

# 事务所任期与审计质量<sup>\*</sup>

——来自中国证券市场的经验证据

刘启亮

(厦门大学会计系 361005)

**【摘要】** 本文考察了事务所任期与审计质量的关系。以我国证券市场 1998 - 2004 年的上市公司为样本, 研究发现, 在控制了其他变量的影响后: 1、事务所任期与审计质量(即盈余管理空间)显著负相关, 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, 审计质量越来越差; 并且相对于长事务所任期(5 年以上)而言, 短事务所任期(5 年)里盈余管理的增幅更大。2、在进行正向盈余管理时, 随着事务所任期的延长, 盈余管理的增幅呈 U 型。在事务所任期小于 5 年( $tenure \leq 5$ )时, 事务所任期与可操控性应计数显著负相关, 审计师对盈余管理具有抑制作用, 审计质量较高; 当事务所任期长于 5 年( $tenure > 5$ )时, 事务所任期与可操控性应计数显著正相关, 审计师对盈余管理没有抑制作用, 审计质量逐年下降。3、在进行负向盈余管理时, 随着事务所任期的延长, 盈余管理的增幅呈倒 U 型。

**【关键词】** 事务所任期 审计质量 盈余管理

## 一、问题的提出<sup>\*</sup>

早在 40 年前, 美国学者和监管部门便注意到审计任期与审计质量的关系问题。近年来, 更因安然、世通等事件的发生及随后的《萨班斯——奥克斯利法案》(2002) 的颁布等, 此议题再次受到各国的重视。许多国家的证券机构直接强制性要求审计师轮换, 如意大利、西班牙等国, 企图由此强化审计师的独立性, 进而提升审计质量。我国监管机构也于 2004 年要求实行审计师定期轮换, 但是, 我国的审计师轮换规定尚没有相关经验证据的支持。本文的目的就在于探讨在中国背景下, 事务所任期(audit tenure)与审计质量的关联性, 以期对事务所定期轮换提供一些间接的经验证据。

各国之所以强调轮换, 无非是认为, 随着任期的延长, 管理当局和事务所在双边垄断的情况下, 会为了保持租金而利用准则的灵活性相互“勾结”, 进而会损害审计师的独立性。因此, 要分析审计师对同一客户连续审计的行为选择问题, 须使用合成数据(panel data)和追踪型模型以平衡样本(balanced

sample)加以分析, 以便深入了解审计师任期与盈余管理的关系。鉴于此, 本文同时使用了全样本和平衡样本, 以及追踪型模型和 OLS 模型, 以增强结论的可靠性。

本文以我国证券市场 1998 - 2004 年的上市公司为样本, 考察了事务所任期与审计质量之间的关系。研究发现, 在控制了其他变量的影响后: 1、事务所任期与审计质量(即盈余管理空间)显著负相关, 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, 审计质量越来越差, 并且相对于长事务所任期(5 年以上)而言, 短事务所任期( $\leq 5$  年)里盈余管理的增幅更大。2、在进行正向盈余管理

<sup>\*</sup> 本文得到了厦门大学会计系陈汉文教授主持的教育部人文社会科学重点研究基地 2002 - 2003 年度重大项目(项目批准号: 02JAZID630008)和厦门大学首届优秀博士论文培育工程项目的资助。本文提交给了第四次实证会计会议。感谢美国杜克大学的老师张昉博士、国立台北大学的李建然教授、香港城市大学的陈杰平副教授、苏锡嘉副教授、清华大学的谢德仁教授、上海财大的李增泉副教授、香港理工大学的老师吴冬辉博士及南京大学的博士生赵子夜、厦门大学管理学院的博士生张俊生、廖义刚等对本文提出的宝贵意见。特别感谢匿名评审人的修改意见。本文文责自负。

时,随着事务所任期的延长,盈余管理的增长趋势呈 U 型。在事务所任期小于 5 年( $tenure \leq 5$ )时,事务所任期与可操控性应计数显著负相关,审计师对盈余管理具有抑制作用,审计质量较高;当事务所任期长于 5 年( $tenure > 5$ )时,事务所任期与可操控性应计数显著正相关,审计师对盈余管理没有抑制作用,审计质量逐年下降。3、在进行负向盈余管理时,随着事务所任期的延长,盈余管理的增长趋势呈倒 U 型。本文的结论与近期国内外的相关文献均不一致(Myers et al., 2004; 陈信元等, 2004; 夏立军等, 2005 等),他们均认为事务所任期的延长并不损害审计质量。

本文后面部分安排如下:第二部分是文献综述与研究假设;第三部分是研究方法 with 变量设定;第四部分是样本选择与描述性统计;第五部分是实证结果及解释,包括敏感性测试;最后是研究结论与局限。

## 二、文献综述与研究假设

根据 Watts & Zimmerman(1983)和 DeAngelo (1981)的定义,审计质量是发现并报道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。就国外而言,关于审计任期对审计质量的关系,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事务所任期越长,对审计质量就越存在负面影响。根据 DeAngelo (1981)和 Watts and Zimmerman(1983)对审计质量的理解,当审计师的任期越长,越可能与客户建立私人友情,产生“经济依赖性”,从而使审计师的独立性及客观性受损,进而影响审计质量(Mautz and Sharaf, 1961; Berton, 1991; SEC, 1994; DeAngelo, 1981)。DeAngelo(1981)认为审计师最初为竞聘而低价揽客(low balling),且初始成本较高,为了弥补这一差额,审计师可能会为留住客户而配合管理当局以获得后期的准租金(quasi-rent),进而影响审计独立性。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),进而影响审计质量。少数的实证文献也发现审计师任期的延长对审计质量有负面影响。如 Davis et al. (2002)研究发现审计师任期与可操控性应计数绝对值呈正相关。

