

审计师任期与审计质量的关系： 基于我国股票市场的实证分析

石绍炳

(安徽财经大学 统计与应用数学学院,安徽 蚌埠 233030)

摘 要:以 2000—2005 年期间收到标准无保留审计意见的 A 股上市公司为样本,以操控性应计利润的绝对值衡量审计师的审计质量,分析了会计师事务所的审计任期及签字注册会计师的审计任期与审计质量的关系。研究发现:在控制了其他影响因素后,会计师事务所的审计任期及签字注册会计师的审计任期与审计质量之间均呈倒 U 型关系。进一步分析发现:当会计师事务所的审计任期和签字注册会计师的审计任期分别小于 8 年和 4 年时,审计任期的延长有利于审计质量的提高;但当二者的审计任期分别超过上述年限时,审计任期的延长对审计质量具有负面影响。

关键词:会计师事务所任期;签字注册会计师任期;操控性应计利润;审计质量

中图分类号:F239.1;F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)04-0085-08

2003 年 10 月,我国证监会和财政部联合发布了《关于证券期货业务签字注册会计师定期轮换的规定》,将签字注册会计师轮换行为予以政策强制化。具体相关规定如下:在一般情况下,签字注册会计师连续为某一相关机构提供审计服务不得超过五年;签字注册会计师已连续为同一相关机构提供五年审计服务而被强制轮换后,在两年以内不得重新为该机构提供审计服务。美国、新加坡、奥地利、西班牙等一些国家和地区对审计师的强制轮换也做出了不同程度和实施范围的类似规定。这些强制措施的出台似乎隐含着:过长的任期会损害审计师的独立性,使审计质量下降。

然而,不管是理论探讨还是实证分析,学术界对审计师任期与审计质量之间关联关系的研究,到目前为止尚未得到一致的结论,特别是已有的经验研究基本上只是在会计师事务所层面进行的,因此无法满足我国针对签字注册会计师个人强制轮换的制度需要。鉴于此,本研究基于我国的环境背景,从会计师事务所和签字注册会计师两个层面探讨审计师任期与审计质量之间的关系,以期我国的审计师定期轮换制度的实施提供经验证据。

1 文献回顾

1961 年, Mautz 与 Sharaf^[1] 首次指出,审计任期的延长可能会逐渐损害审计师的独立性,进而影响审计质量。自此之后,审计师任期与审计独立性及审计质量之间的关系越来越受到各国政府管理机构、学术界及社会投资大众的关注,相关研究相继展开。

(1) 理论探讨方面 审计质量是建立在审计师能否侦测出客户违约行为的专业胜任能力和能否抗拒客户压力而披露其违约行为的独立性的基础上的,审计师任期与审计质量的关系取决于审计师任期的长短对其专业胜任能力及审计独立性的影响^[2]。

1) 从审计师的专业胜任能力方面来看。当任期较短时,审计师有可能因对审计客户的营运状况和特定产业知识缺乏了解而难以发现审计客户的错弊^[3];但审计师清楚自己所处的弱势地位,在审计过程中可能会保持高度谨慎,从而又有利于提高审计质量。当任期增加时,审计师的专业技能随其对客户了解的不断深入及审计经验的不断积累而逐步提

收稿日期:2007-11-04

基金项目:2005—2006 年度安徽省哲学社会科学规划项目(AHSKF05-06D37);2006 年安徽省高校青年教师科研资助计划项目(2006jqw062)

作者简介:石绍炳(1971—),男,苗族,湖南花垣人,安徽财经大学统计与应用数学学院讲师,统计学硕士,研究方向:数量经济分析。

高,有利于提高审计质量;但这也有可能使审计师产生惯性思维,不愿意接受新的会计方法和采用新的审计程序,从而直接影响到审计师的专业胜任能力的提升。

2)从审计师的独立性方面来看。当审计任期较短时,审计师清楚自己此时受到监管部门等各方的更多关注,不得不保持其独立审计的形象;然而,审计师为了弥补最初竞聘的低价进入和较高的初始审计成本,可能会为留住客户以获得后期的准租金而损害审计独立性^[2]。随着审计任期的延长,审计次数不断增加,审计师对审计客户越了解,其谈判能力越强,越有利于保持独立性;但也因审计师对审计客户的过度熟悉与了解,审计师与审计客户之间可能会衍生个人情感,为了避免审计意见对客户产生不利影响,审计师可能会放弃应坚持的原则而影响其独立性^[4],而且,在审计师与客户就审计工作及审计报告的表述意见存在不一致时,审计师通常容易倾向妥协^[5],使审计师的独立性受到损害。

