

学习效应、私人关系、 审计任期与审计质量

刘启亮 唐建新

一、问题的提出

自美国颁布《萨班斯——奥克斯利法案》(2002),要求实施审计项目合伙人五年期强制轮换规定以来,审计轮换规定便成了监管部门和学术界等关注的热点。籍此,中国等国家也积极借鉴美国的做法,颁布了签字会计师五年期强制轮换的规定。但是,从北美近期的研究文献来看,尚无相关证据支持审计师轮换之规定,一些学者(Geiger和Raghunandan, 2002; Myers et al., 2003; Myers et al., 2004; Ghosh and Moon, 2005; Blouin et al., 2007)主要基于美国审计市场发现,审计任期越长,审计质量越好。

审计质量是发现并报告财务报告误述的联合概率,其中,前者受审计师专业能力的影 响,后者则取决于审计师的独立性(DeAngelo, 1981)。Mautz和Sharaf(1961)认为审计师与客户的长任期可以提高审计师的专业能力,但同时,审计师与客户建立联系的时间越长,审计人员越会缺乏挑战精神,越不倾向于运用新的审计程序,并不再保持合理的职业谨慎态度,即审计师与客户的密切关系可能会影响审计师的独立性。目前的研究均忽略了审计师与客户可能存在的私人关系及其对审计独立性的影响,因而还存在诸多不足,其结论也值得进一步思考。具体而言,包括:(1)没有细分审计师与客户之间的关系。目前的文献只是从总体上较为粗略地发现了审计任期与审计质量的关系特征,而没有较好地解释为什么会存在这种关系特征。(2)现有的主要文献要么是基 于事务所的任期(如Carey和Simnett, 2006),要么是基 于审计合伙人的任期(如Johnson et al., 2002; Ghosh和Moon, 2005; Myers et al., 2003; Chen et al., 2008)来展开研究,没有同时考虑到事务所任期和审计合伙人任期对审计质量的影响。因此,得出的结论可能无法具体表明是哪一种任期影响了审计质量。本文试图在考虑这些问题的前提下,来研究签字审计师任期对审计质量的影响,以在目前研究的基础上作进一步拓展,也为相关的监管规定提供进一步的经验证据。

本文后面的安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是制度背景与研究假设;第四部分是研究设计,包括变量设定、数据来源及检验模型等;第五部分是实证结果;第六部分是进一步分析与稳健性测试;最后是结论。

二、文献回顾

审计质量受审计师专业能力及其独立性的联合影响。由于受两者的联合影响,就使审计任期与审计质量的关系具有不确定性,需通过实证检验来提供相关证据。关于审计师任期对审计质量的影响,历来存在正反两面的不同看法。

一些持否定意见的学者认为审计师任期越长,对审计质量就越存在负面影响。随着审计师任期的延长,审计人员与被审单位沟通不断增多,审计人员同被审单位及其有关管理人员的关系自然越来越密切。在这种情况下,他们会自觉或潜意识地关心被审单位的利益,从而可能为了避免审计意见对被审单位产生不利影响而放弃应坚持的原则。同时,随着他们对被审单位信任的加深,审计人员也可能不深入调查了解客户的真实情况而听信被审单位提供的各种书面或口头证据,进而降低审计质量。如Mautz和Sharaf, 1961; Catanach和Walker, 1991等。少数的实证文献也支持审计师任期的延长对审计质量有负面影响。如Davis et al. 2002; Chi和Huang, 2005; Carey和Simnett, 2006; Blouin et al. 2007等。

支持审计师任期对审计质量有正面影响的学者认为,在诉讼规避和顾及声誉的环境下,随着审计师任期的延长,审计师将获得特定客户的专门知识和对特定风险的了解,减少对管理者估计的依赖,提升其专业能力,进而更有助于审计质量的提高(Petty和Cuganesan, 1996; Myers et al., 2003)。而新轮换的审计师缺乏通过经验积累而形成的对客户经营特质的了解,缺乏对特定客户的专门知识的积累,因而其保持审计独立性的能力受限(Dunham, 2002)。美国AICPA(1992)分析了发生于1979-1991年的406个审计失败个案,发现审计第一年及第二年期间发生的失败案例几乎是其他任期的3倍。从实证方面看,Myers et al. (2003)和Ghosh和Moon(2005)以异常应计数作为审计质量的替代变量,发现在美国审计任期越长,审计质量越好。另外,Myers et al. (2003)以报表重编来衡量审计质量,其实证结果也并未发现审计师任期延长对审计质量有负面影响。Myers et al. (2004)比较了美国证券市场上1997年1月至2001年10月间公告过会计报表重述的公司与配对公司在审计任期上的差异。结果表明,没有明显的证据支持长审计任期损害了审计质量。

就国内而言,关于审计师任期与审计质量的关系,主要是从事务所层面来考察的,而且结论也存在较大的差异。余玉苗、李琳(2003)对审计任期与审计质量的关系进行了理论分析。他们认为,在长审计任期情况下,既存在损害审计质量的因素也存在提高审计质量的因素,因此不能简单地得出审计任期的延长会提高或是降低审计质量的结论。陈信元等(2006)和夏立军等(2005)分别以盈余管理和审计意见类型作为审计质量的替代变量,没有发现审计任期损害审计师独立性的证据,相反,审计任期却有可能改善审计师专业技能而提高审计质量。陈信元等(2006)、刘启亮(2006)考察了事务所任期与审计质量的关系,两篇文章均以操纵性应计利润绝对值作为审计质量的替代变量,分别采用2000-2002期间和1998-2004期间的上市公司为样本,陈信元等(2006)发现审计任期与审计质量呈倒U型关系,但刘启亮(2006)只在正向盈余管理的子样本中发现两者倒U型关系,而在总样本中,两者显著正相关,即随着事务所任期的延长,上市公司盈余管理的空间越来越大。余宇莹、刘启亮等(2008)发现随着签字会计师任期的

延长, 审计质量得到显著改善, 且在长任期(>5年), 任期对公司盈余管理的抑制作用明显大于短任期(≤5年)。

综上, 除美国的实证文献总体上支持审计师任期的延长有助于审计质量的提高之外, 其他国家均没有较为稳健的一致性结论。特别值得注意的是, 这些研究都是以任期作为测试变量来分析它和审计质量的关系, 没有细分审计师与客户之间的关系及同时考虑事务所任期和签字师任期, 并对这种关系特征作出解释。因此, 对此问题需作进一步的深入研究。

三、制度背景与研究假设

(一) 制度背景与审计聘任关系类型。

根据中国注册会计师法的规定, 会计师事务所是依法设立并承办注册会计师业务的机构, 注册会计师不得以个人名义承接业务。同时, 根据中国审计准则关于审计报告的规定, 注册会计师应当在审计报告中清楚地表达对会计报表整体的意见, 对出具的审计报告负责, 并在审计报告上签名盖章。审计报告应当载明会计师事务所的名称和地址, 并加盖会计事务所公章。对于出具虚假审计报告的行为, 将由会计师事务所和签字注册会计师承担相应的法律责任。这样, 在中国, 就形成了事务所和签字审计师共同承担责任, 同时签字盖章的制度。

