

事务所任期与审计质量：来自中国证券市场的经验证据

夏立军 陈信元

（上海财经大学 会计学院，上海 200433）

摘要：审计任期与审计质量的关系是近年来监管者和学术界普遍关注的一个重要问题。本文以中国证券市场上 2000 年至 2002 年期间获得标准无保留审计意见的上市公司为样本，使用经过一定调整后的截面 Jones 模型估计出的公司非正常性应计利润作为审计质量的衡量指标，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显著负相关，并且相对短事务所任期（2-5 年）来说，在事务所初次接受委托（任期为 1 年）以及长事务所任期（6 年以上）情况下，审计质量更高；2、在将事务所初次接受委托分为事务所被迫变更和非被迫变更引起的初次接受委托时，相对短事务所任期来说，被迫变更和非被迫变更引起的事务所初次接受委托情况下，审计质量都更高；3、相对国内非十大事务所来说国际五大的国内合作所审计质量更高，而国内十大事务所和非十大事务所的审计质量没有明显差异；4、公司与事务所之间的地域关系即公司与事务所是否处于同一地区对审计质量没有影响。

关键词：审计任期；事务所规模；地域关系；审计质量；证券市场

中国图书分类号：F2 **文献识别码：**A

1 问题的提出

美国《萨班斯——奥克斯利法案》推出后，关于审计任期与审计质量的关系引起了越来越多的关注¹。该《法案》的第二章第 203 节要求实施审计合伙人轮换，具体要求“对审计某发行证券公司的会计师事务所而言，如果该所负责该审计项目的合伙人或负责复核该审计项目的合伙人已连续超过 5 年对该公司的审计或复核负责，则该事务所提供上述审计业务的行为是非法的”²。另外，在该法案的国会听证期间，会计师事务所的强制轮换被认为是一项能够提高审计独立性和审计质量的改革措施，因此在该《法案》的第二章第 207 节“关于强制轮换会计师事务所的研究”中要求“总审计长应就强制要求轮换会计师事务所的潜在影响进行研究和评论”³。虽然关于审计任期与审计质量的关系还存在很多争议，但美国的这些监管实践已经对其他国家产生重要影响，不少国家已经推行相应改革措施或正考虑推行相应措施。例如，新加坡从 2002 年 3 月开始对在本国设立的银行要求实施会计师事务所强制轮换，奥地利从 2004 年开始要求公众公司实行会计师事务所强制轮换，日本从 2004 年 4 月起要求实施审计合伙人和复核合伙人轮换，而加拿大也从 2003 年 7 月起开始考虑对所有公众公司的审计合伙人施行强制轮换（GAO，2003）。

¹审计师任期和事务所任期分别指审计师和事务所为同一机构提供审计服务的年限，本文将二者统称为审计任期。为了表述方便，本文对注册会计师和审计师不做严格区分，除引用其他文献外，一般使用审计师术语。

²审计师（或项目负责人、合伙人）轮换，指对同一客户，事务所内部对负责此客户的签字审计师（或项目负责人、合伙人）按照一定的年限实行轮换。

³事务所轮换，指对一家会计师事务所可以审计某特定公司财务报告的任期做出限制。本文将审计师（或项目负责人、合伙人）轮换和事务所轮换统称为审计轮换。

在国内，早在《萨班斯——奥克斯利法案》推出后不久，中国证监会有关人士便表示要积极借鉴美国的做法，在一两年内修改上市公司聘用注册会计师的有关规定，明确提出审计项目负责人和签字注册会计师至少 5 年必须轮换一次（顾惠忠，2002；张为国、沈振宇，2003）⁴。截止到目前，已经颁布实施的有关监管规则有：（一）中注协 2002 年 6 月 25 日颁布并于同年 7 月 1 日开始实施的《中国注册会计师职业道德规范指导意见》。其中第十五条指出，在承办具体鉴证业务时，会计师事务所应当定期轮换项目负责人及签字注册会计师以维护其独立性。但该指导意见没有对如何轮换做出要求。（二）中国证监会 2003 年 1 月 6 日颁布的《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号〈年度报告的内容与格式〉（2002 年修订稿）》）。其中第四十九条规定，“公司应披露聘任、解聘会计师事务所情况，报告年度支付给聘任会计师事务所的报酬情况，及目前的审计机构已为公司提供审计服务的连续年限（年限从审计机构与公司首次签订审计业务约定书日开始计算）”。遵从此规定，上市公司 2002 年年度报告中已经披露了事务所任期的信息。（三）中国证监会和财政部 2003 年 10 月 8 日发布的《关于证券期货审计业务签字注册会计师定期轮换的规定》。规定要求，自 2004 年 1 月 1 日起，签字注册会计师或审计项目负责人连续为某一相关机构提供审计服务，不得超过五年。（四）财政部 2004 年 1 月 17 日发布的《关于改进和加强企业年度会计报表审计工作管理的若干规定》。该规定适用于境内除特殊行业企业以外的各类国有及国有控股的非金融企业，其中第十四条规定，“为同一企业连续执业 5 年的签字注册会计师，企业应当要求会计师事务所予以更换”。