支持审计师任期对审计质量有正面影响的学者认为,在诉讼规避和虑及声誉的环境下,随着审计师任期的延长,审计师会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 et al., 1996; Myers et al., 2003);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 et al., 1996; Palmrose, 1986, 1991; AICPA, 1992)。美国 AICPA (1992)分析了发生于 1979-1991 年的 406 个审计失败个案,发现发生于审计的第一年及第二年的失败案例几乎是其他任期的 3 倍。也有人认为,管理当局主动更换审计师有其信息内涵,一旦实行强制轮换,管理当局可能藉由强制轮换,趁机更换不如意的审计师,进而降低“更换审计师”的信息内涵。从实证方面看,Myers et al. (2003)和 Ghosh and Moon(2003)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。Geiger et al. (2002)则以审计师对有破产疑虑公司出具修正式审计意见的决策,是否受审计任期的影响为题进行检验,发现审计任期越长,审计师越会对有破产疑虑的公司出具修正式审计意见。另外,Myers et al. (2003)以报表重编来衡量审计质量,其实证结果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,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(2004)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中国 CPA 独立性的证据,相反,审计任期却有可能改善 CPA 专业技能而提高审计质量。

如上所述,长久以来关于事务所任期对审计质量的影响存在正反两方面不同的看法。如果把审计质量看作是由审计独立性与审计师专业技能这两个方面决定的话,那么审计任期与审计质量的关系则

取决于审计任期与审计独立性以及审计任期与审计师专业技能两方面关系的综合。由于影响这两方面关系的专业制度、法制环境、职业环境等的不同,就使它们呈现出不确定的趋势。故本文不预测方向,提出如下假设: H: 事务所任期与审计质量相关。

### 三、变量设定与模型

#### 3.1 因变量、自变量与控制变量

本文借鉴过去文献的作法,以可操控性应计数(Discretionary Accruals,以 DA 表示)作为审计质量的代理变量。同时,由于本文并非属于特定事件盈余管理的研究,无法预期年度 DA 的方向。故本研究借鉴多数文献的作法(Francis et al., 1999; Davis et al., 2002; Meyers, 2003 等等),以可操控性应计数的绝对值(以 |DA| 表示),衡量审计师允许管理当局进行盈余管理的空间。

国外大量的研究发现,审计师对待管理当局操纵盈余增加或减少的态度并不一样(Kellogg, 1984; Kinney et al., 1994; Francis et al., 1999)。Kinney et al. (1994)及 Trompeter(1994)等的研究发现,由于审计师对客户高估盈余(净资产)及低估盈余(净资产)审计失败的损失并不一样,审计师更会抑制管理当局操纵盈余增加的行为(也即正向盈余管理),而对管理当局操纵盈余减少的行为则较为放纵(也即负向盈余管理)。因此,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,本研究将进一步探讨审计师对正向盈余管理(以 DA<sup>+</sup>表示)及负向盈余管理(以 DA<sup>-</sup>表示)的影响。本文对 DA 的计量如下:

已有研究发现,截面 Jones 模型估计出的可操控性应计数能够有效地衡量公司盈余管理的程度(Subramanyam 1996; Bartov, Gul 和 Tsui, 2001)。夏立军(2003)对多个盈余管理计量模型及其调整模型在中国证券市场的使用效果进行了实证检验,发现分行业估计并且采用线下项目前总应计利润作为因变量估计特征参数的截面 Jones 模型能够较好地揭示公司的盈余管理。因此,本文采用这一模型估计不可操控性应计数,然后将包含线下项目的总应计数(TA<sub>t</sub>)和估计出的不可操控性应计数(NDA<sub>t</sub>)之间的差额作为可操控性应计数(DA<sub>t</sub>),并用以衡量盈余管理。其模型如下:

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

在(1)式中, NDA<sub>t</sub> 是经过 t-1 期期末总资产调整后的第 t 期的不可操控性应计数, ΔREV<sub>t</sub> 是第 t 期和第 t-1 期经营利润的差额, PPE<sub>t</sub> 是第 t 期期末总的厂房、设备等固定资产价值, A<sub>t-1</sub> 是第 t-1 期期末总资产。α<sub>1</sub>, α<sub>2</sub>, α<sub>3</sub> 是不同行业、不同年份的特征参数,它们根据以下模型,运用不同行业不同年份的数据进行如下回归取得:

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

在(2)式中的 α<sub>1</sub>, α<sub>2</sub>, α<sub>3</sub>, 是 OLS 估计值。GA<sub>t</sub> = EBXI<sub>t</sub> - CFO<sub>t</sub>, GA<sub>t</sub> 其中代表第 t 期线下项目前总应计数, EBXI<sub>t</sub> 为第 t 期经营利润, CFO<sub>t</sub> 为第 t 期的经营活动现金流量。其余变量的含义同(1)式。

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

在(3)式中, DA<sub>t</sub> 为经过 t-1 期期末总资产调整后的第 t 期的可操控性应计数, TA<sub>t</sub> = NI<sub>t</sub> - CFO<sub>t</sub>, TA<sub>t</sub> 其中为第 t 期的包括线下项目的总应计利润, NI<sub>t</sub> 为净利润, CFO<sub>t</sub> 为第 t 期的经营活动现金流量。其余变量的含义同(1)式。

在事务所任期上,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。另外,对于 1992 年 12 月 31 日之前上市的公司,我们统一确定其 1992 年年度报告审计事务所任期为 1 年,理由是: 1992 年之前公司信息披露质量较差,很多公司未披露其事务所聘任情况,无法获得相关资料;另外,沪深股市分别在 1990 年和 1991 年才设立, 1992 年之前(即在 1990、1991 年)上市的公司只有 13 家,而本研究涉及的公司则只有 9 家<sup>①</sup>。因此,我们预期这样处理不会对研究结论产生较大影响。

同时,为了控制模型设定的正确性,考虑到我国的相关情况,本研究还考虑了下列控制变量:

Locality 是虚拟变量,用以控制上市公司与事

<sup>①</sup> 这 9 家公司的代码分别是 600602、600656、600654、600601、600655、000009、600651、600651、600653。