由于财务报告是由签字审计师审计并签发审计意见, 客户和事务所的接触也主要是通过签字审计师来进行的, 因此, 客户和签字审计师保持良好的关系对双方而言都显得尤为重要。当然, 签字审计师与客户的关系还会受到审计师因审计失败所遭受的法律惩罚的影响, 由于激烈的竞争市场使得审计师处于不利地位, 一旦客户提出一些不合情理的要求时, 签字审计师会基于诉讼风险等来考虑客户的要求。这样, 就容易使部分签字审计师和客户之间形成一种密切的私人关系。在中国审计市场, 这种私人关系的一个突出表现就是, 由于签字审计师与客户的密切关系, 当签字审计师跳槽到其他事务所, 或签字审计师因所在的原事务所解散而到其他事务所工作时, 签字审计师能够带走原有的客户并继续对客户进行审计, 形成了换“事务所”不换“审计师”的特有现象。这就意味着, 面对这样一个客户, 客户聘用事务所的聘期可能小于签字审计师对客户的审计任期。

鉴于此, 本文利用事务所任期与签字审计师任期来细分审计师与客户之间的关系类型。那就是, 如果事务所任期小于签字审计师任期, 就表明签字审计师与客户之间存在密切的私人关系, 他们之间的关系可能有违审计职业的要求, 属于异常聘任关系; 如果事务所任期大于或等于签字会计师任期, 就说明他们之间可能没有密切的私人关系, 他们之间的关系符合审计职业的要求, 属于正常聘任关系。

(二) 审计聘任关系与研究假设。

DeAngelo(1980)认为, 在审计过程中, 审计师通过实践会产生学习效应优势。形成这种现象的原因是, 随着审计师任期的延长, 审计次数的不断增加, 审计人员将能更深入地了解客户的生产经营特点和交易流程、运营体系和内部控制系统、行业的市场竞争地位、所采用的会计政

策等, 从而更好地鉴别客户会计报表的风险, 采取有效的审计程序、搜集适当的审计证据, 最终有利于提高审计质量。如果审计师与客户之间保持正常的审计聘任关系, 审计师按照市场经济的要求和审计执业的规定来开展审计业务, 那么, 随着任期的延长, 学习效应对审计质量的促进作用可能会比较明显。同时, 审计师与客户之间的正常聘任关系对审计师独立性的影响也会比较弱, 因而, 随着审计师任期的延长, 审计质量会越来越高。过去的研究也表明, 审计失败发生于新委托客户的情况最多(Berton, 1991; Petty和Cuganesan, 1996; Palmrose, 1986, 1991; AICPA, 1992)。Geiger和K.Raghunandan(2002)选取117家1996—1998年间的美国破产企业对这一问题作了研究, 考察他们在破产前的会计师事务所任期, 并将审计师在破产企业破产前没有对其财务报表发表持续经营问题的修订性审计报告认定为一种审计失败。统计结果表明, 处于审计师任期早期的审计人员更容易受到客户的影响, 这种影响随任期延长而逐年减少; 在任期长达5年之后, 审计师任期的作用消失。当然, 审计师与客户之间的长任期可能会导致审计人员对客户的会计系统和对自已所采用的审计程序形成思维定式, 从而在后期对学习效应、进而对审计质量造成一定的负面影响。但从总体上, 学习效应对审计质量的促进作用可能会大于这种负面影响。基于此, 本文提出如下假设:

H1: 在审计师与客户保持正常聘任关系的情况下, 随着签字审计师任期的延长, 审计质量会逐渐提高。

同时, 如果审计师与客户是异常聘任关系, 那么, 如前所述, 随着审计师任期的延长, 审计人员与被审单位沟通的不断增多, 审计人员同被审单位及其有关管理人员的关系自然越来越密切。在这种情况下, 他们会自觉或潜意识地关心被审单位的利益, 从而可能为了避免审计意见对被审单位产生不利影响而放弃应坚持的原则, 使其独立性受损, 也有损于学习效应对审计质量的积极作用。因此, 审计质量会随着签字审计师任期的延长逐渐下降。基于此, 本文提出如下假设:

H2: 在审计师与客户保持私人关系的情况下, 随着签字审计师任期的延长, 审计质量会逐渐降低。

四、研究设计

(一) 变量设定。

1. 审计质量的衡量。

本文借鉴多数文献的做法(Warfield et al., 1995; Francis et al., 1999; Davis et al., 2002; Meyers et al., 2003), 同时, 也为与近期文献一致(如Myers et al., 2003; Ghosh and Moon, 2005; Carey and Simnett, 2006; Blouin et al., 2007; Chen et al., 2008), 以可操纵性应计数(DA)的绝对值(以 $|DA|$ 表示), 衡量审计师允许管理当局进行盈余管理的空间。已有研究发现, 截面Jones模型估计出的可操纵性应计数能够有效地衡量公司盈余管理的程度(Subramanyam, 1996; Bartov et al., 2001; Kothari et al., 2005)。Kothari et al.(2005)对比了不同可操纵性应计数的计算方法,

发现以当期总资产利润率进行匹配的方法最佳,在 Jones 模型基础上增加当期总资产利润率的结果次之。结合两项研究结果,本文在调整后的 Jones 模型中加入业绩控制变量,来估计出可操纵性应计数 (DA_t) (文中称之为 DA_1)。首先,运用不同行业不同年份的数据对模型 (1) 进行 OLS 回归取得参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$, 再将其代入模型 (2) 中计算得出不可操纵性应计数,最后将计算所得的不可操纵性应计数代入模型 (3) 估计出可操纵性应计数 (DA_t)。

$$GA_t/A_{t-1} = \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/A_{t-1}) + \alpha_4 ROA_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$NDA_t = \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/A_{t-1}) + \alpha_4 ROA_t \quad (2)$$

$$DA_t = TA_t/A_{t-1} - NDA_t \quad (3)$$

其中, $GA_t = EBXI_t - CFO_t$, 其中 $EBXI_t$ 为第 t 期经营利润, CFO_t 为第 t 期的经营活动现金流量; A_{t-1} : 第 $t-1$ 期期末总资产; NDA_t : 经过 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 期的非操控性应计数; ΔREV_t : 第 t 期和第 $t-1$ 期主营业务收入的差额; PPE_t : 第 t 期期末总的厂、设备等固定资产价值; ROA_t : 第 i 家公司第 t 期的总资产利润率, 当年的净利润除以期末的总资产; $TA_t/A_{t-1} = NI_t - CFO_t$, 其中 NI_t 为第 t 期净利润, CFO_t 为第 t 期的经营活动现金流量;