无疑，为了提高审计质量，审计师、审计项目负责人以及事务所的强制轮换制度已为国内外监管者所重视或采用。而相关的一个核心问题则是：长审计任期损害审计质量了吗？与各国的监管实践相应，针对审计任期与审计质量关系的学术研究已经陆续展开。不少文献在美国的制度背景下，对审计任期与审计质量的关系进行了分析性研究、档案性研究、实验研究或调查研究。而针对中国市场环境的相应研究还很缺乏。本文基于中国证券市场，对审计任期与审计质量的关系进行实证研究。由于关于审计轮换制度的争议主要集中于事务所轮换，同时事务所任期的数据较易取得，因此，本文仅考察事务所任期与审计质量的关系，而将

⁴审计轮换制也被其他监管者看好。例如，中国人民银行副行长吴晓灵称，金融企业要建立一整套杜绝会计造假的机制，为避免注册会计师与客户因长期合作而影响会计师审计的独立性，实行会计师事务所轮换制，或负责公司审计的合伙人轮换制度（浩民，2002）。

审计师任期与审计质量的关系留作未来研究的对象。我们以那些获得标准无保留审计意见的上市公司为样本，考察了事务所任期与经过一定调整后的截面 Jones 模型估计出的非正常性应计利润（代表上市公司盈余管理的程度）之间的关系。研究结果显示，相对于较短的事务所任期，在事务所初次接受委托或较长的事务所任期情况下，非正常应计利润更小。这表明，事务所初次接受委托或较长的事务所任期并没有损害审计质量，却可能提高了审计质量。

本文的第二节是文献综述，对国内外相关的文献进行回顾。第三节提出本文的研究方法，包括审计质量的衡量、样本选择和数据来源、检验模型和变量说明。第四节是实证检验结果及解释，包括单变量分析、多变量分析、细分事务所任期的多变量分析以及敏感性检验结果。文章最后一节给出研究结论和局限。

2 文献综述

实际上，审计任期与审计质量的关系并不是一个新话题。早在 20 世纪 60 年代，美国学者和监管部门便注意到此问题。此后，围绕审计任期与审计质量的关系以及是否需要实行强制审计轮换的争议就不断出现。总体来看，监管者以及一些分析性研究和实验研究的结果倾向于支持长审计任期会损害审计独立性并进而损害审计质量的观点，而相关的实证研究结果则多显示长审计任期情况下审计质量反而更高。下面我们对正反两方面的观点和证据进行综述。

2.1 审计任期与审计质量负相关

这种观点认为长审计任期会导致审计独立性下降，从而会损害审计质量。Mautz 和 Sharaf（1961）注意到，虽然长审计任期本身并不直接损害审计质量，却可能带来审计独立性上的问题。虽然他们不赞成事务所强制轮换，但他们认为，长审计任期可能会慢慢地、逐渐地损害审计师的公正性。Dopuch, King 和 Schwartz（2001）对事务所强制留任或/和轮换与审计独立性之间的关系进行了实验研究。他们将事务所强制留任和轮换制度分为四种组合，即分为无强制留任或轮换、仅有强制留任、仅有强制轮换以及既有强制留任又有强制轮换这四种情况。实验结果发现，后两组情况下审计独立性高于前两组，同时，在前两组情况下，客户更愿意继续留任事务所。这表明，长审计任期会损害审计独立性，而事务所强制轮换可以提高审计独立性。

