者对 $|DACC|$ 模型执行了多元 OLS 回归分析,回归时按照公司代码和年份对回归系数的标准误差进行了双向的聚类调整 (two-way clustered errors)^[21],以同时控制截面相关和序列相关对回归结果的影响。回归结果报告在表 5 之中。

从表 5 来看,模型 1a 中 $Entry$ 回归系数的符号与预期相符,但不具有统计显著性, H_1 未得到证明。模型 1b 中 $Brand$ 的回归系数显著为负,表明名牌事务所由于声誉效应,其审计质量显著高于非名牌事务所。具体而言,名牌事务所审计的公司与非名牌事务所审计的公司相比,其 $|DACC|$ 的平均值低 0.005(即期初资产总额的 0.5%)。在添加交乘项的模型 1c 中, $Entry$ 的回归系数为负但不显著, H_{2b} 没有得到证明,意味着对于非名牌事务所而言,入围和未入围的事务所并无显著的质量差异,国资委并没有从非名牌事务所中选出潜在审计质量更高的事务所; $Entry$ 和 $Entry \times Brand$ 的回归系数之和 ($\beta_1 + \beta_3$) 代表入围名牌事务所和未入围名牌事务所的审计质量差异,对于两者系数的联合检验未能拒绝 ($\beta_1 + \beta_3$) 等于 0 的零假设 ($\beta_1 + \beta_3 = -0.004, t = -1.07$), H_{2a} 未得到证明,表明国资委并不能从名牌事务所中挑出潜在质量较差的事务所并将其排除在外。

从控制变量的回归结果来看,如果以 $|DACC|$ 来衡量审计质量,则 ST 公司、财务杠杆和 ROA 更高的公司、发生亏损的公司、流动比率 ($Current$)、营业收入增长率 ($Growth$) 更高的公司,其审计质量相

表 4 描述性统计结果

Panel A 全样本的描述性统计						
变量名称	N	均值	标准差	最小值	中值	最大值
$ DACC $	8373	0.087	0.079	0.000	0.065	0.457
MAO	8373	0.045	0.207	0.000	0.000	1.000
$Entry$	8373	0.807	0.395	0.000	1.000	1.000
$Brand$	8373	0.547	0.498	0.000	1.000	1.000
$BHshare$	8373	0.118	0.323	0.000	0.000	1.000
ST	8373	0.053	0.224	0.000	0.000	1.000
$Size$	8373	22.305	1.367	19.211	22.110	26.961
$Leverage$	8373	0.534	0.208	0.056	0.542	1.492
CFO	8373	0.045	0.076	-0.205	0.044	0.317
$RECINV$	8373	0.250	0.181	0.000	0.219	0.800
ROA	8373	0.032	0.062	-0.328	0.030	0.277
$Loss$	8373	0.126	0.332	0.000	0.000	1.000
$Current$	8373	1.525	1.317	0.169	1.201	15.189
$Turnover$	8373	0.739	0.534	0.045	0.613	3.305
$Growth$	8373	0.179	0.554	-0.717	0.097	6.567
BM	8373	1.166	1.075	0.086	0.812	7.859
$Mktindex$	8373	6.954	1.683	2.530	7.000	9.950
$Auditlag$	8373	4.457	0.267	3.091	4.466	4.779

Panel B 分组比较 ($Entry = 1$ vs. $Entry = 0$)								
变量	$Entry = 1$			$Entry = 0$			Diff. (t -test)	Diff. (Wilcoxon)
	Mean	Median	SD.	Mean	Median	SD.		
$ DACC $	0.086	0.063	0.078	0.92	0.071	0.082	-0.006***	-0.008***
MAO	0.045	0.000	0.207	0.044	0.000	0.205	0.001	0.000