(2)经验研究方面 Geiger 和 Raghunandan^[6]以 1996—1998 年期间美国证券市场的破产公司为样本,对审计任期与审计失败的关系进行研究,结果发现:短审计任期下的审计师要比长审计任期下的审计师更容易发生审计失败。Johnson 等^[7]将审计师任期分为短、中、长三类来研究财务报告质量与审计师任期的关系,结果表明:在中短审计任期下财务报告的质量低下,而在较长的审计任期下并未发现财务报告质量低下的证据。Myers 等人^[8]通过对美国 1988—2000 年期间的样本公司研究发现,审计任期的延长有利于提高盈余质量。这些研究表明,审计师任期的延长有利于审计质量的提高。但是, Davis 等^[9]在研究操控性应计利润绝对值与审计任期的关系时却发现,审计师任期与操控性应计利润绝对值之间呈正相关关系,即任期过长会使审计质量下降。在国内,李爽、吴溪^[10]以我国 1997—2000 年期间在审计报告中提及不确定持续经营的上市公司为样本,在研究审计师对持续经营不确定性发表意见时,发现过长的审计任期对审计独立性和审计质量具有减损作用,但在对我国 1998—2001 年账面盈利及微利的上市公司进行研究时,却没发现审计任期的延长有损于审计质量的证据。夏立军、陈信元等^[11]以我国 1996—1998 年期间可能进行盈余管理的上市公司为研究样本来考察审计师任期与审计独立性的关系,发现在 7 年的审计任期中,审计任期的增加并不损害审计的独立性,而在大规模的事务

所中,却有利于提高审计独立性。陈信元和夏立军^[12]以 2000—2002 年期间我国收到标准无保留意见的上市公司为样本,对会计师事务所的审计任期与审计质量的关系进行研究,结果发现:审计任期与审计质量呈倒 U 型关系,当审计任期为 6 年时,审计质量最高。

以上文献表明,在理论探讨方面,不管是审计师的专业技能还是审计师的独立性,审计师任期的长短对它们都有正反两方面的作用;在经验研究方面也未能得出一致的结论。本文认为,过去有关审计师任期与审计质量之间关系的研究,其结论不一致的原因及主要存在的不足有以下三点:一是不同样本期间的市场环境对研究结论可能存在一定的影响,特别是我国证券市场制度的频繁变迁,对研究结论的影响更是重大;二是在狭义上,审计师任期可以定义为会计师事务所任期,也可定义为签字注册会计师任期,而这两种不同的任期之间可能存在显著的相关关系,已有文献在分析其中一任期与审计质量的关系时,并不控制另一任期对审计质量的影响,从而会导致参数估计产生偏误,直接影响研究结论;三是审计师任期与审计质量之间的关系可能并不是简单的线性关系,而是一种非线性关系,若以线性关系构建模型将引起模型设定偏误。

2 模型与数据

2.1 研究模型

2.1.1 审计质量的计量

到目前为止,如何合理地计量审计质量仍是审计研究中一个难以解决的问题。国内外研究者一般是采用一些替代指标,如审计意见^[13,14]、会计盈余的市场反应^[15]、操控性应计利润的绝对值^[12,16]等来间接衡量审计质量,其中以操控性应计利润绝对值最为常用。这是由于上市公司所报告的利润是公司管理当局和审计师联合作用的结果,审计质量可以在一定程度上反映审计师限制上市公司利润操控程度的能力。若审计师的限制能力较低,则公司操控利润的空间较大,所报告的利润中操控性应计利润的比重也就越大,可认为审计质量相对较低;反之,公司操控利润的空间较小,公司所报告的利润质量也就较高,则认为审计质量较高。因此,本文用操控性应计利润绝对值作为审计质量的替代变量,操控性应计利润绝对值越大,审计质量就越低,反之,审计质量越高。

本文采用 Joes 模型来估算操控性应计利润。

国内外学者在估计 Jones 模型参数时,大多用分行业的截面数据或截面时间混合数据来估计。但笔者认为,即使是同一行业,不同的会计处理方法、治理结构、资产结构等公司个体特征都会影响公司对应计利润的操纵,而且市场环境等因素对操控性应计利润也有很大的影响。因此,本文采用分行业的个体与时间效应的面板数据模型来估算非操控性应计利润,以个体效应反映公司个体特征对非操控性应计利润的影响,以年度效应反映市场环境等因素对非操控性应计利润的影响。

公司 i 在 t 年度的经年末总资产调整的操控性应计利润 ($\frac{da_{it}}{a_{it}}$) 通过式(1)估算:

$$\frac{da_{it}}{a_{it}} = \frac{ta_{it}}{a_{it}} - (\beta_0 + \frac{\beta_1}{a_{it}} + \frac{\beta_2 \times \Delta rev_{it}}{a_{it}} + \frac{\beta_3 \times ppe_{it}}{a_{it}} + \gamma_t) \quad (1)$$