同时,为增强文中结论的可靠性,本文同时采用了基本 Jones 模型来计算 DA (文中称之为 DA_2)。首先,运用不同行业不同年份的数据对模型 (4) 进行 OLS 回归取得参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$, 再将其代入模型 (5) 中计算得出不可操纵性应计数,最后将计算所得的不可操纵性应计数代入模型 (6) 估计出可操纵性应计数 (DA_t)。

$$TA_t/A_{t-1} = \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$NDA_t = \alpha_1 (1/A_{t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_t/A_{t-1}) + \alpha_3 (PPE_t/A_{t-1}) \quad (5)$$

$$DA_t = TA_t/A_{t-1} - NDA_t \quad (6)$$

其中, $TA_t = NT_t - CFO_t$, 其中 NT_t 为第 t 期净利润, CFO_t 为第 t 期的经营活动现金流量; A_{t-1} : 第 $t-1$ 期期末总资产; NDA_t : 经过 $t-1$ 期期末总资产调整后的第 t 期的非操控性应计数; ΔREV_t : 第 t 期和第 $t-1$ 期主营业务收入的差额; PPE_t : 第 t 期期末总的厂、设备等固定资产价值。

2. 解释变量

在签字会计师任期的衡量上,本文从公司上市之年开始计算签字会计师任期,取两个签字会计师的较长任期作为他们的审计任期,只要前后两年有一位签字会计师连续审计,即视为任期的延续,予以累加任期。当出现签字会计师跳槽或事务所撤销时,公司当年仍由上一年的签字会计师审计,则签字会计师任期同样予以累加。

对于事务所任期的计量,本文没有使用上市公司披露的

事务所任期数据,而是直接根据上市公司上市当年起历年的事务所聘任信息来确定事务所任期。具体来说,我们把公司上市当年审计作为事务所任期的第一年,如果以后未发生事务所变更,那么事务所任期按年累加;如果发生事务所变更,那么将变更当年作为新任事务所任期的第一年;如果发生事务所合并,那么合并前后的事务所任期连续计算。

私人关系 (Relation, 哑变量) 的定义是: 如果签字会计师任期大于签字师所在事务所的任期,则视签字会计师与客户之间保持着较为密切的私人关系,取值为 1; 否则,视为正常聘任关系,取值为 0。

3. 控制变量。

BIG15 是虚拟变量,用以控制事务所规模对可操纵性应计数的影响 (DeAngelo, 1981; Becker et al., 1998; Francis et al., 1999; Francis 和 Krishnan, 1999; Myers et al., 2003)。本文以证监会会计部发布的《具备执行 A 股公司审计的会计师事务所名单》(会计部便函 [2002]25 号) 中的 15 家事务所作为我国的大型事务所。如果负责公司当年年度报告审计的是 15 家事务所或该事务所的前身,则 BIG15 取 1, 否则取 0。另外,很多实证文献表明,成长型公司 (GW) 的可操纵性应计数绝对值较大 (Ghosh and Moon, 2005), 总资产利润率 (ROA)、负债比例 (LEV)、公司规模 (SIZE)、现金流量 (CFO) 及审计意见类型 (OP) 与盈余管理有关 (Warfield et al., 1995; Becker et al., 1998; Dechow et al., 1995; Myers et al., 2003), 因此在模型中也将其纳入了控制变量。

(二) 样本选择和数据来源。

中国大陆实施签字审计师任期轮换规定的日期是 2004 年 1 月 1 日,而在该时间审计的正是公司 2003 年的年报,因而,它或多或少都会对上市公司 2003 年度的审计报告产生一些影响,故本文的样本期间截至到 2002 年。另外,本文计算总应计数采用的是现金流量表法,而我国现金流量表的编制始于 1998 年,因此,本文选择 1998-2002 年作为研究期间。

同时,为避免小样本造成的误差,剔除了 1998-2002 期间年度公司观察值不足 10 个的行业。由于金融保险行业公司应计利润与其他行业相比具有独特的特征,不适用于 Jones 模型,故从样本中剔除。这样,共获 3377 个年度观察值 (见表 1), 其中,正常关系组的样本观察值为 3214 个,异常关系组的样本观察值为 163 个,样本观察值的行业分布见表 2。

表 1 样本收集过程

	观察值个数
1998-2002 年非金融行业的观察值 A	4597
减: 1998-2002 年所处行业不足 10 家公司的观察值 B	82
计算 DA 的观察值 C=A-B	4515
减: 1998 至 2002 年签字会计师任期数据缺省的观察值 D	1122
1997-2001 年间主营业务收入为 0 的观察值 E	16
最后不平衡样本观察值 F=C-D-E	3377

表2 总样本的行业分布情况

具体行业	正常关系组		异常关系组	
	公司/ 年度观察值	%	公司/ 年度观察值	%
采掘业	17	0.53	4	2.45
传播与文化产业	13	0.40	2	1.23
电力、煤气及水生产和供应业	128	3.98	16	9.82
房地产业	142	4.42	4	2.45
交通运输、仓储业	104	3.24	9	5.52
农、林、牧、渔业	51	1.59	11	6.75
批发和零售贸易	317	9.86	11	6.75
社会服务业	103	3.20	8	4.91
信息技术业	198	6.16	14	8.59
制造业	1827	56.85	68	41.72
电子	97	3.02	5	3.07
纺织、服装、皮毛	101	3.14	4	2.45
金属、非金属	306	9.52	14	8.59
机械、设备、仪表	541	16.83	16	9.81
食品、饮料	138	4.30	1	0.61
石油、化学、塑胶、塑料	389	12.10	17	10.43
医药、生物制品	168	5.23	8	4.91
造纸、印刷	65	2.02	1	0.61
其他	22	0.69	2	1.23
建筑业	34	1.06	5	3.07
综合类	280	8.71	11	6.75
合计	3214	100	163	100

上市公司的行业分类标准采用中国证监会的分类标准，由于制造业所包括的上市公司数量众多采用二级分类，其他行业皆采用一级分类。本文的上市公司财务数据来自国泰安信息技术有限公司(CSMAR)的中国上市财务数据库，签字会计师任期和事务所任期的数据是作者在CSAMR的中国上市公司财务报告审计意见数据库披露数据的基础上通过手工逐年收集、核对获得。本文所采用的统计软件为SPSS11.0。

(三) 回归模型。

本文的回归模型如下：

$$|DA_{it}| = \beta_0 + \beta_1 CPA_{it} + \beta_2 CPA_{it} * Relation + \beta_3 Relation + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 BIG15_{it} + \beta_6 GW_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 CFO_{it} + \beta_9 SIZE_{it} + \beta_{10} OP_{it} + \beta_{11} TENURE_{it} + \xi_{it} \quad (5)$$