Panel C 分组比较 ($Brand = 1$ vs. $Brand = 0$)								
变量	$Brand = 1$			$Brand = 0$			Diff. (t -test)	Diff. (Wilcoxon)
	Mean	Median	SD.	Mean	Median	SD.		
$ DACC $	0.083	0.060	0.076	0.092	0.071	0.081	-0.009***	-0.011***
MAO	0.042	0.000	0.200	0.048	0.000	0.215	-0.007	0.000

注:(1)所有连续变量均经过上下1%的 winsorize 处理;(2) BM 和 $Auditlag$ 仅用于 MAO 模型;(3) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平(双尾)。

对较低,而规模更大(*Size*)的公司其审计质量相对较高。在上述变量中,仅 *Current* 的回归系数符号与预期不符,其他控制变量的回归系数则不显著。

(六) MAO 模型的多元回归结果

表6报告了MAO模型的Probit回归结果。模型2a中 *Entry* 的回归系数为正,但不显著, H_1 未得到证明。模型2b中 *Brand* 的回归系数显著为正,表明名牌事务所发表非标意见的概率显著高于非名牌事务所。具体而言,名牌事务所比非名牌事务所发表非标意见的比例高出约0.8%^①。在模型2c中, *Entry* 的回归系数为正但不显著, H_{2b} 没有得到证明;对于 *Entry* 和 *Entry × Brand* 的回归系数之和($\gamma_1 + \gamma_3$)的联合检验未能拒绝其等于0的零假设($\gamma_1 + \gamma_3 = 0.088, z = 0.37$),故 H_{2a} 未得到证明。

从控制变量的回归结果来看,规模(*Size*)更大、存货和应收账款净值占资产总额比重(*RECINV*)更高、业绩(*ROA*)更好的公司,收到非标准审计意见的概率显著更低,而财务杠杆(*Leverage*)更高、审计报告时滞(*Auditlag*)更长的公司,收到非标准审计意见的概率显著更高。其他控制变量的回归系数不显著。

总体而言,|DACC|和MAO模型的回归结果高度一致, H_1 、 H_{2a} 、 H_{2b} 均未得到支持性证据,表明入围事务所和未入围事务所在国有企业审计市场上并不存在显著的质量差异,无论该事务所是否名牌事务所;然而,名牌事务所的审计质量显著高于非名牌事务所的审计质量。

四、稳健性检验与进一步分析

(一) 利用PSM方法解决内生性问题

本文发现在国有企业审计市场上,名牌事务所与非名牌事务所之间存在显著的审计质量差异。然而,这一研究发现有可能是因为名牌事务所与非名牌事务所审计的客户存在系统性差异,而不是因为名牌事务所的审计质量更高。为了排除内生性问题对研究结论的干扰,本文借鉴Lawrence等的研究^[22],采用倾向得分匹配(PSM)来考察配对前后名牌事务所与非名牌事务所审计的公司|DACC|和MAO的差异。具体思路是利用|DACC|或MAO模型中的控制变量估计样本公司选择名牌事务所的概率大小即倾向得分,然后为每一个由名牌事务所审计的公司选择一个倾向得分与之最为接近的非