式(1)中:下标中的 i 表示公司, t 表示年度;线下项目总应计利润 = 净利润 - 经营活动现金流量净额,用 da_{it} 表示; Δrev_{it} 为公司 i 在 t 年度的主营业务收入的增长量; ppe_{it} 是公司 i 在 t 年度末的固定资产原值; a_{it} 是公司 i 在 t 年度末的总资产; β_0 、 β_1 、 β_2 和 β_3 为公司的特征参数,其中 β_0 反映了公司 i 异于同行业的其他公司的个体特征; γ_t 为年度效应。这些特征参数可根据方程(2)估计:

$$\frac{ga_{it}}{a_{it}} = \beta_0 + \frac{\beta_1}{a_{it}} + \frac{\beta_2 \times \Delta rev_{it}}{a_{it}} + \frac{\beta_3 \times ppe_{it}}{a_{it}} + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

式(2)中: ga_{it} 为公司 i 在 t 年度的线下项目总应计利润,线下项目总应计利润 = 营业利润 - 经营活动现金流量净额^①; μ_{it} 为随机扰动项。

2.1.2 审计师任期的计量

我国的强制轮换制度针对的是签字注册会计师个人,而已有的研究大多是从会计师事务所层面来研究审计任期与审计质量之间关系的,这无法满足当前我国强制轮换制度的需要,所以本文将从签字注册会计师层面来衡量审计师任期与审计质量之间的关系。同时,因为注册会计师是附属会计师事务所来执行审计工作并发表审计意见的,且注册会计师的审计任期与会计师事务所任期之间可能存在相关关系,所以需引入会计师事务所任期这一变量,否则所估计的签字注册会计师任期的回归系数是有偏的。因此,本文从现实需要和计量经济理论出发,

将审计师任期区分为会计师事务所任期与签字注册会计师任期。这两种任期的统计数据将通过 1994 年以来会计师事务所及签字注册会计师的资料进行确定,具体方法如下:

1) 关于会计师事务所任期 ($tenuer1$)。以会计师事务所(下文简称为事务所)首次提供年度报告审计服务为任期第一年,其后的任期为连续提供服务的累计年份,若发生间断则任期重新计算,若缺少某年度的事务所资料,则根据该公司在 2003—2004 年度报告中提及的事务所任期进行推算。自 1994 年以来,我国的事务所曾发生过更名、拆分和重组,本文把事务所更名、重组做不变处理,若本年度的审计服务由上一年度主审事务所拆分后的事务所提供,也做连续服务计算。

2) 关于签字会计师任期 ($tenuer2$)。由于在审计报告上签字的注册会计师至少是两名,本文将签字会计师的审计任期以当年任期最长的签字注册会计师(下文简称为会计师)的个人任期来衡量。这是因为,我国的轮换制度对审计任期的限制针对的是会计师的最长审计任期,会计师在其任期达到规定年限后则必须轮换。在整理会计师任期时,只要有一名会计师的任期无法推算,那么最长审计任期也就无法确定,因而当年的会计师任期无法计量。对于每一位会计师的任期的确定,本文是以会计师首次在年度审计报告中签字为个人任期的第一年,其后的审计任期为连续签字的累计年份,若因更换会计师而发生间断,则任期重新计数;当无法确认首次任期时,则之后的连续审计任期也做无法确认处理。

2.1.3 控制变量

为了探讨以操控性应计利润衡量的审计质量与审计师任期之间的关系,须对其他可能影响操控性应计利润的变量加以控制。根据有关文献,本文纳入以下控制变量:保牌虚拟变量 ($list$)、保配虚拟变量 ($right$)、盈亏虚拟变量 ($loss$)、重亏虚拟变量 ($dloss$)、资产负债率 (lev)、线下项目总应计利润绝对值 ($abs gaa$)、公司上市年龄 (age)、年末公司资产规模的对数 ($lnsize$)。

①保牌虚拟变量和保配虚拟变量。我国证监会为对亏损的上市公司进行相应的处罚和提高融资门槛,出台了一系列基于净资产收益率 (roe) 的管理指标,只有当上市公司达到这些指标时,才具有上市交

① 夏立军在研究 Jones 模型在我国的使用效果时发现,采用线下项目总应计利润作为因变量估计特征参数,能够较好地揭示公司的盈余管理情况。

易和配股的资格。因此,某些上市公司为了达到上市交易资格和配股资格(分别简称为“保牌”和“保配”),有采取各种盈余管理手段的动机^[17-21]。Palmrose^[22]认为,公司当因资金运用不当、经营管理不善而造成公司的盈利能力低下时,公司管理当局将有粉饰财务报告的动机,本文以公司的本期净利润是否小于 0 设立亏损(*loss*)虚拟变量,若年度净利润小于 0 取值为 1,否则为 0。孙铮和王跃堂^[17]发现严重亏损的上市公司为了洗清以前累积的问题而做大亏损,为下年“扭亏”逃脱被特别处理甚至摘牌的命运作前期准备,所以本文同时引入了重亏(*dloss*)虚拟变量,若本年度净利润小于 0,且净资产收益率小于 -0.1,重亏变量(*dloss*)取值为 1,否则为 0。