其中：

$|DA_{it}|$ ：第i家公司第t期可操纵性应计数的绝对值；

DA_{it}^+ (DA_{it}^-)：第i家公司第t期的正向可操纵性应计数 (负向可操纵性应计数)；

CPA_{it} ：第i家公司第t期的任期年数最长的签字会计师任期数，以年数计算；

$Relation$ ：哑变量，如果签字师任期大于签字师所在事务所的任期，则视签字师与客户之间保持着较为密切的私人关系，取值为1，否则，值为0；

ROA_{it} ：第i家公司第t期的总资产利润率，等于当年的净利润除以期末的总资产；

$BIG15_{it}$ ：第i家公司第t期聘请的事务所为15大(或其前身)取值1，否则为0；

GW_{it} ：第i家公司第t期的销售收入成长率，等于主营业务收入变化额与其上年数的比值；

LEV_{it} ：第i家公司第t期的负债比率，等于当期负债总额除以当期资产总额；

CFO_{it} ：第i家公司第t期经营活动的现金流量除以期初总资产；

$SIZE_{it}$ ：第i家公司第t期期末资产总额取自然对数；

OP_{it} ：第i家公司第t期期末被出具审计意见类型，若被出具非标意见取1，否则取0；

$TENURE_{it}$ ：第i家公司第t期期末所聘请审计事务所的年限，若事务所发生合并后客户所聘请的是合并后的事务所，则认为是原事务所任期的延长。

五、单变量分析

表3显示， $|DA_{1t}|$ 的均值分别为0.0726，中位数分别为0.0492， $|DA_{2t}|$ 的均值分别为0.0725，中位数分别为0.0478。签字会计师任期的均值为2.9523年，中位数为3年，最长任期为10年，最短任期为1年。在正常关系子样本组(见图1)，随着签字会计师任期的延长，盈余管理空间逐渐缩小，审计质量逐渐提高。在异常关系子样本组(见图2)，随着签字会计师任期的延长，盈余管理空间逐渐放大，审计质量逐渐降低。同时，按照签字审计师任期，对正常关系组和异常关系样本组分别按每隔两年进行分组，共分为5组：1-2年组、3-4组、5-6年组、7-8年组、9-10年组(见表4)，可以看出，对于正常关系样本组，随着签字审计师任期的延长， $|DA_{1t}|$ 和 $|DA_{2t}|$ 的均值均逐渐变小，在9-10年组有所上升。这可能是由于学习效应对审计质量的促进作用有一个较长的过程，在审计关系的早期，它对审计质量的促进作用比较有限，随着任期的延长，签字审计师增加对客户特定知识的了解以后，学习效应对审计质量的提升作用会比较明显。与此同时，由于审计师与客户的长任期，可能导致审计人员对客户的会计系统和对自已所采用的审计程序形成思维定式，从而会对学习效应、进而可能对审计质量会造成一定的负面影响，因而在任期的后期，学习效应对审计质量的积极影响会有所减弱。在异常关系组，则是随着签字审计师任期的延长， $|DA_{1t}|$ 和 $|DA_{2t}|$ 的均值基本上逐渐变大。同时，表4可以看出，在1-2年组和3-4组，正常关系组和异常关系组 $|DA_{1t}|$ 和 $|DA_{2t}|$ 的均值比较接近，但是在5-6年组、7-8年组和9-10年组比较，正常聘任关系组的 $|DA_{1t}|$ 和 $|DA_{2t}|$ 的均值比异常聘任关系组小。相关性检验(见表5)发现：不论是Spearman检验还是Pearson检验，在正常关系组字样本(表5A)中， $|DA_{1t}|$ 与签字会计师任期相关系数均在1%显著性水平下为负，其中，Spearman检验的系数为-0.057，Pearson检验的系数为-0.058。在存在私人关系的子样本组(表5B)中，不论是Spearman检

验还是 Pearson 检验, $|DA_1|$ 与签字会计师任期的相关系数均正相关, 但不显著。

综上所述, 在正常聘任关系子样本组, 随着签字会计师任期的延长, 审计质量逐渐提高。在异常聘任关系子样本组中, 随着审计师任期的延长, 审计质量基本上逐渐降低。以上是单变量分析, 其结果有待进一步检验。

表3 全样本的描述性统计

	Mean	Median	Minimum	Maximum	StdDev
$ DA_1 $	0.0726	0.0492	0.0000	1.5421	0.0907
DA_1	-0.0067	-0.0027	-1.5421	1.2474	0.1160
$ DA_2 $	0.0725	0.0478	0.0000	1.5420	0.0898
DA_2	-0.0024	0.0001	-1.5420	1.2521	0.1154
CPA	2.9523	3	1	10	1.7149
ROA	0.0159	0.0374	-9.9819	0.3767	0.2659
BIG15	0.2336	0	0	1	0.4232
GW	1E+09	0.1058	-4.4110	2.38E+12	5.4411E+10
LEV	0.4685	0.4387	0.0000	10.3751	0.3619
CFO	0.0415	0.0382	-1.3651	1.3534	0.0917
SIZE	20.889	20.831	17.5533	26.6323	0.8741
OP	0.1602	0	0	1	0.3668
TENURE	4.2153	4	1	11	2.3569

表4 按签字审计师任期分组的 $|DA|$ 均值比较

	年度	1-2年	3-4年	5-6年	7-8年	9-10年
正常关系组 (n=3214)	$ DA_1 $	0.0777	0.0684	0.0670	0.0624	0.0670
	$ DA_2 $	0.0775	0.0688	0.0668	0.0598	0.0626
异常关系组 (n=163)	$ DA_1 $	0.0734	0.0634	0.0816	0.1150	0.1238
	$ DA_2 $	0.0723	0.063	0.0811	0.1171	0.0999

表5

变量的相关性检验

Table5A	$ DA_1 $	CPA	ROA	BIG15	GW	LEV	CFO	SIZE	OPIN	TENURE
$ DA_1 $		-0.058**	-0.380**	.006	-.014	.330**	-.101**	-.130**	.144**	-.012
CPA	-.057**		.024	.182**	-.012	-.025	.059**	.124**	-.019	.606**
ROA	.000	-.030		-.017	.003	-.764**	.378**	.140**	-.207**	.006
BIG15	-.023	.162**	-.003		-.012	.025	.036*	.167**	.076**	.155**
GW	.003	.038*	.316**	.023		-.004	.000	-.013	-.011	.005
LEV	.105**	.020	-.482**	.027	-.004		-.299**	-.092**	.291**	.018
CFO	-.084**	.054**	.317**	.068**	.187**	-.182**		.137**	-.154**	.061**
SIZE	-.106**	.118**	.012	.166**	.095**	.099**	.146**		-.126**	.157**
OPIN	.095**	-.032	-.363**	.076**	-.193**	.283**	-.182**	-.110**		-.048**
TENURE	-.049**	.611**	-.121**	.142**	.011	.109**	.068**	.143*	-.047**	
Table5B	$ DA_1 $	CPA	ROA	BIG15	GW	LEV	CFO	SIZE	OPIN	TENURE
$ DA_1 $.129	-.180*	.060	.166*	.226**	.068	-.052	.030	.035
CPA	.063		-.222**	.030	-.091	.092	.079	.197*	-.066	.801**
ROA	.128	-.272**		.014	.113	-.629**	.350**	.010	-.336**	-.064
BIG15	.023	.049	-.006		.243**	.073	.096	.094	-.120	-.138
GW	.067	-.073	.269**	.204**		.035	.079	-.032	-.104	-.079
LEV	.049	.073	-.515**	.106	-.017		-.261**	-.092	.290**	-.011
CFO	-.051	.044	.327**	.118	.221**	-.287**		.205**	-.242**	.093
SIZE	-.107	.239**	-.145	.124	.151	.026	.283**		-.061	.146
OPIN	-.012	-.027	-.374**	-.120	-.299**	.242**	-.274**	-.068		-.102
TENURE	-.021	.700**	-.144	-.107	-.038	.005	.052	.151	-.066	