务所的地域关系对审计质量的影响。上市公司聘任本地事务所为其提供审计服务是中国证券市场上的一个特有的普遍现象, 本文不预测其对盈余管理影响的具体方向<sup>①</sup>。Locality<sub>it</sub> 的取值方法如下(夏立军等, 2005): 如果负责公司当年年度报告审计的事务所所在地与上市公司注册地在同一省级行政区域, 那么 Locality<sub>it</sub> 取值为 1, 否则取值为 0。如果事务所未发生合并, 那么将事务所注册地作为事务所所在地; 如果发生事务所合并, 那么将合并前事务所注册地连同合并后事务所注册地一起作为事务所所在地; 如果上市公司聘任的是国际五大(或四大)在国内的合作所, 那么认为事务所所在地与上市公司注册地不同<sup>②</sup>。

国外的文献表明, 成长型公司(GW)的可操控性应计数绝对值较大(Ghosh & Moon, 2003); DeAngelo(1981b)分析指出, 审计师事务所的规模越大, 审计质量越高, 此一推论也得到了大量实证文献的支持(Becker et al., 1998; Francis et al., 1999; Francis & Krishnan, 1999), 本研究以五大(或四大)审计师事务所的国内合作所(BIG5)为代理变量, 预期其符号为负; 另外, 很多实证文献表明, 负债比例(LEV)(预期符号为正)、公司规模(SIZE)(预期符号为负)、现金流量(OCF)(预期符号为负)与盈余管理有关(Defond and Jiambalro; 1994; Becker et al., 1998; Dechow et al., 1995; Myers et al., 2003), 本文也将其纳入了控制变量。

### 3.2 检验模型

在实证模型方面, 本研究以多变量回归模式, 在控制其它变数的影响下, 分析事务所任期与 |DA|、DA<sup>+</sup> 及 DA<sup>-</sup> 之间的关联性。如前面所述, 各国监管机构之所以会强制审计师轮换, 无非是认为, 随着任期的延长, 管理当局和事务所在双边垄断的情况下, 会为了获取租金而利用准则的“公共领域”相互“勾结”, 进而会损害审计师的审计质量(吴水澎、刘启亮, 2005)。因此, 要分析审计师对同一客户连续审计的行为选择问题, 须使用合成数据(panel data)以平衡样本(balanced sample)加以分析, 方能真正了解审计师任期与盈余管理的关系(李建然等, 2005)。本研究样本期间长达 7 年, 利用合成数据, 在控制公司效果及年度效果下, 分别以固定效果(fixed effect)和随机效果(random effect)进行回归。同时, 为了与现行文献进行比较(Myers, Myers & Omer, 2003; 陈信元、夏立军, 2004; 夏立军、陈信元

等, 2005), 本研究也使用最小二乘估计法(以下简称 OLS 法), 以检视其间的差异。实证模型如下:

追踪型模型:

$$|DA_{it}| = C_i + \beta_1 TENURE_{it} + \beta_2 BIG5_{it} + \beta_3 GW_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 OCF_{it} + \beta_7 LOCAL_{it} + \epsilon_{it}$$

OLS 模型<sup>③</sup>:

$$DA(DA_{it}^+ \text{ or } DA_{it}^-) = \beta_1 TENURE_{it} + \beta_2 TENURE_{it}^2 + \beta_3 BIG5_{it} + \beta_4 GW_{it} + \beta_5 SIZE_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 OCF_{it} + \beta_8 LOCAL_{it} + \sum_{m=98}^{04} \theta_m YEAR_m + \epsilon_{it}$$

上述模型各变量定义如下: DA<sub>it</sub>: 代表第 i 家公司第 t 期可操控性应计数的绝对值;

DA<sub>it</sub><sup>+</sup> (DA<sub>it</sub><sup>-</sup>): 代表第 i 家公司第 t 期的正向可操控性应计数(负向可操控性应计数);

TENURE<sub>it</sub>: 代表第 i 家公司第 t 期的事务所任期, 以年数计;

TENURE<sub>it</sub><sup>2</sup>: 代表第 i 家公司第 t 期的事务所任期的平方数;

BIG5<sub>it</sub>: 第 i 家公司第 t 期聘请的事务所为五大(或四大)的国内合作所为, 取值 1, 否则为 0;

GW<sub>it</sub>: 代表第 i 家公司第 t 期的销售收入成长率, 为样本公司当年主营业务收入总额与上年相应数据的比值;

SIZE<sub>it</sub>: 第 i 家公司第 t 期期末资产总额取自然对数;

LEV<sub>it</sub>: 第 i 家公司第 t 期的负债比率, 以当期负债总额除以当期资产总额;

OCF<sub>it</sub>: 为第 i 家公司第 t 期经营活动的现金流量除以当期的平均总资产;

Local<sub>it</sub>: 第 i 家公司第 t 期聘请的事务所与上市公司注册地在同一省级行政区域, 取值为 1, 否则为 0。

YEAR: 1998 至 2004 年年度效果的虚拟变量。如当样本公司为 1998 年度时, YEAR 取值为 1, 否则取值为 0; 其它年度同理。

① 这可以从一些数据看出: 在 2001、2002 年中, 异地客户的所有非标意见类型的比例均高于本地客户, 在 2003 年, 异地客户被出具非标准无保留意见的比例高于本地客户 1.39%, 但在非标意见的类型中, 本地客户被出具保留意见的比例却高于异地客户。《谁审计中国证券市场——审计市场分析(2003)》, P19。

② 这是因为: 国际五大(或四大)的专业能力较强, 规模较大, 其在国内的合作所通常在国内多个地区设立分支机构, 受注册地政治和经济影响较小。

③ 为与追踪型模型相比较, 在 OLS 模型中加入了年度虚拟变量, 以控制年度效果。此外, 由于每年皆设有虚拟变量, 故模型不再设截距项。

#### 四、样本选择与描述性统计

##### 4.1 样本选择

本研究的上市公司财务数据取自中国上市公司财务数据库(CSMAR),有关事务所的资料来自WIND数据库和CSMAR。本研究主要使用的统计软件是Eview 3.1。在进行变量相关性测试时,使用了SPSS11.5。对于事务所任期的数据,是通过手工逐年核对取得,并没有采用上市公司披露的事务所任期有关数据。对于个别缺损数据,我们直接从金融界网站(<http://www.jrj.com.cn>)查阅了公司年报。