②资产负债率。资产负债率为负债总额与总资产的比率。DeAngelo 等^[23]提出,资产负债比高可能与公司财务困难有关,公司管理当局可能会调低盈余,以获取重新商议负债合约的条件。但也有人^[24,25]认为,当公司的资产负债率较高时,公司管理当局面临较大的财务压力,也可能会有调高盈余的动机。

③总应计利润绝对值。Krishnan^[26]认为,总应计利润绝对值较大的公司,其操控性应计利润也会相对较大。本文用线下项目前总应计利润表示总应计利润。但由于总应计利润受到资产规模的影响,因此以期末总资产对总应计利润进行平减,即 $abs_sgaa_{it} = |ga_{it} / a_{it}|$ 。

④公司上市年龄。公司上市年龄以当年年度减去首次上市时年度进行计算。Chen 等人^[27]认为,上市年龄越大的公司,其盈余管理的可能性越大。而夏立军^[28]则认为,“公司在上市之前的过度包装会导致上市之后应计利润的回转”。由此本文推断,公司在刚上市初期,为了填补上市之前的过度包装,具有调低盈余的动机;但到了一定年龄后,公司管理当局可能为了维持长期的盈余稳定而下调盈余,也有可能因经营管理不善等问题为粉饰财务报表而上调盈余。为了控制上市年龄与操控性应计利润的非线性关系,本文同时引入公司上市年龄(*age*)及其平方项(*sqage*)。

⑤公司资产规模。Firth 与 Smith^[29]认为公司的规模越大其越有操控利润的动机,而且 Becker 等

人^[16]发现资产规模可以作为遗漏变量的代理变量。本文以期末总资产的自然对数反映公司规模。

由于个体效应和时间效应对操控性应计利润具有一定的影响,以及审计师任期与审计质量之间可能存在非线性关系,因此构建如下面板数据模型来分析审计师任期与审计质量之间的关系:

$$abs_daa_{it} = \alpha + \alpha_1 tenure1_{it} + \alpha_2 sqtenure1_{it} + \alpha_3 tenure2_{it} + \alpha_4 sqtenure2_{it} + \alpha_5 list_{it} + \alpha_6 right_{it} + \alpha_7 loss_{it} + \alpha_8 dloss_{it} + \alpha_9 lev_{it} + \alpha_{10} abgaa_{it} + \alpha_{11} age_{it} + \alpha_{12} sqage_{it} + \alpha_{13} lnsz_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中,*abs_daa*为被解释变量,即用操控性应计利润^①的绝对值来表示审计质量。由于 Kinney 与 Martin^[30]、Nelson 等^[31]发现审计师对公司向上和向下的操控盈余行为有不同的反应,所以本文还根据操控性应计利润的正负号将操控性应计利润区分为正的操控性应计利润(即向上操控,其绝对值用 *abs_daa1* 表示)和负的操控性应计利润(即向下操控,其绝对值用 *abs_daa2* 表示)。 ε 为随机扰动项;*sqtenuer1*与*sqtenuer2*分别为会计师事务所任期和会计师任期的平方项;其余各变量的含义如前文所述。

2.2 数据来源及样本选择

本文数据主要来自中国上市公司财务数据库(CSMAR)。鉴于 A 股与 B 股上市公司在会计处理方法与审计要求上有系统差异,金融类上市公司的财务显著异于非金融类上市公司,同时上市公司的行业分类信息是在 2000 年才开始公布的^②,因此本文选取 2000—2005 年期间沪深两市的非金融类 A 股上市公司作为初选样本,共 7255 个观测单位,执行如下处理程序:

第一步,剔除缺少当年相关财务指标的观测单位,共 455 个。

第二步,删除当年收到非标准无保留审计意见的观测单位,共 896 个。这是为使研究样本中只存留收到标准无保留审计意见的样本,因为审计师认同这些样本公司当年的会计处理,样本的操控性应计利润绝对值的大小才能反映审计师审计质量的高低。

第三步,剔除缺少当年事务所任期的观测单位,共 568 个。

第四步,剔除缺少当年会计师任期的观测单位,

① 为了表述方便,若无特别说明,下文所得到的总应计利润(*taa*)、操控性应计利润(*daa*)及非操控性应计利润(*ndaa*)均指经年末总资产调整的总应计利润(即 $taa_{it} = ta_{it} / a_{it}$),操控性应计利润(即 $daa_{it} = da_{it} / a_{it}$)及非操控性应计利润(即 $ndaa_{it} = nda_{it} / a_{it}$)。