表5 |DACC|模型回归结果

Variables	Pred. Sign.	模型 1a	模型 1b	模型 1c
<i>Entry</i>	—	-0.004 (-1.59)		-0.001 (-0.41)
<i>Brand</i>	—		-0.005 *** (-3.42)	-0.002 (-0.63)
<i>Entry × Brand</i>	—			-0.003 (-1.11)
<i>BHshare</i>	—	0.001 (0.65)	0.002 (0.95)	0.002 (0.90)
<i>ST</i>	+	0.022 *** (7.01)	0.022 *** (7.14)	0.022 *** (7.13)
<i>Size</i>	—	-0.005 *** (-8.22)	-0.005 *** (-7.27)	-0.005 *** (-7.28)
<i>Leverage</i>	+	0.044 *** (9.92)	0.043 *** (10.09)	0.043 *** (10.10)
<i>CFO</i>	—	-0.022 (-0.76)	-0.022 (-0.78)	-0.022 (-0.78)
<i>ROA</i>	?	0.079 * (1.84)	0.079 * (1.84)	0.078 * (1.84)
<i>Loss</i>	+	0.012 *** (3.31)	0.012 *** (3.39)	0.012 *** (3.37)
<i>Current</i>	—	0.002 ** (2.28)	0.002 ** (2.25)	0.002 ** (2.32)
<i>Turnover</i>	—	0.002 (1.13)	0.003 (1.29)	0.003 (1.25)
<i>Growth</i>	+	0.012 *** (3.03)	0.012 *** (2.99)	0.012 *** (2.98)
<i>Mktindex</i>	—	-0.001 (-0.76)	-0.000 (-0.46)	-0.000 (-0.51)
<i>Constant</i>	?	0.188 *** (11.32)	0.179 *** (9.94)	0.179 *** (10.35)
<i>Year Fixed Effect</i>		Controlled	Controlled	Controlled
<i>Industry Fixed Effect</i>		Controlled	Controlled	Controlled
<i>N</i>		8373	8373	8373
<i>F</i>		21.007 ***	21.265 ***	19.857 ***
<i>Adj. R²</i>		7.0%	7.0%	7.0%

注:(1) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平(双尾);(2)所有连续变量均经过上下 1% 的 winsorize 处理。

①此为平均边际效应(average marginal effect),虽然不到 1%,但考虑到 MAO 均值仅为 4.5%,0.8% 应具有经济上的重要性。

名牌事务所审计的公司作为配对公司,最后计算并分析“处置组的平均处置效应”(简称 ATT)。在估计倾向得分时,本文使用 Probit 回归模型;在利用倾向得分进行配对时,本文采用一对一配对(one-to-one matching)和不放回抽样,并要求配对公司的倾向得分值差异(caliper)不得大于 0.01。未列表报告的结果显示,配对之前存在显著差异的公司特征,在配对之后不再显著,表明配对过程生成了具有平衡性的样本。表 7 概括了 PSM 分析的结果。

从表 7 的 Panel A 来看,配对前名牌与非名牌事务所审计的公司,其 |DACC| 的差额为 -0.009,在 1% 的水平上显著异于 0,支持名牌事务所审计质量更高的结论;经过配对之后,名牌与非名牌事务所审计的公司 |DACC| 的差额为 -0.006,差额的绝对值有所降低,但统计显著性保持在 1% 的水平,仍支持名牌事务所以 |DACC| 衡量的审计质量更高的结论。从表 7 的 Panel B 来看,配对前名牌事务所发表非标意见的比例为 3.9%,比非名牌事务所发表非标意见的比例低 0.4%,与预期不符,但差异并不显著;在配对之后的样本之中,名牌事务所发表非标意见的比例为 4.6%,而非名牌事务所仅有 3.6%,两者的差异在 5% 的水平上显著异于 0,表明控制公司特征的差异之后,名牌事务所以 MAO 衡量的审计质量显著更高。总之,利用 PSM 控制可能存在的内生性问题之后,本文有关名牌事务所比非名牌事务所的审计质量更高的研究结论仍然成立。

(二) 入围资格获取的影响因素

为了检验国资委入围招标制度的有效性,需要论证国资委在信息收集和处理能力方面优于市场主体,能够充分利用那些被认为与潜在审计质量有着密切关系的公开或非公开信息。笔者搜集了 2007 年至 2015 年间证券资格所的 429 个“事务所-年度”观察值以及相关的事务所特征变量,用于考察会计师事务所获得国资委入围资格受哪些因素影响,进而判断国资委实施准入管制过程中的信息利用状况。