由于上市公司现金流量的资料从1998年才能取得,为了尽量扩大样本区间,我们选取了1998-2004年我国的上市公司作为研究对象,样本期间为

7年。具体选择样本时,考虑了以下几个方面:

(1)由于小样本回归没有统计意义,在计算DA时,我们将年度行业样本控制在30个及以上(上市公司的行业分类标准采用中国证监会的分类标准),低于30个样本的行业予以剔除;(2)剔除金融业上市公司;(3)由于计算DA需要上一年的资料,如果上年的样本数低于当年数,以上年样本数为准,这实际上就要求每个行业的年度样本数从1997年就必须达到30个及以上。(4)由于本研究主要采用平衡样本,要求所选的每个行业年度样本数连续7年都在30个及以上。

这样,共取得5609个年度样本公司,称其为全样本(见表1),其中:制造业(C)4049个、信息技术业(G)364个、批发和零售贸易(H)645个、综合类(M)551个,每个行业的上市公司数目在逐年增加。

表1 全样本产业、年度分布表

行业代码	具体行业	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	合计
C	制造业	382	457	520	603	658	697	732	4049
G	信息技术业	39	43	47	54	56	59	66	364
H	批发和零售贸易	83	85	86	96	97	100	98	645
M	综合类	71	76	81	83	82	81	77	551
	总样本数	575	661	734	836	893	937	973	5609

在前面全样本(见表1)的基础上,本研究另选平衡样本,要求所包含的样本公司,其相关数据必须涵盖从1998-2004年的整个7年(即整个研究期间)。这样,平衡样本排除了在这7年间新上市的和退市的公司,以便能够在相同的基础上,观察事务所

的更替情形,进而有助于分析事务所任期与盈余管理的关系。这样,共取得3864个年度样本公司(见表2),其中制造业有2661个年度样本公司,信息技术业有252个年度样本公司,批发和零售贸易业有560个年度样公司,综合类有441个年度样本公司。

表2 平衡样本产业、年度分布表

行业代码	具体行业	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	合计
C	制造业	373	373	373	373	373	373	373	2611
G	信息技术业	36	36	36	36	36	36	36	252
H	批发和零售贸易	80	80	80	80	80	80	80	560
M	综合类	63	63	63	63	63	63	63	441
	总样本数	552	552	552	552	552	552	552	3864

##### 4.2 描述性统计

表3给出了平衡样本各变量的描述统计量。总体而言,的平均值为负,其为负的观察值多于为正的观察值,这种现象与国外盈余管理相关文献的发现类似(Becker et al., 1998; Francis et al., 1999等)。此外,有些控制变量(如*GW*、*LEV*)存在异常值,变异程度较大,为了防止极端值对多变量回归造成影响,本研究仿照国外文献的做法,在使用OLS模型时首先剔除极端值来测试相关变量的影响。

同时,表3和图1给出了样本公司事务所任期

的统计特征。可以看出,事务所任期的平均值为5.058年,中位数为5年,最短的任期为1年,最长为13年。由于研究样本中已经剔除了当年上市的公司,因此事务所任期1年意味着公司年度报告审计在第二年就发生了变更。1998年至2004年的所有样本公司中,事务所任期为5年及以上的所占比例为51.96%(全样本为44.18%)。同时,从图1可以看出,事务所任期为3至4年的样本数最大。由此可知,监管机构所要求的5年期事务所强制轮换所带来的影响将非常深远。

表 3 描述性统计

Panel A: 平衡样本(N= 3864)					
变量	平均数	中位数	最大值	最小值	标准差
DA	0.038	0.028	1.630	1.270	0.053
DA	-0.012	-0.014	0.664	-1.630	0.064
TENURE	5.058	5.000	13.00	1.000	2.850
BIG5	0.055	0.000	1.000	0.000	0.227
GW	1.426	1.113	207.264	0.001	5.382
SIZE	20.900	20.87	24.172	17.412	0.911
LEV	0.522	0.486	16.329	0.000	0.489
OCF	0.010	0.010	0.181	-0.179	0.022
LOCAL	0.719	1.000	1.000	0.000	0.445
DA <sup>-</sup> (N= 2537)	-0.038	-0.0289	-2.670	-1.630	0.054
DA <sup>+</sup> (N= 1327)	0.039	0.025	0.664	1.270	0.050

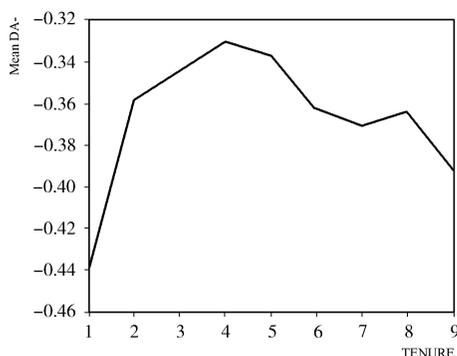


图 3 当 DA< 0 时, 事务所任期与盈余管理关系图<sup>①</sup>(N= 2303)

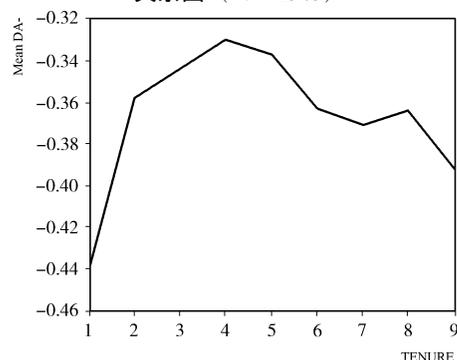


图 4 当 DA> 0 时, 事务所任期与盈余管理关系图(N= 1265)