② 本文的行业分类信息依据中国证监会公布的行业分类,因此研究样本为删除金融银行业 I 类后的 12 个行业。

共 1609 个。

第五步,删除当年新上市的观测单位 1 个,然后删除净资产为负的单位,共 49 个,最后收集到 3687 个观测单位组成样本。

3 实证分析

3.1 操控性应计利润与审计师任期的描述

本文采用可行的广义最小二乘法(FGLS),根据行业分类的第一位代码,将上市公司按行业分组,

表 1 操控性应计利润绝对值的基本统计特征

daa	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
absdaa	3687	0.05842	0.06703	9.27E - 06	0.902696
absdaa1(daa > 0)	1712	0.05635	0.06845	9.27E - 06	0.902696
absdaa2(daa < 0)	1975	0.06026	0.06573	0.69879	3.40E - 05

注:absdaa、absdaa1 和 absdaa2 分别为经年末总资产平减的操控性应计利润绝对值、正的操控性应计利润绝对值和负的操控性应计利润绝对值。

表 2 为事务所与会计师任期的基本分布表。从表 2 可看出,会计师事务所的审计任期最短为 1 年,最长为 18 年^②,观测单位数随着任期的增加而逐渐减少:任期为 1 年的观测单位最多,共 487 个,约占观测单位总数的 13.2%;任期为 5 年的观测单位下降到 410 个,平均每延长一年任期,观测单位数就减少 4.2%;任期在 1~5 年的观测单位占总数的 60%左右;当会计师事务所任期超过 5 年时,随着任期的

分别估计模型(2)中的行业特征参数。得到特征参数后^①,再根据式(1)算出经年末总资产平减后的操控性应计利润,其基本统计特征见表 1。如表 1 所示:2000—2005 年期间的操控性应计利润绝对值(absdaa)的平均值为 0.058,最大值约为 0.902,最小值约为 9.27E - 06;若根据操纵方向划分为向上调增和向下调减,此 6 年调增利润和调减利润的平均值分别为 0.056 和 0.060。

延长,各组任期单位数所占比重迅速下降,在 6~15 年的任期中,观测单位数平均递减速度达 45.2%。

会计师的审计任期最短 1 年,最长为 11 年^③,其中 2 年任期的观测单位最多,达 1048 个,约占观测单位总数的 28.4%,任期 1 年的观测单位为 964 个,从 3 年任期开始,随着审计任期的延长,上市公司数量以加速形式递减,平均递减速度约 56%。

表 2 2000—2005 年事务所与会计师的任期统计分布

任期(年) 审计单元	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	合计
事务所	487	463	429	420	410	332	280	259	201	139	96	89	63	15	1	1	1	1	3687
会计师	964	1048	718	513	287	97	36	15	6	2	1	0	0	0	0	0	0	0	3687

3.2 相关关系检验

根据表 3 可初步发现:在 10%的水平下,不管是事务所任期还是会计师任期,它们与操控性应计利润的绝对值之间的线性相关关系均不显著;事务所任期与操控性应计利润的绝对值呈现出显著的非线性相关关系,而会计师任期与操控性应计利润的

绝对值之间的非线性关系不显著。由于操控性应计利润还受到其他因素的影响,因此最终结论尚待进一步分析。从表 3 还可观察到,事务所任期与会计师任期之间存在显著的相关关系,表明在模型(3)中如果不引入会计师任期,则在估计事务所任期的系数时将会产生偏误。

表 3 操控性应计利润绝对值与审计师任期的相关关系检验

审计任期	Pearson 相关系数			Spearman 秩相关系数		
	absdaa	tenuer1	tenuer2	absdaa	tenuer1	tenuer2
tenuer1	- 0.0212 (0.1979)	1.0000		- 0.0440 (0.0076)	1.0000	
tenuer2	0.0110 (0.5063)	0.3685 (0.0000)	1.0000	- 0.0052 (0.2519)	0.4104 (0.0000)	1.0000

注:absdaa、tenuer1 和 tenuer2 分别为经年末总资产平减的操控性应计利润的绝对值、事务所任期与会计师任期;括号中的数值为相关系数检验的 P 值。

① 由于版面关系,这些参数在文中未予列示。
② “飞乐股份”(6000654)在上市前,上海上会会计师事务所已为其提供审计服务,截至 2005 年,该事务所已连续为其提供服务 18 年。
③ 截止 2004 年,广州羊城会计师事务所的刘佩莲连续为“深南电 A”(000037)提供了 11 年的签字服务。