表 6 MAO 模型的回归结果

Variables	Pred. Sign.	模型 2a	模型 2b	模型 2c
Entry	—	0.135 (1.57)		0.081 (0.81)
Brand	—		0.136 ** (2.03)	0.105 (0.44)
Entry × Brand	—			0.007 (0.03)
Size	—	-0.378 *** (-9.01)	-0.386 *** (-9.15)	-0.385 *** (-9.13)
Leverage	+	2.497 *** (14.32)	2.491 *** (14.32)	2.493 *** (14.32)
CFO	—	-0.000 (-0.98)	-0.000 (-0.94)	-0.000 (-0.96)
RECINV	+	-1.247 *** (-5.47)	-1.244 *** (-5.45)	-1.252 *** (-5.48)
ROA	—	-3.945 *** (-5.77)	-3.952 *** (-5.77)	-3.948 *** (-5.76)
Loss	+	0.141 (1.35)	0.136 (1.29)	0.136 (1.30)
Turnover	—	-0.059 (-0.79)	-0.073 (-0.96)	-0.070 (-0.92)
BM	—	-0.008 (-0.19)	-0.008 (-0.18)	-0.007 (-0.16)
Auditlag	+	0.679 *** (5.18)	0.682 *** (5.19)	0.682 *** (5.19)
Constant	?	2.338 ** (2.23)	2.565 ** (2.44)	2.497 ** (2.37)
Year Fixed Effect		Controlled	Controlled	Controlled
Industry Fixed Effect		Controlled	Controlled	Controlled
N		8286	8286	8286
Wald χ^2		1049.669 ***	1051.270 ***	1052.059 ***
Pseudo R ²		37.2%	37.2%	37.2%

注:(1) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平(双尾);(2) 所有连续变量均经过上下 1% 的 winsorize 处理。

表 7 PSM 分析的结果

Panel A DACC 模型						
项目	处置组(名牌所)		控制组(非名牌所)		差额 (ATT)	T 值/Z 值
	数目	均值	数目	均值		
配对前	4578	0.083	3795	0.092	-0.009 ***	-5.27
配对后	3221	0.086	3221	0.092	-0.006 ***	-2.79
Panel B MAO 模型						
项目	处置组(名牌所)		控制组(非名牌所)		差额(ATT)	T 值/Z 值
	数目	均值	数目	均值		
配对前	4542	0.039	3744	0.043	-0.004	-0.92
配对后	3254	0.046	3254	0.036	0.010 **	1.96

注:(1) 在计算配对样本 ATT 时,运用 Bootstrap 对标准误进行调整,Seed 值设为 1978(选择其他 Seed 值不影响研究结论),重复执行次数为 100 次;(2) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平(双尾)。

以会计师事务所是否获得国资委的入围资格(*Entry*)为被解释变量,本文构造了一个Logit回归模型,解释变量包括根据国资委的政策规定和审计师选择理论预期会影响*Entry*的因素^[16],具体有:事务所的注册会计师人数(*Number_CPA*)、是否为“四大”(Big4)、是否为本土名牌所(*Brand_local*)、法律责任形式(*Legalform*,分别用1、2、3代表有限责任公司制、特殊普通合伙制和普通合伙制)、总部是否位于北京(*Location*)、行业专长(*Expert*)^①和行政处罚扣分情况(*Sanction*)。除行业专长由作者计算获得外,其余数据主要来自中国注册会计师协会的行业信息管理系统。为了避免出现因果关系的倒置(*reverse causality*)^②,本文将回归模型右侧的解释变量均作滞后一期处理,即考察上一期的事务所特征变量是否会影响本期事务所入围概率。

表8报告了事务所入围模型的Logit多元回归结果。回归结果中采用了White异方差稳健标准误^[24]。表8模型3a中,没有加入事务所规模变量*Number_CPA*,回归结果显示:事务所为“四大”和本土名牌所,总部位于北京,其获得入围资格的概率更高。当模型中控制*Number_CPA*之后,*Number_CPA*无论从统计显著性还是经济重要性来看,都是事务所获得入围资格最重要的影响因素。然而,Big4的系数由正变负^③,而*Brand_local*的系数不再显著,这说明事务所声誉对于入围概率的影响主要是由规模因素驱动的,声誉本身对于国资委的准入管制决策并无显著影响。在表8的两个模型中,事务所法律组织形式、行业专长、遭受惩戒情况对入围概率的影响均不显著。