说明: (1) Table 5A 是正常聘任关系子样本组的结果, Table 5B 是异常聘任关系子样本组的结果。(2) **表示在 0.01 (双尾) 水平下显著, *表示在 0.05 (双尾) 水平下显著。(3) 左下部分是 spearman 系数, 右上部分是 pearson 系数。(4) 由于 $|DA_2|$ 的结果与 $|DA_1|$ 类似, 为节省篇幅, 本处未将 $|DA_2|$ 的结果列示。

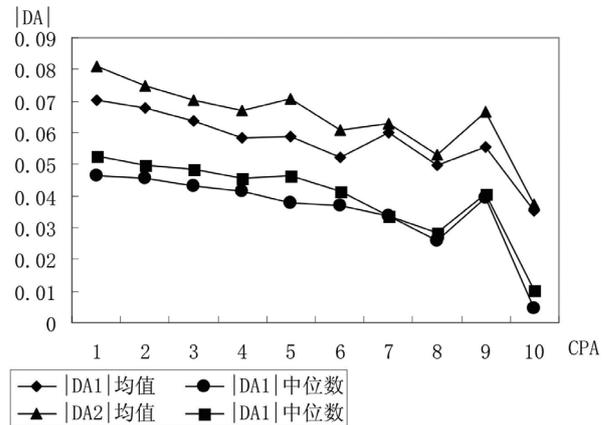


图1 在正常聘任关系下, 签字师任期与盈余管理空间 ($|DA|$) 的关系

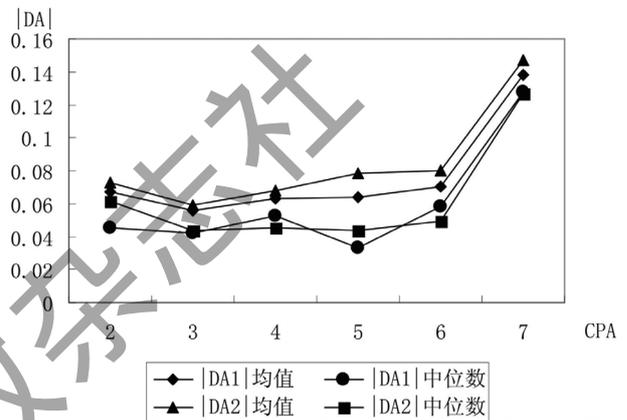


图2 在异常聘任关系下, 签字师任期与盈余管理空间 ($|DA|$) 的关系

六、实证结果分析

如表6所示,在控制其它变量的影响后,总体上发现,当以|DA|衡量盈余管理的弹性空间时,签字会计师任期与可操纵性应计数绝对值显著为负。这说明随着签字会计师任期的延长,审计质量越高。这与美国近期的发现一致(Geiger and Raghunandan, 2002; Myers et al., 2003; Myers et al., 2004; Ghosh and Moon, 2005; Blouin et al., 2007)。但是,在纳入交乘项CPA*Relation后,发现交乘项的系数基本显著为正,这表明在不同的审计师客户关系类型下,签字审计师与审计质量的关系存在差异,即在异常聘任关系中,随着审计师任期的延长,审计质量会逐渐降低,而在正常聘任关系下,随着审计师任期的延长,审计质量会逐渐提高。这个发现与美国近期的发现不一致,而与本文假设1和2的预期一致。同时,事务所任期对审计质量的影响并不显著。

进一步,将全部样本分为两组子样本:一个是正常聘任关系样本组,也就是事务所任期大于或等于签字师任期的样本组;另一个是异常聘任关系样本组,即存在私人关系的样本组,也就是事务所任期小于签字师任期的样本组。在此基础上,分别检验签字师任期与审计质量之间的关系。

在正常聘任关系样本组中,结果如表7所示,仍然是随着签字师任期的延长,审计质量逐渐提高,表明学习效应对审计质量的提升作用比较明显,而事务所任期对审计质量的影响则没有一致性结论。

由于事务所任期和签字会计师任期对盈余管理可能存在交互影响而不易区分它们各自对盈余管理的影响,这就需进一步在控制事务所任期的前提下,来研究签字会计师任期对盈余管理的影响,使得签字会计师对盈余管理影响作用的结论更为稳健。另外,由于学习效应对审计质量的促进作用有一个较长的过程,在审计关系的早期,它对审计质量的促进作用比较有限,随着任期的延长,审计师增加对客户特定知识的了解以后,学习效应对审计质量的提升作用会比较明显。与此同时,由于审计师与客户的长任期,可能导致审计人员对客户的会计系统和对自已所采用的审计程序形成思维定式(Mautz和Sharaf, 1961),从而会对学习效应、进而可能对审计质量会造成一定的负面影响。这就意味着,学习效应对审计质量的促进作用在审计任期的早期影响有限,在任期的中期对审计质量的促进作用最好,在审计任期的后期,会有所下降。

表6 任期、学习效应、私人关系与审计质量

Totalsample	预期符号	DA ₁		DA ₂	
Constant		.182 (.000)	.185 (.000)	.249 (.000)	.252 (.000)
CPA	?	-.003 (.000)	-.004 (.000)	-.003 (.006)	-.003 (.002)
CPA*Relation	?		.007 (.044)		.007 (.100)

Relation	?		-.026 (.077)		-.023 (.213)
ROA	-	-.021 (.005)	-.021 (.005)	-.097 (.000)	-.097 (.000)
BIG15	?	.003 (.320)	.003 (.287)	.002 (.524)	.003 (.471)
GW	+	-2.597E-14 (.406)	-2.614E-14 (.403)	-2.471E-14 (.346)	-2.483E-14 (.344)
LEV	+	.024 (.000)	.024 (.000)	.023 (.000)	.023 (.000)
CFO	-	3.409E-11 (.835)	3.364E-11 (.837)	.038 (.025)	.038 (.026)
SIZE	-	-.006 (.000)	-.006 (.000)	-.009 (.000)	-.009 (.000)
OP	?	-.004 (.280)	-.004 (.287)	.012 (.005)	.012 (.005)
TENURE	+	.001 (.048)	.001 (.045)	.001 (.220)	.001 (.158)
n		3377	3377	3377	3377
R ²		.042	.043	.151	.152
Adjust-R ²		.004	.040	.149	.149
F值		16.523	13.897	65.577	54.785
P.(F-sta)		(.000)	(.000)	(.000)	(.000)