美国参议院 Metcalf 委员会表示 (U.S. Senate, 1976), “事务所强制轮换是提高审计独立性的一种方法”。具体来说, Metcalf 委员会认为, “公司与其聘任的会计师事务所之间的长期关系将会导致事务所与其客户管理层的利益密切相关, 从而事务所独立发表意见变得困难。解决这个问题一个办法是对事务所进行定期轮换……”。美国的其他监管者也持类似的观点, 如美国证监会 (SEC) 和注册会计师协会 (AICPA) 认为, 长审计任期将会导致会计盈余质量的下降, 而事务所强制轮换是一个可能的解决办法 (AICPA, 1978; SEC, 1994)。安然/安达信事件后, 美国的多部法律开始对审计任期进行限制, 包括 2002 年的 SOX 法案、审计法和会计法。

2.2 审计任期与审计质量正相关

支持审计任期与审计质量正相关的观点和证据主要来自于学术界或职业界。这种观点认为, 长审计任期会增加审计师对其客户的了解, 从而有助于发现客户会计报表中的错报或舞弊行为。Geiger 和 Raghunandan (2002) 以美国证券市场上 1996 年至 1998 年间破产的公司为样本, 对这些公司破产前的审计意见与事务所任期的关系进行了实证检验。结果发现, 在短审计任期情况下, 审计失败的可能性更大, 也就是说, 长审计任期情况下审计质量反而更高。Myers, Myers 和 Omer (2003) 以美国证券市场上 1988 年至 2000 年间的公司为样本, 使用非正常性应计利润作为衡量审计质量的替代指标, 对事务所任期与审计质量之间的关系进行了更为一般性的研究。他们也发现, 事务所任期与审计质量呈显著正相关关系。

Ghosh 和 Moon (2003) 考察了非正常性应计利润与事务所任期的关系以及事务所任期的市场反应。研究发现, 事务所任期越长, 审计质量越高。Mansi, Maxwell 和 Miller (2004) 则对事务所特征 (审计质量和事务所任期) 与负债融资成本之间的关系进行了研究。他们发现, 审计质量和事务所任期与负债融资成本显著负相关, 并且在那些发行非投资级债券的公司中这种关系更为显著。这一研究结果表明, 投资者并不认为长事务所任期会损害审计质量。Myers 等 (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。

2.3 关于审计轮换成本和收益的研究

Gietzmann 和 Sen (2002) 构建了一个事务所轮换的成本和收益权衡的模型。他们的分析发现, 是否需要引进事务所轮换制度关键取决于审计市场结构的特征以及向单个客户收取的审计费在事务所总的客户审计费中的比重。他们认为, 虽然事务所轮换会带来额外成本, 但在那些只有少数大客户的审计市场中, 事务所轮换的收益大于成本。Mcintyre 和 Brennan (2004) 则回顾了美国事务所强制轮换争议的历史, 考察了支持和反对事务所强制轮换的主要观点, 并表明了他们对事务所强制轮换制度的支持。

而美国审计总署 (GAO) 对事务所强制轮换的潜在影响进行的调查研究则发现 (GAO, 2003), “几乎所有最大的会计师事务所和《财富》1000 强公众公司认为, 会计师事务所强制轮换的成本可能超过收益。大多数意见认为, 当前对审计合伙人轮换、审计独立性以及其他改革的要求, 如果能得到完全贯彻, 将足以实现会计师事务所强制轮换的预期效果。而且, 在与其他利益相关者 (包括机构投资者、证券市场监管者、银行、会计师以及消费者保护组织) 的访谈中, 这些利益相关者的观点与对上述调查做出回应的那些人的观点是一致的。”基于这些调查发现, GAO 认为 (GAO, 2003), “如果考虑到额外的财务成本、以前对公众公司审计所获得的经验的损失以及当前正在实施的改革措施, 会计师事务所强制轮换可能并不是加强审计独立性和提高审计质量的最有效途径。虽然 GAO 相当肯定会计师事务所强制轮换会导致额外的成本, 但是其潜在收益更加难以预计和量化。”