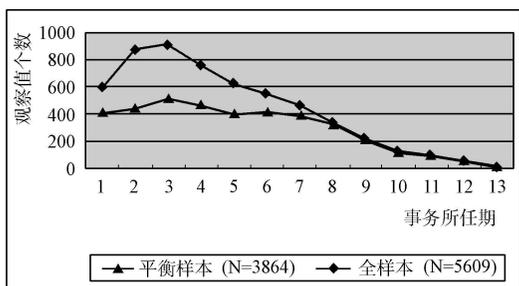


图 1 事务所任期分布状况图

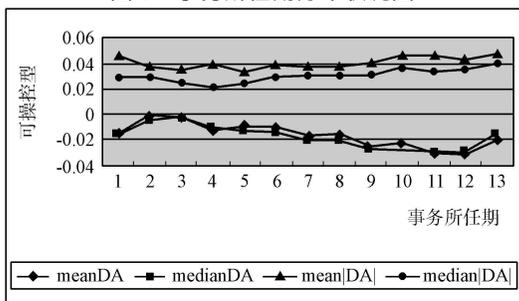


图 2 事务所任期与盈余管理关系图(N= 3864)

表 4 列示了平衡样本的 Pearson 及 Spearman 相关系数。从表 4 可以看出, |DA| 与 TENURE 正相关(Spearman 相关系数显著, 但 Pearson 相关系数不显著)。同时, |DA| 还与 GW、LEV 显著正相关, 与 SIZE 显著负相关, 与 OCF 虽然相关性显著, 但 Spearman 相关系数为正, Pearson 相关系数为负, |DA| 与及的相关性不显著。各变量之间的相关系数多在 10% 以下, 其中以 LOCAL 与 BIG5 的相关系数最大, 但也仅有 0.384。整体而言, 自变量之

表 4 相关系数矩阵

变量	DA	DA	TENURE	BIG5	GW	SIZE	LEV	OCF	LOCAL
DA		-.329 **	-.165 **	-.055 **	.015	-.072 **	-.077 **	-.208 **	.066 **
DA	-.304 **		.046 **	.005	.071 **	-.116 **	.060 **	.045 **	-.021
TENURE	-.093 **	.003		.024	.065 **	.134 **	.068 **	.076 **	.203 **
BIG5	-.018	-.015	.032( *)		.040 *	.192 **	-.065 **	.077 **	-.384 **
GW	.011	.089 **	-.017	-.009		.135 **	.024	.205 **	.004
SIZE	.013	-.152 **	.152( **)	.232 **	-.054 **		.115 **	.157 **	.004
LEV	-.254 **	.307 **	.001	-.043 **	.006	-.108 **		-.141 **	-.012
OCF	-.135 **	-.044 **	.049 **	.068 **	.000	.129 **	-.074 **		-.009
LOCAL	.041 *	.000	.197 **	-.384 **	.008	-.012	.002	-.007	

注释: 1. \*\* 表示在 1% 水平下显著 (2-tailed), \* 表示在 10% 水平下显著 (2-tailed)。2. 本表右上方为 Spearman 相关系数, 左下方为 Pearson 相关系数。

① 图 3 和图 4 是在按 TENURE、GW、LEV 剔出超过三倍样本标准差的观察值之后所画。

间的共线性问题并不严重。同时,图3和图4分别画出了 $DA < 0$ 和 $DA > 0$ 时的折线图,发现当 $DA < 0$ 和 $DA > 0$ 时,可能与事务所任期存在非线性关系。

总体来说,图2和表4的单变量分析结果显示,事务所任期与盈余管理空间之间可能存在着正相关关系。图3和图4表明 $DA^-$ 和 $DA^+$ 分别与事务所任期可能存在非线性关系。但由于是单变量分析的结果,没有考虑其他变量的影响,因此只能提供初步结论,还有待进一步检验。

## 五、实证结果

### 5.1 多变量回归分析

表5 事务所任期对盈余管理的影响

变量	平衡样本: N=3864			$DA^+$ (N=1265)		$DA^-$ (N=2303)	
	预期符号	固定效果	随机效果	预期符号	OLS 模型	预期符号	OLS 模型
$TENURE^2$	?	0.001	?	-0.0002 (0.027)		(0.015)	
$TENURE$	?	0.002 (0.00)	0.001 (0.049)	?	-0.006 (0.028)	?	0.002 (0.018)
$BIG5$	-	-0.003 (0.59)	0.005 (0.19)	-	0.016 (0.046)	+	-0.002 (0.525)
$GW$	+	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	+	0.013 (0.000)	-	-0.002 (0.028)
$SIZE$	-	-0.010 (0.00)	-0.007 (0.00)	-	-0.006 (0.0002)	-	0.008 (0.000)
$LEV$	+	0.028 (0.00)	0.031 (0.00)	+	0.008 (0.087)	-	-0.033 (0.000)
$OCF$	-	-0.096 (0.02)	-0.039 (0.28)	-	-0.281 (0.000)	+	-0.119 (0.001)
$LOCAL$	?	-0.007 (0.03)	-0.0004 (0.84)	?	0.005 (0.118)	?	-7.020 (0.970)
$R^2$		0.288	0.162		0.1343		0.2287
Adj. $R^2$		0.168	0.160		0.1246		0.2244

注: 1. 追踪型模型的截距项并非本研究的重点, 为避免篇幅太长, 没有列出。 1. 本表括号内为P值。 2. 在 $DA^+$ 的情况下, 年度哑变量系数均为正, 其P值均为0.000; 在 $DA^-$ 的情况下, 年度哑变量系数均为负, 其P值均为0.000。由于其并非本研究的重点, 为节省篇幅, 本表没有列出年度哑变量。

数的正、负值, 将其分为两个子样本, 检测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, 也藉此寻找我国上市公司进行盈余管理的行为方式。如前所述, 依据TENURE、GW和LEV, 我们按照3倍样本标准差剔除平衡样本的极端值以后进行回归。结果显示<sup>①</sup>(见表5右半部分), 在可操控性应计数为正( $DA^+$ )的样本中, TENURE2的系数为0.001,  $P=0.027$ , TENURE的系数为-0.006,  $P=0.028$ , 表明随着事务所任期的延长, 正向盈余管理曲线呈U型<sup>②</sup>, 在事务所任期的早期事务所对正向盈余管