表8的回归结果表明,国资委的准入资格主要受事务所规模、总部所在地的影响,事务所声誉、法律组织形式、行业专长这些已被证明与审计质量存在密切关系的变量^[19]则未能影响国资委的准入管

制决策。这在一定程度上表明国资委在实施准入管制时,并不能充分利用市场上公开可获得的信息对候选会计师事务所的专业能力和水平做出准确推断,更难以揭示那些对于审计质量有着显著影响的“私人信息”。在中国目前的制度背景之下,事务所规模与审计质量的关系并不确定,在会计师事务所普遍采用合并方式实现规模快速扩张的时候尤其如此。同时,也没有证据表明总部位于北京的会计师事务所^④其审计质量会显著更高。总之,上述分析表明,在信息约束之下,国资委并不具备比市场更强的审计师甄选能力,入围管制并不足以在“事前”保障国有企业的审计质量。

表8 事务所入围模型多元回归结果

Variable	Pred. Sign	模型 3a	模型 3b
<i>Number_CPA</i>	+		1.861 *** (6.25)
<i>Big4</i>	+	1.180 *** (4.15)	-1.223 ** (-2.53)
<i>Brand_local</i>	+	1.423 *** (4.47)	-0.305 (-0.75)
<i>Legalform</i>	?	-0.185 (-0.63)	-0.054 (-0.21)
<i>Location</i>	+	1.507 *** (9.41)	0.791 *** (4.44)
<i>Expert</i>	+	0.234 (1.40)	0.259 (1.44)
<i>Sanction</i>	-	0.006 (0.31)	-0.021 (-0.89)
<i>Constant</i>	?	-0.757 ** (-2.04)	-9.435 *** (-6.41)
<i>Year Fixed Effect</i>		Controlled	Controlled
<i>N</i>		429	429
<i>Wald χ^2</i>		122.742 ***	156.628 ***
<i>Pseudo R²</i>		31.5%	43.8%

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平(双尾)

①会计师事务所的行业专长定义为会计师事务所当年在49个行业(证监会2012年行业分类除制造业采用二级分类,其余均采用一级分类)中符合行业专家定义的行业数目(例如,瑞华会计师事务所2013年在5个行业中属于行业专家)。行业专家的界定方式:以客户营业收入平方根计算的市场份额排名第一,且与第二名的市场份额差距大于10%^[23]。

②例如,事务所进入国资委入围名单可能会影响其市场竞争地位,导致其当年的业务收入或注册会计师人数增加。

③财政部、国资委2011年发布的《关于会计师事务所承担中央企业财务决算审计有关问题的通知》中特别强调了中央企业财务决算审计中会计师事务所应遵循的信息保密要求,明确要求会计师事务所的外籍员工不得以任何方式接触中央企业的涉密资料和信息,不得进入军工等涉密中央企业财务决算审计现场;国际会计师事务所的中国成员所其信息系统和数据库必须置于境内,且与国际事务所物理隔绝。从这些规定来看,国家安全、信息保密等是国资委入围招标重要的考虑因素,也是有外资背景的四大中国成员所为何在控制事务所规模因素之后,其入围概率显著更低的重要原因。

④在429个“事务所-年度”观察值中,总部位于北京的事务所占占比为49.65%;在获得入围资格的268个观察值中,有68.66%总部位于北京。

(三) 准入管制与国有企业审计收费

审计质量和审计质量收费之间一般存在着正相关性, 审计质量更高的事务所通常可以收取审计收费溢价^[19]。为了对准入管制和国有企业审计质量差异之间的关系提供进一步的证据, 同时也检验准入管制对于国有企业审计收费的影响, 本文构造了一个以审计费用为被解释变量, *Entry*、*Brand* 及其交乘项为解释变量的回归模型。模型中控制了通常认为会影响审计费用的变量, 包括公司是否在境内外同时发行股票 (*BHshare*)、是否为 ST 公司 (*ST*)、审计意见类型 (*MAO*)、公司规模 (*Size*)、财务杠杆 (*Leverage*)、盈利能力 (*ROA* 和 *Loss*)、流动比率 (*Current*)、应收账款和存货净值之和占资产总额的比重 (*RECINV*)、审计报告时滞 (*Auditlag*) 等。