2.4 国内的相关研究

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。她们认为, 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。李爽、吴溪 (2003a) 在有关的审计报告行为研究中控制了事务所任期对审计意见的影响。他们发现, 在针对持续经营不确定性发表意见时, 审计任期越长, 审计意见变通的可能性越大, 但在对账面盈利和微利公司的研究中, 审计任期与审计意见没有显著关系。这种使用不同研究样本时出现不同结论的情况可能与样本量较小有关, 同时也说明, 审计任期与审计意见的关系还有待进一步考察。另外, 李爽和吴溪 (2004) 以沪深股市较好地披露了 2000 年度和 2001 年度支付给事务所的报酬信息的公司为样本, 对事务所任期与审计定价的关系进行了实证检验。研究发现, 审计定价水平在审计任期内呈非均匀分布, 并且在中长期审计任期下, 审计定价更高, 审

计定价对审计风险因素不敏感甚至负相关。这可能在一定程度上支持长审计任期会损害审计质量的观点，但由于难以判断何种审计任期下的审计定价为正常水平，审计任期与审计质量之间的关系还不清楚。

事实上，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。现有的观点基本上可以概括为：长审计任期可能会损害审计独立性，却可能会提高审计师专业技能。因此，审计任期与审计质量之间的关系取决于前者与后者哪个更占优势，而这在很大程度上是一个实证性问题。在笔者所知的范围内，目前国内有关审计任期与审计质量关系的学术研究尤其是实证研究还很缺乏，本文希望能为理解国内市场环境下审计任期与审计质量的关系提供一些经验证据。

3 研究方法

3.1 审计质量的衡量

根据 DeAngelo (1981) 的定义，审计质量是指审计师发现并报告出其客户财务报告中错报的联合概率。但由于审计过程不可观察，审计质量实际上很难衡量。现有研究多使用替代指标来衡量审计质量，例如使用事务所规模即六大/非六大的虚拟变量 (Becker 等, 1998)⁵、事务所出具非标准无保留审计意见的概率 (Bartov, Gul 和 Tsui, 2000)、事务所遭受诉讼 (Heninger, 2001)、非正常性应计利润 (Myers, Myers 和 Omer, 2003)⁶，等等。虽然在美国，事务所规模与审计质量的正相关关系已经得

⁵在 1989 年的大型事务所合并前，是八大与非八大之分；在 1998 年的大型事务所合并后，是五大与非五大之分；安达信解体后，变为四大与非四大之分。

⁶应计利润是指那些不直接形成当期现金流入或流出，但按照权责发生制和配比原则应计入当期损益的那些收入或费用（或净资产的增加或减少部分），比如折旧费用、摊销费用、应收账款增加额等等。根据应计利润的被操纵程度，可以将应计利润区分为正常性应计利润和非正常性应计利润。

到理论和实证支持 (DeAngelo, 1981; Dopuch 和 Simunic, 1982; Nichols 和 Smith, 1983; Simunic 和 Stein, 1987; Davidson 和 Neu, 1993), 但在国内, 现有证据表明事务所规模与审计质量之间不存在显著的相关关系 (夏立军、杨海斌, 2002; 原红旗、李海建, 2003; 李爽、吴溪, 2003b)。因此我们不能采用事务所规模来衡量审计质量。同时, 在国内, 事务所遭受诉讼的情况很少发生, 因此事务所遭受诉讼也不能用来衡量审计质量。

国内的研究多采用事务所出具非标准无保留审计意见的概率来衡量审计质量 (Chen, Chen 和 Su, 2001; 章永奎、刘峰, 2002; 夏立军、杨海斌, 2002; 李爽、吴溪, 2003b)。但此方法存在三个问题: 1、由于在国内, 上市公司被出具的非标准无保留审计意见大部分为无保留加说明段审计意见, 而严格来说这种审计意见与标准无保留审计意见没有本质区别; 2、在国内, 上市公司年度报告审计中存在着显著的审计意见变通行为, 表现之一为不少事务所在本应出具保留意见时出具无保留加说明段审计意见 (李爽、吴溪, 2003a), 这样, 与第一个问题一起, 研究者难以知道无保留加说明段审计意见究竟代表什么; 3、上市公司被出具非标准无保留审计意见尤其是保留、否定或拒绝表示意见的概率受其财务特征影响较大 (夏立军、杨海斌, 2002), 而不同的事务所可能客户特征差异很大。鉴于此, 本文不采用此方法衡量审计质量。