3.3 回归分析

采用可行的广义最小二乘法 (FGLS) 对模型(3)进行估计,估计结果见表 4。其中,模型 0 是以操控性应计利润的绝对值 (*absdaa*) 为被解释变量对所有样本单位进行回归的结果;模型 0+、模型 0- 分别是对操控性应计利润大于零的样本单位、操控性应计利润小于零的样本单位进行回归的结果。

从表 4 中各模型的显著性检验可知,模型 0、模

型 0+ 与模型 0- 都在 1%的水平下通过显著性检验。在模型 0 中,事务所任期 (*tenuer1*) 一次方系数为负,其平方项的系数为正,在 5%的水平下均能通过检验,这说明在控制其他因素后,事务所任期与操控性应计利润绝对值之间的关系表现为正 U 形关系;会计师任期 (*tenuer2*) 一次方、二次方的系数分别为负、正,且在 1%水平下显著,表明会计师任期与操控性应计利润绝对值之间呈显著的正 U 形关系。

表 4 模型(3)的估计结果

Variable	模型 0		模型 0 +		模型 0 -	
	<i>absdaa</i> (<i>daa</i>)		<i>absdaa1</i> (<i>daa</i> > 0)		<i>absdaa2</i> (<i>daa</i> < 0)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
<i>tenuer1</i>	- 0.000904 ***	0.000304	- 0.000222	0.000295	- 0.000467 **	0.000207
<i>sqtenuer1</i>	0.000054 **	0.000024	- 0.000062 **	0.000024	0.000014	0.000018
<i>tenuer2</i>	- 0.003273 ***	0.000569	- 0.001690 ***	0.000488	- 0.003431 ***	0.000464
<i>sqtenuer2</i>	0.000461 ***	0.000084	0.000192 ***	0.000071	0.000493 ***	0.000083
<i>list</i>	- 0.005046 ***	0.000710	0.001866 ***	0.000496	- 0.011019 ***	0.000568
<i>right</i>	- 0.001977 **	0.000888	0.001491 ***	0.000386	- 0.002611 ***	0.000656
<i>loss</i>	- 0.006731 ***	0.002261	- 0.006251	0.003855	- 0.005974 ***	0.001850
<i>dloss</i>	0.013397 ***	0.002430	0.000918	0.005200	0.025031 ***	0.002066
<i>lev</i>	0.001477	0.001502	- 0.000540	0.000819	0.005204 ***	0.001449
<i>abagaa</i>	0.789349 ***	0.005156	0.807337 ***	0.005560	0.795517 ***	0.005399
<i>age</i>	- 0.000844 ***	0.000322	- 0.000074	0.000232	- 0.000455 **	0.000222
<i>sqage</i>	0.000120 ***	0.000027	0.000139 ***	0.000019	0.000070 ***	0.000021
<i>lnsize</i>	- 0.004644 ***	0.000226	- 0.013320 ***	0.000268	0.003231 ***	0.000210
<i>_cons</i>	0.115787 ***	0.004721	0.297021 ***	0.005485	- 0.056627 ***	0.004415
Number of obs	3687		1712		1975	
Number of groups	1019		785		861	
Wald chi2(18)	77533.54 ***		72684.22 ***		48885.19 ***	

注:被解释变量都是 *absdaa*;"***"、"**"、"*"分别表示在 1%、5%、10%水平上双侧检验统计显著;Number of obs 为样本单位数;Number of groups 为截面单元数;Wald chi2(18) 为模型显著性检验的卡方值;由于版面关系,各模型中的年度效应未予报告。

事务所任期及会计师任期与操控性应计利润绝对值之间呈现上述关系,是由于各任期与上调、下调利润程度之间分别存在如下关系的共同作用的结果。一方面,在上调利润模型 0+ 中,事务所任期 (*tenuer1*) 的一次项系数和其平方项系数为负,显著性检验时发现一次项在 10%下未能通过检验,其平方项在 5%水平下通过检验,说明事务所任期与公司上调盈余的幅度之间的关系处在倒 U 形的右半部,即事务所任期与公司向上操纵利润之间呈负相关;会计师任期 (*tenuer2*) 的一次项系数为负,其平方项系数为正,都在 1%的水平上显著,表明会计师

任期与公司调增盈余之间的关系为正 U 形关系。另一方面,在下调盈余模型 0- 中,事务所任期 (*tenuer1*) 的一次项系数为负,且在 5%下显著,其平方项 (*sqtenuer1*) 系数为正,但未能通过 10%的显著性检验,表明事务所任期与公司下调盈余的幅度之间呈显著的负相关关系;会计师任期 (*tenuer2*) 的一次项系数为正,且在 1%水平下显著,其平方项系数为负,且在 1%水平下显著,说明会计师任期与公司调减利润的程度之间呈正 U 形关系。进一步分析,操控性应计利润绝对值达最小时的各审计师任期如表 5 所示。