在控制其它变量的影响后, 利用追踪型模型和平衡样本, 发现当以 $|DA|$ 衡量盈余管理的弹性空间时, 不论是在固定效果还是随机效果的情况下, 表5(左半部分)显示, 事务所任期与可操控性应计数绝对值的关系都显著为正(在固定效果下, TENURE的系数为0.002,  $P=0.00$ , 在随机效果下, TENURE的系数为0.001,  $P=0.049$ )。这表明, 随着事务所任期的延长, 盈余管理的空间越大, 审计质量越差。这与国内外近期的发现(Meyers et al., 2003; 陈信元等, 2004; 夏立军等, 2005)均不一致。

但从表5(左半部分)的结果无法发现盈余管理的具体行为方式。进一步, 我们依据可操控性应计

理具有抑制作用, 审计质量较高。之后, 事务所的抑制作用下降, 审计质量也相应下降。在可操控性应计数为负( $DA^-$ )的样本中, TENURE2的系数为-0.0002,  $P=0.015$ , TENURE<sup>2</sup>的系数为0.002,  $P=0.018$ , 表明随着事务所任期的延长, 负向盈余管理曲线呈倒U型, 在事务所任期的早期事务所对负

① 对于表5右半部分, 笔者发现其tenure与tenure2的VIF较高, 分别在11左右, 但由于tenure与tenure2的系数分别显著, 表明模型共线性问题还是可以容忍的。

② 同时, 对于 $DA^-$ , 我们也使用了4年和6年的分期标准进行样本分组线性回归, 发现其系数与预期的一致, 但不显著。

向盈余管理具有抑制作用, 审计质量较高, 之后, 事务所的抑制作用下降, 审计质量也随之下降。

在表5的基础上, 我们将  $DA^+$  按5年期分为事务所任期长于5年 ( $tenure > 5$ ) 和小于5年 ( $tenure \leq 5$ ) 的两个子样本, 以进一步探讨事务所任期与可操控性应计数为正 ( $DA^+$ ) 的关系。从表6可以发现<sup>①</sup>, 当事务所任期小于5年时, 事务所任期与可操控性应计数显著负相关 (系数为  $-0.003$ ,  $P = 0.032$ ), 审计师对盈余管理具有抑制作用。当事务所任期长于5年时, 事务所任期与可操控性应计数显著正相关 (系数为  $0.005$ ,  $P = 0.062$ ), 审计师对盈余管理抑制作用较差, 审计质量逐年下降。同时, 根据  $DA^-$  的回归系数, 我们算出其拐点在第5年, 然而, 在将  $DA^-$  按5年分期以表6样式进行回归时, 其系数的方向与预期的一致, 但不显著。表5与表6的结论与国内外一些文献 (Davis et al., 2002; Meeters et al., 2003; 陈信元、夏立军, 2004; 夏立军、陈信元等, 2005) 的结论均不一致。

表6  $DA^+$  按5年任期分为两组样本后, 事务所任期对盈余管理的影响

变量	预期符号	$DA^+$ ( $tenure \leq 5$ ) ( $N = 894$ )	预期符号	$DA^+$ ( $tenure > 5$ ) ( $N = 371$ )
<i>TENURE</i>	?	$-0.003$ ( $0.032$ )	?	$0.005$ ( $0.062$ )
<i>BIG5</i>	+	$0.019$ ( $0.046$ )	$0.019$ ( $0.180$ )	
<i>GW</i>	+	$0.014$ ( $0.000$ )	+	$0.007$ ( $0.003$ )
<i>SIZE</i>	-	$-0.006$ ( $0.001$ )	-	$-0.005$ ( $0.059$ )
<i>LEV</i>	+	$0.004$ ( $0.450$ )	+	$0.022$ ( $0.009$ )
<i>OCF</i>	-	$-0.212$ ( $0.005$ )	-	$-0.417$ ( $0.000$ )
<i>LOCAL</i>	?	$0.004$ ( $0.247$ )	?	$0.010$ ( $0.191$ )
$R^2$		$0.1528$		$0.159$
Adjusted $R^2$		$0.1402$		$0.1282$

注: 1. 年度效果变量的结果与表5中  $DA^+$  的结果一样, 只是显著性有所下降。由于其并非本研究的重点, 为节省篇幅, 本表并未列出。2. 本表括号内为 P 值。

进一步, 针对5年强制轮换, 本研究将事务所任期分为短任期 ( $tenure \leq 5$ ) 与长任期 ( $tenure > 5$ ), 从盈余管理弹性空间来解释政策的含义。由于按一般做法, 依审计师任期将样本分割为两个子样本后使用 t 或 z 检验, 将无法观察到事务所连续审计行为

的变化。为了保持合成数据的结构完整, 本研究在回归模型中同时纳入事务所任期的连续变量以及事务所任期与虚拟变量的交乘项 ( $TENURE^*DUM$ )。如果长短任期下的审计行为有所不同的话, 则交乘项的系数应显著异于0。

如表7<sup>②</sup>所示, 事务所任期系数显著为正, 在固定效果下, 事务所任期的系数为  $0.002$ ,  $P = 0.000$ ; 在随机效果下, 事务所任期的系数为  $0.001$ ,  $P = 0.014$ 。同时, 交乘项  $TENURE^*DUM$  的系数显著为正 (在固定效果下, 其系数为  $0.007$ ,  $P = 0.005$ ; 在随机效果下, 系数为  $0.006$ ,  $P = 0.031$ )。故从整体上推论  $|DA^-|$  随着事务所任期的增加而增加, 且在短任期里 ( $tenure \leq 5$ ), 其增加的幅度会大于其在长任期 ( $tenure > 5$ ) 里增加的幅度。此结论与国外的发现有较大差异 (Myers et al., 2004), 也与国内的发现 (陈信元、夏立军, 2004; 夏立军、陈信元, 2005) 完全不同。

表7 事务所任期对可操控性应计数绝对值的影响 (平衡样本: 3864个)