说明:(1)n为样本观察值个数;(2)括号内为P值。下同。

基于上述两个方面的原因,本文仿照刘启亮等(2008)和Carcy and Simnett(2006)的做法,将正常聘任关系组样本按照事务所任期(每组间隔两年)进一步分为1-2年、3-4组、5-6组、7-8组、9-10组子样本,以此控制事务所任期的影响,来检验签字审计师任期与审计质量的关系,籍此了解学习效应、审计师固定思维可能对审计质量的影响过程。如表8所示,在控制事务所任期以后,在不同事务所任期的子样本组间,随着签字审计师任期的延长,学习效应对审计质量有一个明显的逐步提高的过程,在5-6年组子样本中,学习效应对审计质量的积极影响达到最好,之后,学习效应对审计质量的积极影响有所减弱,其中在7-8年组,P值在21%左右,在9-10年组,P值在30%左右。在这里,学习效应减弱的原因可能在于:(1)如前所述,可能是审计师与客户保持较长的任期以后,审计师对客户的会计系统和对自已所采用的审计程序形成固定思维,从而缺乏挑战精神,对审计质量形成一定的负面影响;(2)由于上市年限较短的公司,其盈余管理行为可能异于一般的公司(Lev和Zarowin, 1999)。从1998-2002年间,在7-8年组、9-10年组样本可能存在较多的新上市和退市的公司,从而对结果产生了影响。

表7 正常聘任关系、学习效应、审计任期与审计质量

Sub-sample I	预期符号	DA ₁	DA ₂
Constant		.238 (.000)	.253 (.000)
CPA	?	-.004 (.001)	-.003 (.002)
ROA	-	-0.108 (.000)	-0.097 (.000)
BIG15	?	.002 (.490)	.002 (.566)

GW	+	-2.294E-14 (.389)	-2.488E-14 (.348)
LEV	+	0.02 (.002)	0.022 (.001)
CFO	-	0.064 .000	0.035 (.044)
SIZE	-	-0.008 (.000)	-0.009 (.000)
OP	?	0.014	0.012

		(.002)	(.004)
TENURE	+	.001 (.063)	.001 (.125)
n		3214	3214
R ²		.163	.154
Adjust-R ²		.16	.152
F 值		69.199	64.976
P. (F-sta)		(.000)	(.000)

表8 在控制事务所任期的情况下,学习效应、签字会计师任期与审计质量

	1-2年组		3-4年组		5-6年组		7-8年组		9-10年组	
	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂
常数	.204 (.003)	.251 (.000)	.214 (.002)	.207 (.002)	.231 (.000)	.255 (.000)	.226 (.073)	.255 (.044)	.107 (.408)	.123 (.342)
CPA	-.003 (.602)	-.003 (.560)	-.004 (.190)	-.003 (.226)	-.004 (.012)	-.004 (.016)	-.003 (.214)	-.003 (.228)	-.002 (.304)	-.002 (.325)
ROA	-.075 (.000)	-.064 (.000)	-.260 (.000)	-.231 (.000)	-.332 (.000)	-.335 (.000)	-.157 (-.032)	-.161 (-.028)	-.189 (.000)	-.182 (.000)
BIG15	.010 (.158)	.007 (.318)	-.014 (.044)	-.012 (.077)	.008 (.123)	.008 (.139)	.008 (.466)	.008 (.466)	.007 (.554)	.006 (.598)
GW	.000 (.074)	.000 (.251)	.000 (.683)	.000 (.650)	.000 (.379)	.000 (.360)	.000 (.978)	.000 (.651)	.024 (.019)	.024 (.023)
LEV	.014 (.161)	.017 (.118)	.008 (.463)	.013 (.218)	.026 (.059)	.022 (.114)	.051 (.070)	.047 (.092)	.104 (.001)	.109 (.000)
CFO	-.015 (.649)	-.040 (.231)	.221 (.000)	.190 (.000)	.045 (.116)	.024 (.393)	-.224 (.000)	-.248 (.000)	.052 (.398)	-.015 (.805)
SIZE	-.007 (.042)	-.009 (.009)	-.006 (.057)	-.006 (.056)	-.008 (.006)	-.009 (.002)	-.007 (.234)	-.008 (.159)	-.004 (.508)	-.005 (.435)
OP	.017 (.018)	.018 (.018)	.007 (.389)	.005 (.570)	-.005 (.458)	-.004 (.520)	-.015 (.319)	-.017 (.269)	-.006 (.783)	-.008 (.703)
n	847	847	1011	1011	740	740	418	418	189	189
R ²	.280	.253	.183	.165	.229	.238	.098	.104	.497	.498
Adjust-R ²	.273	.246	.177	.159	.220	.229	.080	.086	.475	.476
F-stA _T istic	4.797	35.412	28.134	24.832	27.128	28.477	5.537	5.926	22.233	22.339
P. (F-sta)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)

基于此,剔出了1998-2002年间新上市和退市的公司,最后剩下了299家公司,共获1495个公司/年度观察值,该平衡样本共涵盖了9个行业,其中制造业中包括了7个子行业。如前所述,将其分为正常聘任关系组和异常聘任关系,对正常聘任关系组,再按表8的方式进行了回归。结果如9

所示,随着作为分组标准的事务所任期的延长,在各组中,签字师任期的延长使审计质量逐渐变好,学习效应对审计质量的促进作用也比较明显,在5-6组和7-8组,学习效应对审计质量的促进作用达到最优,在9-10组审计质量约有所下降。如前所述,这可能是审计师的固定思维所致。

表9 在控制事务所任期的情况下,学习效应、签字会计师任期与审计质量(来自平衡样本)

	1-2年组		3-4年组		5-6年组		7-8年组		9-10年组	
	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂	DA ₁	DA ₂
常数	-0.033 (.640)	0.163 (.080)	0.040 (.660)	0.134 (.190)	0.307 (.000)	0.331 (.000)	0.244 (.110)	0.362 (.021)	0.297 (.071)	0.268 (.151)
CPA	-0.004 (.551)	-0.001 (.882)	-0.002 (.560)	-0.0001 (.980)	-0.003 (.121)	-0.004 (.081)	-0.006 (.041)	-0.006 (.062)	-0.005 (.062)	-0.004 (.201)

续表

.....
n	299	299	390	390	382	382	234	234	112	112
R ²	.160	.460	.165	.290	.055	.252	.257	.187	.152	.651
Adjust-R ²	.131	.450	.143	.270	.029	.232	.225	.151	.068	.617
	5.48	24.89	7.48	15.53	2.140	12.5	7.75	5.14	1.800	18.87
F值	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.020)	(.000)	(.000)	(.000)	(.070)	(.000)

注：(1)本表其他变量的结果与表9类似，为节省篇幅，本表不再列出其回归结果。

在存在私人关系的异常聘任关系样本组中，回归结果如表10所示，随着签字审计师任期的延长，审计质量逐渐降低，表明审计师与客户之间比较密切的私人关系对审计师的独立性产生了比较明显的负面影响，并且超过了学习效应对审计质量的促进作用，进而总体上负面影响了审计质量。而事务所任期则没有显著影响。