表 5 事务所的审计任期及会计师的审计任期与操控性应计利润绝对值的关系

模型	事务所的审计任期		会计师的审计任期	
	形状	顶点对应的任期	形状	顶点对应的任期
模型 0	正 U 形	8.37	正 U 形	3.55
模型 0 +	倒 U 形	- 1.79	正 U 形	4.40
模型 0 -	正 U 形	16.68	正 U 形	3.48

注:模型 0 是以操控性应计利润的绝对值 (*absdaa*) 为被解释变量、对所有样本单位进行回归的结果;模型 0+、模型 0- 分别是以操控性应计利润大于零 (*absdaa1*)、小于零 (*absdaa2*) 的样本单位估计的结果。

尽管在调增及调减盈余的模型 0+ 与模型 0- 中,事务所任期与盈余管理程度之间呈现出负相关的关系,但在对所有上市公司而言,事务所任期与盈余管理程度之间呈正 U 型关系,而且监管部门对审计市场进行监管时,并不对调增与调减盈余的上市公司进行区分管理。因此可认为,当事务所的审计任期与会计师的审计任期分别小于 8 年和 4 年时,审计任期的延长有助于审计质量的提高;当事务所的审计任期与会计师的审计任期分别超过 8 年和 4 年时,审计任期的延长有损于审计质量。同时本文还发现,具有相同特征的公司出于自身利益的需要,可能会采取不同操控方向的盈余管理行为^①。

4 结论与研究局限

本文以我国 2000—2005 年期间收到标准无保留意见的 A 股上市公司为样本,用审计师抑制通过面板 Jones 模型估计的操控性应计利润的能力来衡量审计师的审计质量,对事务所任期及会计师任期与审计质量的关系进行分析。结果发现,在控制了公司是否具有保牌与保配动机、是否亏损及严重亏损、资产负债率、总应计利润、上市年龄、资产规模和年度效应这些可能影响公司操控性应计利润水平的因素后,事务所的审计任期及会计师的审计任期与审计质量之间均呈倒 U 型关系。进一步分析发现,当事务所的审计任期小于 8 年时,事务所审计任期的延长有利于审计质量的提高,但当其任期超过 8 年时,其审计任期的延长对审计质量具有负面影响;当会计师的审计任期小于 4 年时,审计质量会随着会计师任期的延长而得到提高,当其任期超过 4 年时,会计师任期的延长则有损于审计质量。

本研究仍存在一些不足之处:第一,未考虑审计师是否为上市公司提供管理咨询服务,若审计师为其提供管理咨询服务,则这可能会影响审计任期的计算,进而影响研究结论;第二,本研究以间接方式测度审计质量,而测度指标的有效性在相当程度上决定了研究结论的可靠性,基于不同的衡量指标可能会有不同的结论;第三,虽然本文用面板数据模型估计操控性应计利润,但仍不能令人满意地改善某些行业观测单位过少的问题,这会影响操控性应计利润的估算,对本研究结论可能有直接的影响。

参考文献

- [1] MAUTZ R K, SHARAF H A. 1961. The Philosophy of Auditing [R]. American Accounting Association Monograph No. 6. Sarasota, FL: American Accounting Association, 1961.
- [2] DEANGELO L E. Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation [J]. Journal of Accounting & Economics, 1981, 3(2): 113-127.
- [3] PETTY R, CUGANESAN S. Auditor rotation: framing the debate [J]. Australian Accountant, 1996, 66(4): 40-41.
- [4] 余玉苗, 李琳. 审计师任期与审计质量之间关系的理论分析 [J]. 经济评论, 2003(5): 124-128.
- [5] EMBY C, DAVIDSON R A. The effects of engagement factors on auditor independence: Canadian evidence [J]. Journal of International Accounting, Auditing & Taxation, 1998, 7(2): 163-179.
- [6] GEIGER M A, RAGHUNANDAN K. Auditor tenure and audit reporting failures [J]. Auditing, 2002, 21(1): 67-78.
- [7] JOHNSON V E, KHURANA I K, REYNOLDS J K. Audit-firm tenure and the quality of financial reports [J]. Contemporary Accounting Research, 2002, 19(4): 637-660.
- [8] MYERS J N, MYERS L A, OMER T C. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: a case for mandatory auditor rotation? [J]. The Accounting Review, 2003, 78(3): 779-799.
- [9] DAVIS L R, SOO B, TROMPETER G. Auditor Tenure, Auditor Independence and Earnings Management [Z/OL]. Working Paper, 2002. <http://aaahq.org/audit/midyear/01midyear/papers/soo.pdf>.
- [10] 李爽, 吴溪. 中国证券市场中的审计报告行为: 监管视角与经验证据 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2003: 27-36, 72-91.
- [11] 夏立军, 陈信元, 方轶强. 审计任期与审计独立性: 来自中国证券市场的经验证据 [J]. 中国会计与财务研究, 2005(1): 54-78.
- [12] 陈信元, 夏立军. 审计任期与审计质量: 来自中国证券市场的经验证据 [J]. 会计研究, 2006(11): 44-53.
- [13] LENNOX C. Audit quality and executive officers' affiliations with CPA firms [J]. Journal of Accounting & Economics, 2005, 39(2): 201-231.
- [14] 赵学彬, 程寨华, 赵惟. 上市公司股权性质与审计质量关系的实证分析 [J]. 当代财经, 2006(6): 125-129.