变量	预期符号	固定效果	随机效果
$TENURE^*DUM$	?	$0.007$ ( $0.005$ )	$0.006$ ( $0.031$ )
<i>TENURE</i>	?	$0.002$ ( $0.000$ )	$0.001$ ( $0.014$ )
<i>BIG5</i>	-	$-0.003$ ( $0.624$ )	$0.005$ ( $0.209$ )
<i>GW</i>	+	$0.001$ ( $0.000$ )	$0.001$ ( $0.000$ )
<i>SIZE</i>	-	$-0.008$ ( $0.001$ )	$-0.007$ ( $0.000$ )
<i>LEV</i>	+	$0.029$ ( $0.000$ )	$0.031$ ( $0.000$ )
<i>OCF</i>	-	$-0.082$ ( $0.041$ )	$-0.033$ ( $0.372$ )
<i>LOCAL</i>	?	$-0.008$ ( $0.017$ )	$-0.001$ ( $0.674$ )
$R^2$		$0.29$	$0.197$
Adjusted $R^2$		$0.169$	$0.195$

注: 1.  $DUM$ : 虚拟变量, 事务所任期未超过5年, 取值为1, 否则为0。2. 追踪型模型的截距项并非本研究的重点, 为避免篇幅太长, 没有列出。3. 本表括号内为 P 值。

① 同时, 对于  $DA^-$ , 我们也使用了4年和6年的分期标准进行样本分组线性回归, 发现其系数与预期的一致, 但不显著。

② 通过相关系数分析, 发现  $tenure$  与  $tenure^*dum$  的 Pearson 相关系数为  $0.484$ , Spearman 相关系数为  $0.576$ , 均在  $1\%$  水平下显著 (2-tailed), 其它变量之间的相关系数最高为  $0.384$ 。因此, 表7的回归模型不存在严重的共线性问题。

在控制变量方面,其所得结果则不尽相同。 $GW$ 的系数基本与预期相同,代表高成长公司更可能存在盈余管理,易发生高的盈余管理行为,其系数在固定效果和随机效果下,均显著为正,且在将 $DA$ 分为 $DA^+$ 和 $DA^-$ 的情况下,其系数虽不显著,但符号仍为负向和正向,与文献一致(Dechow et al., 1995; Becker et al., 1998)。债务比率( $LEV$ )与预期符号一致,在固定效果和随机效果下,均显著为正。当 $DA$ 为正时,其显著为正,当 $DA$ 为负时,显著为负。经营现金流量( $OCF$ )系数也与文献基本相符,在固定效果和随机效果下,其与 $|DA|$ 的系数均显著为负,在将 $DA$ 分为 $DA^+$ 和 $DA^-$ 的情况下,其系数也分别为显著为负。公司规模( $SIZE$ )与预期符号一致,在固定效果和随机效果下,其与 $|DA|$ 的系数均显著为负,在将 $DA$ 分为 $DA^+$ 和 $DA^-$ 的情况下,与 $DA^+$ 显著负相关,与 $DA^-$ 显著正相关。 $LOCAL$ 、 $BIG5$ 则没有一致性的结论。

### 5.2 敏感性测试

本研究以OLS模型<sup>①</sup>进行如下敏感性测试:

(1)我们在追踪型模型中加入了 $TENURE^2$ 项使用平衡样本进行回归,发现当以 $|DA|$ 衡量盈余管理的弹性空间时,不论是在固定效果还是随机效果下,事务所任期与可操控性应计数绝对值呈U型关系。其中:在固定效果下, $TENURE^2$ 的系数为0.0002,  $P=0.02$ ;在随机效果下, $TENURE^2$ 的系数为0.0003,  $P=0.005$ 。但是,相关性检验时, $TENURE^2$ 和 $TENURE$ 的pearson相关系数是0.964,且在1%的水平下显著(双尾),存在严重的共线性问题。但结合表5的结果,这至少表明,在拐点以后(即在后期),事务所的审计质量逐渐降低。(2)以前的国内文献是以OLS方法,使用线性模型分析2003年及以前的数据,为此,我们使用1998-2003年的平衡样本,将其分为 $DA^+$ 和 $DA^-$ 两组后,根据表5的模型进行了回归分析,其结果与表5基本完全一样;(3)在将全样本按照 $TENURE$ 、 $GW$ 、 $LEV$ 样本标准差的3倍剔除异常值以后,我们按照表5的模型进行了回归,发现当 $DA$ 为正( $DA^+$ )时,其结果与表5基本完全一样;如果当 $DA$ 为负( $DA^-$ )时,则 $TENURE$ 、 $TENURE^2$ 的系数符号与表5一样, $TENURE^2$ 系数的显著性为0.094,  $TENURE$ 系数的显著性为0.133。说明在平衡样本下的分析结果与全样本的分析结果一致。(4)进一步,在 $DA$

为正( $DA^+$ )的情况下,我们按照表6的方式(以5年为标准,将样本分为2组)进行了回归分析,发现其结果与表6基本完全一样。说明当 $DA$ 为正( $DA^+$ )、事务所任期在5年以内时,随着任期的延长,审计质量越高,当事务所任期超过5年时,随着事务所任期的延长,审计质量逐年下降。

## 六、研究结论与局限

本文以我国证券市场1998-2004年的上市公司为样本,考察了事务所任期与审计质量之间的关系。研究发现,在控制了其他变量的影响后:1、事务所任期与审计质量(即盈余管理空间)显著负相关,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,审计质量越来越差,并且相对于长事务所任期(5年以上)而言,短事务所任期( $\leq 5$ 年)盈余管理的增幅更大。2、在进行正向盈余管理时,随着事务所任期的延长,盈余管理的增幅呈U型。在事务所任期小于5年( $tenure \leq 5$ )时,事务所任期与可操控性应计数显著负相关,审计师对盈余管理具有抑制作用,审计质量较高;当事务所任期长于5年( $tenure > 5$ )时,事务所任期与可操控性应计数显著正相关,审计师对盈余管理没有抑制作用,审计质量逐年下降。3、在进行负向盈余管理时,随着事务所任期的延长,盈余管理的增幅呈倒U型。总体而言,在国内的环境下,随着事务所任期的延长(尤其超过5年以后),审计质量逐年下降。这与国内外近期相关文献的结论不一致。这也一定程度上间接支持了我国监管当局近年来出台的5年期强制轮换规定。