表 9 回归结果显示, 入围事务所比未入围事务所平均收取了大约 5.97% 的审计费用溢价, 但这一溢价幅度明显低于名牌事务所 16.65% 的溢价幅度。模型 4c 的回归结果显示, 对于非名牌事务所而言, 进入国资委的入围名单并不能为其带来审计费用溢价; 对于名牌事务所而言, 没有进入国资委入围名单并不会影响其获得审计费用溢价, 而且在入围事务所中, 名牌事务所的收费溢价幅度要显著低于未入围事务所中名牌事务所的溢价幅度。上述关于审计费用的分析表明, 入围事务所的审计收费显著高于未入围事务所, 但这主要是因为入围事务所中包括市场公认的名牌事务所, 所以无法得出入围事务所审计质量显著高于未入围事务所的结论; 那些获得入围资格的非名牌事务所得到了政府管制的保护, 但由于市场并不认可, 故并不能收取审计收费的溢价; 不仅如此, 国资委对国有企业审计市场实施的准入管制政策, 导致名牌事务所审计收费溢价幅度的下降, 这对于审计质量的提高可能并无助益。总之, 审计费用的分析为本文的主要结论提供了进一步的支持性证据。

(四) 其他检验

虽然同为国有企业, 但中央企业和地方国有企业对于审计师的需求是有差异的^[16]。同时, 国资委对国有企业审计市场实施的准入管制, 中央企业受到的影响更为直接。为了检验国有企业的实际控制人差异对于本文研究结论的影响, 本文将样本区分为中央企业和地方国有企业两个子样本。在 DACC 模型中, 中央企业共有 2694 个观察值 (32.17%), 地方国有企业共有 5679 个观察值 (67.83%); 在 MAO 模型中, 中央企业和地方国有企业的观察值数目分别为 2665 (32.16%) 和 5621 (67.84%)。分组检验的结果显示本文的研究结论基本不变。

表 9 审计费用的多元回归模型

Variables	Pred. Sign.	模型 4a	模型 4b	模型 4c
<i>Entry</i>	+	0.058 *** (4.81)		0.006 (0.47)
<i>Brand</i>	+		0.154 *** (15.84)	0.290 *** (7.95)
<i>Entry × Brand</i>	+			-0.146 *** (-3.84)
<i>BHshare</i>	+	0.496 *** (24.09)	0.475 *** (23.23)	0.473 *** (23.12)
<i>ST</i>	+	0.128 *** (5.15)	0.126 *** (5.17)	0.124 *** (5.07)
<i>MAO</i>		0.155 *** (5.91)	0.145 *** (5.57)	0.145 *** (5.54)
<i>Size</i>	+	0.397 *** (72.03)	0.386 *** (70.89)	0.385 *** (70.88)
<i>Leverage</i>	+	-0.132 *** (-3.40)	-0.118 *** (-3.09)	-0.115 *** (-3.00)
<i>ROA</i>	?	0.231 * (1.89)	0.234 * (1.92)	0.223 * (1.83)
<i>Loss</i>	?	0.052 *** (2.65)	0.046 ** (2.37)	0.045 ** (2.32)
<i>Current</i>	?	-0.016 *** (-3.80)	-0.017 *** (-4.17)	-0.016 *** (-4.06)
<i>RECINV</i>	+	0.104 *** (3.06)	0.097 *** (2.89)	0.095 *** (2.82)
<i>Auditlag</i>	+	0.086 *** (4.79)	0.088 *** (4.94)	0.086 *** (4.81)
<i>Constant</i>	?	4.263 *** (30.79)	4.478 *** (32.74)	4.481 *** (32.71)
<i>Year Fixed Effect</i>		Controlled	Controlled	Controlled
<i>Industry Fixed Effect</i>		Controlled	Controlled	Controlled
<i>N</i>		7859	7859	7859
<i>F</i>		284.191 ***	293.965 ***	279.390 ***
<i>Adj. R²</i>		64.2%	65.1%	65.2%