^① 从表 4 可发现, 保牌(list)、保配(right)、亏损(loss)、重亏公司(dloss)、资产负债率(lev)以及公司规模对数(lnsize)这些控制变量在调增与调减利润的样本公司具有不同的影响作用。

- [15] BALSAM S, KRISHNAN J, YANG J. Auditor industry specialization and earnings quality[J]. Auditing, 2003, 22(2): 71-97.
- [16] BECKER C L, DEFOND M L, JIAMBALVO J, SUBRAMANYAM K R. The effect of audit quality on earning management [J]. Contemporary Accounting Research, 1998, 15(1): 1-24.
- [17] 孙铮, 王跃堂. 资源配置与盈余操纵之实证研究[J]. 财经研究, 1999(6): 3-9.
- [18] 夏立军, 杨海斌. 注册会计师对上市公司盈余管理的反应[J]. 审计研究, 2002(4): 28-34.
- [19] 陆宇建. 我国 A 股上市公司基于配股权的盈余管理研究[J]. 河北大学学报, 2003(4): 89-94.
- [20] 伍利娜. 盈余管理对审计费用影响分析[J]. 会计研究, 2003(12): 39-44.
- [21] 陈关亨. 上市公司财务敏感区间与项目的审计意见[J]. 会计研究, 2005(7): 32-38.
- [22] PALMROSE Z. An analysis of auditor litigation and audit service quality[J]. The Accounting Review, 1988, 63(1): 55-73.
- [23] DEANGELO H, SKINNER D J. Accounting choice in troubled companies[J]. Journal of Accounting & Economics, 1994, 17(1/2): 113-143.
- [24] PRESS E G, WEINTROP J B. Accounting-based constraints in public and private debt agreements[J]. Journal of Accounting & Economics, 1990, 12(1-3): 65-95.
- [25] DEFOND M L, JIAMBALVO J. Debt covenant violation and manipulation of accruals[J]. Journal of Accounting & Economics, 1994, 17(1/2): 145-176.
- [26] KRISHNAN G V. Does big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? [J]. Accounting Horizons, 2003, 17(Supplement): 1-16.
- [27] CHEN C J E, CHEN S, SU X. Profitability regulation, earnings management, and modified audit opinions: evidence from china[J]. Auditing, 2001, 20(2): 9-30.
- [28] 夏立军. 盈余管理计量模型在中国的股票市场的应用研究[J]. 中国会计与财务研究, 2003(2): 94-121.
- [29] FIRTH M, SMITH A. The accuracy of profit forecasts in initial public offering prospectuses[J]. Accounting and Business Research, 1992, 22(87): 239-247.
- [30] KINNEY W R, MARTIN R D. Does auditing reduce bias in financial reporting? a review of audit-related adjustment studies[J]. Auditing, 1994, 13(1): 149-159.
- [31] NELSON M W, ELLIOTT J A, TARPHEY R L. Evidence from auditors about managers' and auditors' earnings management decisions [J]. Accounting Review, 2002, 77(4): 175-202.

The Relationship between Auditor Tenure and Audit Quality : Empirical Research Based on the Stock Market in China

Shi Shaobing

(School of Statistics & Applied Mathematics, Anhui University of Finance & Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract : According to the data of the listed firms (A-share) receiving clean audit opinions during 2000 to 2005 in the Chinese Stock Market, this paper explores the relations between CPA tenure as well as audit-firm tenure and audit quality by means of the absolute abnormal accruals as proxies for audit quality. It draws the conclusion that, with other variables being fixed, both CPA tenure and audit-firm tenure and the audit quality are in reverse 'U' shape. Further analysis indicates that, when audit-firm tenure is less than 8 years and CPA tenure is less than 4 years respectively, increasing audit tenure has positive effects on improving audit quality. However, when both tenures once exceed the figures mentioned above (8 and 4 respectively), the extension of audit tenure will have negative effect on audit quality.

Key words : audit-firm tenure; CPA tenure; the discretionary accruals; audit quality