本研究的局限性在于,在探明负向盈余管理( $DA^-$ )增长趋势呈倒U型时,没有较好地发现拐点并进行线性模拟回归,从而使其解释不如 $DA^+$ 的分析那样清楚。对此,我们将进一步探讨。

### 主要参考文献:

- 陈信元、夏立军,2004,“事务所任期与审计质量:来自中国证券市场的经验证据”,中国会计学会2004年年会论文集征文稿(光盘)。  
李建然、林凤秀(台湾),2004,“审计师任期与异常应计数之关联性研究”working paper。  
夏立军,2003,“盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研

<sup>①</sup> 因删除样本会破坏平衡数据(panel data)的平衡结构,从而不适合于追踪型模型,因此,敏感性测试分析主要限于OLS模型。

究》，《中国会计与财务研究》第5卷第2期。

夏立军、陈信元、方轶强。2005，“事务所任期与审计质量：来自中国证券市场的经验证据”，《中国会计与财务研究》第7卷第1期。

余玉苗、李琳。2003，“审计师任期与审计质量之间关系的理论分析”，《经济评论》第11期。

吴水澎、刘启亮。2005，“会计制度、公共领域与会计师职业道德”，《会计研究》第11期。

American Institute of Certified Public Accountants, AICPA. 1978. The Commission on Auditors' Responsibilities: Report, Conclusions and Recommendations. New York, NY: AICPA.

American Institute of Certified Public Accountants, AICPA. 1992. Statement of Position Regarding Mandatory Rotation of Audit Firms of Publicly Held Companies. New York, NY: AICPA.

Bartov E., Gul F. A. and Tsui J. S. (2000), Discretionary - accruals Models and Audit Qualifications. The Accounting Review 76 (January): 27 - 58.

Becker C., Defond M. and Jiambalvo J. 1998. The effect of audit quality on earnings management. Contemporary Accounting Research. Spring: 4 - 24.

Berton L. (1991), GAO Weighs Auditing Plan for Big Banks. Wall Street Journal (March 27): A3

Dchow, P., R. Sloan, and A. Swæney. 1995. Detecting Earning Management. The Accounting Review 70: 193 - 225.

Defond M., and M. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. Journal of Accounting and Economics 17: 145 - 176.

DeAngelo, L. E. 1981a. auditor size and audit quality. Journal of Accounting and Economics 3: 183 - 199.

DeAngelo, L. E. 1981b. Auditor independence, "low balling" and disclosure regulation. The Accounting Review 78 (Jul): 779 - 799.

Davis L. R., B. Soo, and G. Trompeter. 2002. Auditor Tenure, Auditor Independence and Earnings Management. Working paper, Bobton College, Chestnut Hill, MA.

Dunham, K. J. 2002. Firms that want to switch auditors find it take time, money and faith. Wall Street Journal (March 15).

Francis J. R. and Krishnan J. (1999), Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism. Contemporary Accounting Research 16 (Spring): 135 - 165.

Francis J., Maydew E. and Sparks H. 1999. The role of Big 6 auditors in the credible reporting of accruals. Auditing: A Journal of Practice & Theory 18 (2): 17 - 34.

Ghosh A. and Moon D. (2003), Does Auditor Tenure Impair Audit Quality? Working Paper. The Securities Ex-

change Commission.

Geiger M. A. and Raghunandan K. (2002), Auditor Tenure and Audit Reporting Failures. Auditing: A Journal of Practice and Theory (Mar.): 67 - 78.

Kellogg R. 1984. Accounting Activities, Securities Prices and Class Action Lawsuits. Journal of Law and Economics 6: 185 - 204.

Kinney, W., and R. Martin. 1994. Does Auditing Reduce Bias in Financial Reporting? A Review of Audit - Related Adjustment Studies. Auditing: A Journal of Practice & Theory 13: 149 - 159.

Myers J. N., Myers L. A., Palmrose Z. V., and Scholz S. W. (2004), Mandatory Auditor Rotation: Evidence from Restatements. Working paper.

Myers J. N., Myers L. A., and Omer T. C. (2003), Exploring the Term of the Auditor - Client Relationship and the Quality of Earnings: A Case for Mandatory Auditor Rotation? The Accounting Review Vol. 78: 779 - 799.

Mautz R. K. and Sharaf H. A. (1961), The Philosophy of Auditing. American Accounting Association Monograph No. 6. Sarasota, FL: American Accounting Association.

Petty R. and Cuganesan. (1996), Auditor Rotation: Framing the Debate. Australian Accountant 66 (May): 40 - 41.

Palmrose, Z. 1986. The Effect of Nonaudit Service on the Pricing of Audit Services: Further Evidence. Journal of Accounting Research 24: 405 - 411.

Palmrose, Z. 1991. Trials of legal disputes involving independent auditors: some empirical evidence. Journal of Accounting Research (Supplement): 149 - 185.

Reynolds J., Francis J., 2001. Does size matter? The influence of large clients on office - level auditor reporting decisions. Journal of Accounting and Economics 30: 375 - 400.

Subramanyam K. R. (1996), 'The Pricing of Discretionary Accruals', Journal of Accounting and Economics 22: 249 - 282.

Securities Exchange Commission (SEC). (1994), Staff Report on Auditor Independence. Washington, D. C.: Government Printing Office.

Trompeter, G. 1994. The Effect of Partner Compensation Schemes and Generally Accepted Accounting Principals on Audit Partner Judgement. Audit: A Journal of Practice & Theory 13 (Fall): 56 - 68.

Warfield T., J. Wild, and K. Wild. 1995. Managerial Ownership, Accounting Choices and Informativeness of Earnings. Journal of Accounting and Economics 20: 61 - 91.

Watts R. L. and J. L. Zimmerman. 1983. Agent problems, Auditing, and the Theory of the Firm: Some Evidence. Journal of Law and Economics 26 (October): 613 - 633.