综合以上考虑, 本文借鉴 Myers, Myers 和 Omer (2003) 的方法, 即采用盈余管理计量模型估计出的非正常性应计利润来衡量审计质量。国外大量的研究发现, 应计利润与事务所遭受诉讼、出具非标准无保留审计意见的概率以及审计失败正相关 (Heninger, 2001; Bartov, Gul 和 Tsui, 2000; Geiger 和 Raghunandan, 2002), 而与事务所谨慎性负相关 (Becker 等, 1998; Francis 和 Krishnan, 1999; Francis, Maydew 和 Sparks; 1999)。这表明, 高质量审计可以减轻公司盈余管理的程度。同时, 已有研究发现, 截面 Jones 模型估计出的非正常性应计利润能够有效地衡量公司盈余管理的程度 (Subramanyam 1996; Bartov, Gul 和 Tsui, 2000)。夏立军 (2003) 则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非正常性应计利润, 并用以衡量审计质量。下文进行具体描述。

3.2 样本选择和数据来源

我们选取 2000 年至 2002 年期间的沪深两市所有上市公司作为初选样本，理由是：1、本文需要用到详细的上市公司行业分类信息以估计非正常性应计利润，而中国证监会公布的上市公司行业分类指引始自 2000 年度上市公司；2、在 2000 年，由于行政力量的推动，国内事务所发生了大规模的联合兼并行动，审计市场结构发生了一定变化，同时，近年来监管机构加强了对上市公司年度报告审计中“炒鱿鱼、接下家”行为的监管，而这会影响到事务所初次接受委托时的审计行为，因此考察 2000 年以后的期间可以更好的反映审计任期与审计质量之间关系的现状。截至 2000 年末、2001 年末和 2002 年末，沪深两市分别有上市公司 1088 家、1160 家和 1224 家，我们进一步对这些公司执行如下筛选程序：

1、剔除未披露当年年度报告的公司。这种情况只有 1 家，系 ST 中侨（股票代码 000047）未披露 2002 年年度报告，而 2003 年便已退市。

2、剔除当年度新上市（距年度报告日上市时间不到 1 年）的公司。剔除这些公司的原因是，本文需要用到上年财务指标以计算公司非正常性应计利润，而新上市公司上年财务数据很多系模拟而来，同时由于上市融资，公司规模和股本结构发生较大变化，而这会引起非正常性应计利润计算的误差。

3、剔除当年获得非标准无保留审计意见的公司。剔除这些公司后，所有事务所均出具了标准无保留审计意见，也就是说所有事务所均认为其客户财务报告中不存在重要错报。这样，公司财务报告中非正常性应计利润的大小更能反映出事务所审计质量的高低。

4、剔除金融保险行业公司。由于金融保险行业公司应计利润和其他行业相比具有独特的特征，我们剔除金融保险行业公司样本，共 7 家⁷。

⁷我们对加进金融保险行业公司的情况进行了敏感性检验，敏感性检验结果不改变我们的研究结论。

经过上述筛选过程后，最后的样本公司和年度观察值为 2667 个，其中 2000 年度 767 个，2001 年度 921 个，2002 年度 979 个。上市公司审计意见和主审事务所资料来自于我们根据上市公司年度报告的逐一整理，上市公司年度报告来自于中国证监会指定信息披露网站——巨潮资讯网（www.cninfo.com.cn）。为了确保数据的准确性，我们将整理出的数据与巨潮资讯网公布的审计意见和事务所资料进行了逐一核对和校正。上市公司的财务指标数据来自于巨灵证券信息系统（2002）和 CSMAR 股票市场与财务数据库（2002）。上市公司行业类型来自于中国证监会 2001 年颁布的《上市公司行业分类指引》，该指引以上市公司最近年度经审计后的营业收入为分类标准，具有较好的科学性和权威性，并与我们的研究对象吻合。我们将所有上市公司按中国证监会公布的分类结果分为 21 类，其中制造业由于公司数量特别多，取两位代码分类（制造业中代码为 C2 的公司只有两家，我们将其归入其他制造业 C9 中），其他行业取一位代码分类。样本选择过程以及样本公司在各年度和各行业的分布如表 1 所示⁸。本文的数据处理使用 SPSS10.0 统计软件进行。