注: (1) *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平 (双尾); (2) 所有连续变量均经过上下 1% 的 winsorize 处理。

由于国际“四大”中国成员所的特殊性质,在2012年以前的国资委入围招标中,每年均有1到2家“四大”所被淘汰,这就导致未入围的名牌事务所中主要为“四大”所。本文主要结论的说服力可能会因为这一事实而被削弱,即入围事务所和未入围事务所的质量差异不显著,是因为未入围事务所中包含了落选的“四大”所。为此,本文在回归中剔除了“四大”审计的观察值,在DACC模型中共剔除750个(8.96%),在MAO模型中共剔除757个(9.14%)。利用不包含“四大”观察值的样本进行回归,本文的主要结论依然成立。

五、结论与政策建议

本文的研究结论表明,在当今国有企业审计市场上,市场自发形成的审计师声誉是比政府授予的准入资格更为可靠的审计质量信号,各级国有资产管理部实施的准入管制面临信息约束,并不能有效发挥审计质量的甄别功能,既不能从非名牌事务所中选出审计质量相对较高的事务所,也不能从名牌事务所中挑出审计质量相对较差的事务所。总之,国资委对国有企业审计市场实施的准入管制并没有取得预期的政策效果。

为了贯彻落实十九大有关“转变政府职能,深化简政放权,创新监管方式”和优化国有资产管理体制的要求,各级国有资产管理部或许应该考虑取消对于国有企业审计市场实施的准入管制措施。事实上,已有江苏、成都等省市国有资产管理部公开取消了对于国有企业审计师选择施加的限制,改为由国有企业董事会自主选择审计师的安排。本文的研究发现表明,我国国有企业审计市场上业已形成审计师声誉有效发挥作用的条,那些拥有知名品牌的会计师事务所的确能够提供更高质量的审计服务,而市场也愿意为名牌会计师事务所支付审计费用溢价。因此,国有企业完全可以根据审计师声誉信号选择合适的会计师事务所并得到高质量的审计服务,而不需要依赖国有资产管理部代替市场来发挥审计师的筛选功能。

本文的研究局限性主要在于以国有上市公司作为全部国有企业的样本。如果未上市国有企业在公司特征以及审计师选择机制方面与国有上市公司存在系统性差异,则本文基于国有上市公司数据所得出的研究结论有可能难以推广至全部国有企业。同时,审计质量存在多种衡量方法,且不同的衡量方法各有利弊^[19],操控性应计项目绝对值和非标准审计意见虽然是最常使用的审计质量替代指标,但也不可避免地存在局限性,本文也不能完全排除采用其他替代指标得出不一致结论的可能性。最后,本文侧重于考察国资委在入围招标中的审计师甄别能力和信息约束情况,以及入围资格是否可以作为国有企业审计质量的可靠信号,并没有直接检验准入管制的政策效应,包括准入管制对于国有企业审计师选择、审计市场结构等方面的影响,这些问题有待于未来的进一步研究。

参考文献:

- [1] 陈波,吴卫军. 国有企业审计招标的制度安排及其优化研究[J]. 审计研究,2015(4):39-45.
- [2] Svorny S. Licensing, market entry regulation. In Bouckaert B, DeGeest G (Eds.). Encyclopedia of law and economics[M]. Cheltenham: Edward Elgar, 2000.
- [3] Djankov S, Porta R L, Lopez-de-Silanes F, et al. The regulation of entry[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(1): 1-37.
- [4] 拉丰,梯若尔. 政府采购与规制中的激励理论[M]. 石磊,王永钦,译. 上海:上海三联书店、上海人民出版社,2004.
- [5] 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(12):14-23.
- [6] 张继勋,刘成立,杨明增. 资格准入与审计判断质量:一项实验研究[J]. 审计研究,2006(5):40-43.
- [7] 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(8):7-20.
- [8] 余蔚平,陈毓圭. 中国注册会计师行业发展报告2014[M]. 上海:立信会计出版社,2015.
- [9] Chi W, Liscic L L, Long X, et al. Do regulations limiting management influence over auditors improve audit quality? Evidence from China [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2013, 32(2): 176-187.
- [10] DeAngelo L E. Auditor size and audit quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3(3): 183-199.

- [11] Hayek F A. The use of knowledge in society[J]. *American Economic Review*, 1945, 35(4): 519–530.
- [12] Francis J R. What do we know about audit quality[J]. *British Accounting Review*, 2004, 36(4): 345–368.
- [13] Kothari S P, Leone A J, Wasley C E. Performance matched discretionary accrual measures[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1): 163–197.
- [14] Becker C L, DeFond M L, Jiambalvo J, et al. The effect of audit quality on earnings management[J]. *Contemporary Accounting Research*, 1998, 16(1): 1–24.
- [15] Chen H, Chen J Z, Lobo G J, et al. Effects of audit quality on earnings management and cost of equity capital: Evidence from China[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(2): 892–925.
- [16] 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.
- [17] DeFond M L, Wong T J, Li S. The impact of improved auditor independence on audit market concentration in China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2000, 28(3): 269–305.
- [18] Gul F A, Sami H, Zhou H. Auditor disaffiliation program in China and auditor independence[J]. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 2009, (28): 29–51.
- [19] DeFond M, Zhang J. A review of archival auditing research[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2–3): 275–326.
- [20] 王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017.
- [21] Peterson M. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 435–480.
- [22] Lawrence A, Minutti-Meza M, Zhang P. Can Big 4 versus non-Big 4 differences in audit quality proxies be attributed to client characteristics? [J]. *The Accounting Review*, 2011, 86(1): 259–286.
- [23] Francis J R, Reichelt K, Wang D. The pricing of national and city-specific reputations for industry expertise in the U. S. audit market [J]. *The Accounting Review*, 2005, 80(1): 113–136.
- [24] White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity[J]. *Econometrica*, 1980, 48(4): 817–838.

[责任编辑:刘 茜]

Entry Regulation Imposed by SASAC and Audit Quality of SOEs: Based on 2007—2015 Data of State-owned Listed Companies in China

CHEN Bo

(School of Accounting and Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: By promoting the “Bidding for the Bidding Qualifications” programs, the establishment of an official list of qualified accounting firms and other approaches, the State-owned Asset Administration Bureaus at all levels imposes an implicit entry regulation on the audit market for SOEs. Based on the 2007—2015 data of State-owned listed companies and those accounting firms with the licenses to audit listed companies, it is discovered that the State-owned Assets Supervision and Administration Commission (SASAC) is not in a position to make full use of information during the entry regulation process, and those accounting firms granted the qualifications to audit SOEs by SASAC cannot provide higher audit quality (proxied by the absolute value of discretionary accruals and Modified Audit Opinions) than those accounting firms without such qualifications. However, those accounting firms with a brand-name reputation deliver higher audit quality than those firms without such a reputation within the same period. This conclusion still holds after the potential endogeneity problem is addressed by means of Propensity Score Matching (PSM) method. The findings indicate that auditors’ reputation is more reliable in signaling audit quality than the government-granted qualifications and that the entry regulation imposed by SASAC hasn’t achieved its expected objectives.

Key Words: SASAC; SOEs; entry regulation; audit quality; audit opinion; auditor reputation; accounting information quality; audit fees