表10 异常聘任关系、私人关系、审计任期与审计质量

	预期符号	DA ₁		DA ₂	
constant		.156 (.245)	.155 (.245)	.168 (.209)	.168 (.208)
CPA	?	.010 (.106)	.010 (.104)	.011 (.084)	.011 (.082)
ROA	-	-.109 (.318)	-.108 (.317)	-.117 (.284)	-.115 (.283)
BIG15	?	-.005 (.748)	-.005 (.753)	-.005 (.756)	-.005 (.763)
GW	+	.015 (.032)	.015 (.030)	.016 (.020)	.016 (.019)
LEV	+	.053 (.102)	.053 (.100)	.047 (.147)	.046 (.146)
CFO	-	.117 (.081)	.117 (.077)	.088 (.185)	.089 (.178)
SIZE	-	-.007 (.304)	-.007 (.302)	-.007 (.271)	-.007 (.269)
OP	?	-.001 (.924)	-.001 (.921)		
TENURE	+	-.007 (.290)	-.007 (.290)	-.008 (.207)	-.008 (.207)
n		163	163	163	163
R ²		.122	.122	.121	.121
Adjust-R ²		.070	.076	.069	.075
F值		2.359	2.670	2.338	2.646
P.(F-sta)		(.016)	(.009)	(.017)	(.010)

既然私人关系对审计质量有负面影响，那么，私人关系的中断就可能使恶化的审计质量得到遏制，不会进一步变差。为给假设2提供进一步的证据，本文将从1998—2002年间，至少公司观察值有一年涉及异常关系的样本公司选出来，共有322个样本观察值，然后，剔除掉每家公司在存在私人关系以前的年度样本观察值，最后得到228个样本观察值。以此样本进一步检验在存在私人关系的情况下，签字会计师被事务所更换后(以Dummy衡量，如果带有私人关系的签字会计师被更换，取值为1，否则为0)审计质量的

情况。回归结果如下表11所示，在签字会计师与客户存在私人关系的前提下，如果签字会计师被更换，客户与审计师原有的私人关系不再存在，审计质量则没有进一步下降。当然，审计质量也没有表现出明显的逆转效应而较快变好。这可能是私人关系中止以后，变更后的签字审计师对客户进行初始审计，对客户业务的运作、流程和控制系统的深入了解，所以，还没有形成学习效应对审计质量的积极促进作用。同时，事务所任期对盈余管理空间仍没有显著影响。

表11 异常聘任关系、私人关系终止与审计质量

	预期符号	DA ₁	DA ₂
constant		.021 (.858)	.102 (.479)
Dummy	-	-.003 (.781)	-.002 (.913)
ROA	-	.047 (.099)	.055 (.114)
BIG15	?	.006 (.652)	-.001 (.932)
GW	+	.005 (.489)	.009 (.263)
LEV	+	.067 (.013)	.101 (.002)
CFO	-	.013 (.816)	.049 (.483)
SIZE	-	.000 (.973)	-.004 (.525)
OP	?	-.007 (.545)	.008 (.569)
TENURE	+	.004 (.227)	.004 (.313)
n		228	228
R ²		.067	.168
Adjust-R ²		.062	.163
F值		1.74	4.703
P.(F-sta)		-.081	.000

注：Dummy：如果带有私人关系的签字会计师被更换，取值为1，否则为0。

七、进一步分析与稳健性测试

(一) 进一步分析。

一些研究发现，审计师对待管理当局操纵盈余增加或减少的态度并不一致(Kellogg, 1984; Kinney和Martin, 1994; Francis和Krishnan, 1999)。Kinney和Martin(1994)及

Trompeter (1994) 的研究发现, 客户高估盈余(净资产)导致的审计失败比客户低估盈余(净资产)导致的审计失败将给审计师带来更大的损失, 进而, 审计师更会抑制管理当局操纵盈余增加的行为(正的可操纵性应计数), 而会放纵管理当局操纵盈余减少的行为(负的可操纵性应计数)(Kimetal., 2003)。如果仅以|DA|衡量审计师允许管理当局的空间, 就会丧失审计师对盈余管理态度的信息, 也无法了解管理当局具体进行盈余管理的行为方式。因此, 本文将进一步探讨签字审计师任期对正向盈余管理(DA⁺)及负向盈余管理(DA⁻)的影响。

将正常聘任关系组和异常关系聘任组分别按可操纵性应计数的正、负值, 将其分为四个子样本, 检测签字审计师对管理当局进行盈余管理的具体方式(即正向盈余管理DA⁺或负向盈余管理DA⁻)的态度, 也藉探索我国上市公司进行盈余管理的行为方式。结果显示(见表12), 在可操纵性应计数为正(DA⁺)的样本中, 正常关系组的CPA的系数分别为-.0023(DA₁⁺), P值为0.076, 和-.0018(DA₂⁺), P值为0.143。而在异常关系组, CPA的系数均为正, 但均不显著。在可操

纵性应计数为负(DA⁻)的样本中, 正常关系组的CPA的系数分别为0.0035(DA₁⁻), 0.0034(DA₂⁻), 且均在5%的水平下显著。异常关系组CPA的系数均为负, 且均不显著。这说明, 在正常关系组, 签字会计师任期对正、负向盈余管理均有一定的抑制作用, 在异常关系组, 签字审计师任期对正、负向盈余管理均没有抑制作用。这与Myersetal. (2003)和Kimetal. (2003)等的发现存在不一致, 他们发现在美国市场, 审计师能够抑制客户的正向盈余管理行为, 但不会关注客户的负向盈余管理行为。

(二) 稳健性测试。

本文进行了如下稳健性分析:

(1) 根据过去相关文献, 上市年限较短的公司, 其盈余管理行为可能异于一般的公司(Lev和Zarowin, 1999), 若包括新上市的公司, 则可能无法代表在一般情况下, 签字会计师任期与审计质之间的关系(Ghosh和Moon, 2005)。同时, 为了分析审计师对同一客户连续审计的行为选择问题, 须使用面板数据(panel data)以平衡样本(balanced sample)

表12 签字师任期与正、负向盈余管理的关系

变量	DA ⁺				DA ⁻			
	正常聘任关系组		异常聘任关系组		正常聘任关系组		异常聘任关系组	
	DA ₁ ⁺	DA ₂ ⁺	DA ₁ ⁺	DA ₂ ⁺	DA ₁ ⁻	DA ₂ ⁻	DA ₁ ⁻	DA ₂ ⁻
常数	.145 (.000)	.154 (.000)	-.005 (.968)	-.007 (.959)	-.124 (.001)	-.136 (.000)	-.131 (.195)	-.186 (.088)
CPA	-.003 (.007)	-.002 (.093)	.003 (.571)	.004 (.417)	.002 (.050)	.002 (.161)	.001 (.802)	.003 (.635)
ROA	.873 (.000)	1.047 (.000)	1.142 (.000)	1.123 (.000)	.212 (.000)	.187 (.000)	.925 (.000)	.94 (.000)
BIG15	.001 (.876)	.000 (.946)	-.009 (.5310)	.006 (.627)	.005 (.203)	.006 (.087)	.007 (.619)	-.002 0.867
GW	.000 (.343)	.000 (.362)	-.001 (.879)	.006 (.428)	.000 (.693)	-.001 (.123)	-.023 (.000)	-.019 (.000)
LEV	.024 (.003)	.026 (.000)	.035 (.258)	.022 (.443)	-.007 (.253)	-.028 (.000)	.016 (.522)	.018 (.503)
CFO	-.833 (.000)	-1.050 (.000)	-.923 (.000)	-.937 (.000)	-.720 (.000)	-.721 (.000)	-.908 (.000)	-.898 (.000)
SIZE	-.006 (.000)	-.005 (.002)	1.510E-05 (.998)	.000 (.938)	.007 (.000)	.008 (.000)	.006 (.190)	.009 (.079)
OP	.004 (.389)	.004 (.397)	.003 (.741)	.002 (.798)	-.048 (.000)	-.044 (.000)	-.021 (.163)	-.020 (.225)
TENURE	.001 (.161)	.001 (.316)	.001 (.924)	.000 (.975)	-.003 (.001)	-.002 (.007)	.000 (.980)	.000 (.936)
年度效果	控制							
n	1528	1601	88	88	1686	1613	75	75
R ²	.507	.608	.665	.710	.573	.595	.809	.788
Adjust-R ²	.503	.605	.607	.659	.570	.502	.768	.742
F-stA ₁ istic	129.681	189.643	11.317	13.951	172.923	180.941	19.877	17.108
P. (F-sta)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)

注: (1)n为观察值个数; (2)括号内为P值。

进行分析,方能真正了解审计师任期与盈余管理的关系(李建然等,2005)。因此,相对于以全样本为研究对象,使用平衡样本可能更能增强结论的稳健性。据此,本文使用分析表9时所使用的平衡样本,按表6、表7、表10、表11重新进行了回归,发现本文结论基本不受影响。

(2) 本文使用|Gap|来衡量盈余管理的程度,对文中表6至表11进行了重新回归,发现文中结论基本不受影响。 $Gap=(Ni-Cash)/Asset$,其中,Ni是公司当年净利润,Cash是公司当年经营活动的现金流量净额,Asset是公司当年年末的资产总额。

(3) 按照事务所所审计上市公司总资产总额排名,将每个年度排名前10位的事务所代替原来的这15家事务所,对模型进行重新回归,结果基本没有发生变化。

(4) 本文对存在异常值的变量分别按3倍标准差剔除、两端各1%winsorize处理,发现结论基本不受影响。

(5) 本文考察了文中所有回归表格的D.W.值和VIF值,发现模型均不存在严重的自相关和多重共线性问题。

八、结论

本文以五年期强制变更规定出台之前1998—2002年的A股上市公司为研究对象,使用调整后加业绩控制变量的截面Jones模型和基本Jones模型估计的公司可操纵性应计数绝对值衡量审计质量,在同时考虑事务所任期与签字会计师任期、审计师与客户关系类型的情况下,分析了学习效应、私人关系、审计任期与审计质量的关系。研究发现,总体上同美国一样,审计任期越长审计质量越高,但是在细分审计师与客户的关系后,就存在较大的差异。在正常的聘任关系下,随着签字审计师任期的延长,审计质量会逐渐提高,但在异常聘任关系下,随着审计师任期的延长,审计质量则会变差。并且,在正常审计聘任关系且控制事务所任期的情况下,学习效应对审计质量的促进作用在签字会计师任期的第5-8年效果最好。在异常的审计聘任关系下,私人关系的终止可以控制审计质量的恶化。此外,本文发现,在正常聘任关系下,签字审计师任期的延长对客户的正负向盈余管理行为均有一定的抑制作用,而在异常聘任关系下,长任期对正负向盈余管理均没有抑制作用。

(《审计研究》2009年4期 略有删节)

我国非经常性损益信息披露管制效果研究

孟焰 王伟

一、问题缘起与假说演绎

针对非经常性损益的研究主要可以分为两大类:一类是非经常性损益与盈余管理,一类是非经常性损益与市场反应。许多国家和地区的研究学者对使用非经常性损益进行盈余管

理进行过研究,也有不尽一致的相关结论。一方面,有的学者找到了使用非经常性损益进行盈余管理的部分证据(Alex B. Cameron和Lynn Stephens, 1991; Sarah Elizabeth McVay, 2006; 吴溪, 2006)。另一方面,有的学者却没能找出相关证据以支持使用非经常性损益进行盈余管理(Edward J. Riedl和Suraj Srinivasan, 2005; Edward J. Riedl和Suraj Srinivasan, 2007)。相关研究发现市场并没有充分反应非经常性损益(David Burgstahler, James Jiambalvo和Terry Shevlin, 1999; David Burgstahler, James Jiambalvo和Terry Shevlin, 2002),但是非经常性损益信息的有用性正在逐年提高(孟焰、袁淳, 2006)。

中国证券监督管理委员会1999年发布《公开发行股票公司信息披露的内容与格式准则》第二号《年度报告的内容与格式(1999年修订稿)》(证监公司字[1999]137号)。要求上市公司在年度报告中披露非经常性损益。并于2001年的公开发行证券的公司信息披露规范问答第1号中进一步规范,而且在随后的2004年和2007年对该问答进行了修订。在短短9年时间内进行了如此反复多次的要求与修订,从此足见中国证券监督管理委员会对披露非经常性损益的重视。因此,提出这样的一个问题,这些不同的定义规范是否在实践中得到执行,是否取得预期的效果?

中国证券监督管理委员会分别于1999年、2001年、2004年和2007年给出过4次非经常性损益的定义和规范。对于1999年的规范,“由于这些规范未对这个概念的内涵、外延给出清晰的界定,公司对此理解不一,具体执行时往往采用不同的判断标准。这导致公司对所披露‘扣除非经常性损益的净利润’等财务指标的计算可能不准确,相互间也缺乏可比性”,因此2001年就给出了第二次的定义和规范。2001年的定义与规范虽然“对非经常性损益的含义和内容作了较为清晰的界定,但从执行的情况看,无论是其披露还是涉及项目的认定方面均存在差异,出现公司根据自己的需要增加减少非经常性损益项目的现象”,因此2004年就给出了第三次的定义和规范。2007年的第四次的定义与规范是针对“财政部已正式颁布了企业会计准则及应用指南”,并且“自2007年1月1日起在上市公司范围内施行”,因此“结合新会计准则中相关规定的变化”,“相应非经常性损益做出了修订”。由于应用2007年规范的2008年报数据尚不能从数据库中获取,所以本文只研究前三次定义规范的效果。

表1对非经常性损益的内容进行了对比分类,包括三次中的一致内容对比、后两次中的一致内容对比和每次中的独特内容对比。三次中的一致内容是指三次非经常性损益的内容基本相近的内容部分;后两次中的一致内容是指2001年和2004年两次非经常性损益的内容基本相近,而1999年未包含的内容部分;每次中的独特内容是指每次的内容中各不相同的内容部分。由于1999年和2001年的每次中的独特内容,新股申购冻结资金利息、合并价差摊入和流动资产盘盈、盘亏损益均是数额较小的内容,而2001年和2004年的后两次中的一致内容与2004年的每次中的独特内容均包含很多项目,数额较大,而且2001年的后两次中的一致内容包含非经常性损益还可能包括的项目,因此这三次非