表 1：样本选择过程及样本在各年度和各行业的分布

	2000 年 2002 年	2000 年至 2001 年	2001 年	2002 年
各年末上市公司总数	3472	1088	1160	1224
减：未披露年度报告的公司数	1	0	0	1
当年新上市（上市时间不到 1 年）公司	285	139	75	71

⁸从表中可以看出，传播与文化业（行业代码为 L）样本量较小量较小，这可能会影响正常性应计利润的估计。我们对剔除传播与文化业样本公司的情况进行了敏感性测试，研究结论不受影响。

数					
当年获得非标准无保留审计意见的公	499	173	157	166	
司数					
金融保险行业（行业代码为“I”）公	20	7	7	7	
司数					
最终样本数	2667	<u>767</u>	<u>921</u>	<u>979</u>	
其	农、林、牧、渔业	65	16	26	23
中： A					
B	采掘业	39	10	13	16
C0	食品、饮料	134	41	47	46
C1	纺织、服装、皮毛	134	36	47	51
C3	造纸、印刷	46	14	15	17
C4	石油、化学、塑胶、塑	305	90	103	112
	料				
C5	电子	77	17	28	32
C6	金属、非金属	255	74	89	92

C7	机械、设备、仪表	428	126	145	157
C8	医药、生物制品	132	31	45	56
C9	其他制造业	40	9	14	17
D	电力、煤气及水的生产 和供应业	114	32	40	42
E	建筑业	39	13	13	13
F	交通运输、仓储业	97	26	34	37
G	信息技术业	140	44	48	48
H	批发和零售贸易	247	74	89	92
J	房地产业	73	21	24	28
K	社会服务业	103	29	36	38
L	传播与文化产业	21	5	8	8
M	综合类	178	59	61	58

3.3 检验模型及变量说明

根据上文的讨论和分析，我们构建如下多元回归模型以检验事务所任期与审计质量之间的关系：

$$DA_i = \beta_0 + \beta_1 Tenure_i + \beta_2 IBig5_i + \beta_3 DBig10_i + \beta_4 Locality_i + \beta_5 AdjCFO_i + \beta_6 InGrowth_i \\ + \beta_7 ComSize_i + \beta_8 Leverage_i + \beta_9 Year00_i + \beta_{10} Year01_i + \varepsilon_i$$

其中， β_0 为截距， $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ 为系数， ε_i 为残差。模型中各变量的含义如下：

3.3.1 因变量

DA_i 是经过上年年末总资产调整后的公司 i 当年非正常性应计利润，代表公司盈余管理的程度⁹。 DA_i 依据上文所述夏立军(2003)一文中的调整后截面 Jones 模型确定，计算公式是 $DA_i = TA_i / A_i - NDA_i$ 。其中， TA_i 为公司 i 当年包含线下项目的总应计利润，即 $TA_i = NI_i - CFO_i$ ，其中 NI_i 为公司 i 当年净利润， CFO_i 为公司 i 当年经营活动现金流量净额； A_i 为公司 i 上年年末总资产； NDA_i 为经过上年年末总资产调整后的公司 i 当年正常性应计利润。 NDA_i 根据以下方程（1）计算而得。

$$NDA_i = \alpha_1 + \alpha_2 (\Delta REV_i / A_i) + \alpha_3 (PPE_i / A_i) \quad (1)$$

其中： ΔREV_i 是公司 i 当年主营业务收入和上年主营业务收入的差额， PPE_i 是公司 i 当年年末厂场、设备等固定资产原值， A_i 为公司 i 上年年末总资产， $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 是行业特征参数。这些行业特征参数 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 的估计值根据以下方程（2），并分年度运用经过不同行业分组的数据进行回归取得。

$$GA_i / A_i = a_1 + a_2 (\Delta REV_i / A_i) + a_3 (PPE_i / A_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

⁹盈余管理可以分为将利润做高和做低两种情况。但从投资者角度来讲，将利润做高的盈余管理对其伤害更大，而将利润做低的盈余管理在某种程度上属于会计谨慎性过度。因此，我们不使用 DA 的绝对值来代表盈余管理。

其中： a_1 ， a_2 ， a_3 是 α_1 ， α_2 ， α_3 的 OLS 估计值； GA_i 是公司 i 的线下项目前总应计利润，即 $GA_i = EBXI_i - CFO_i$ ，其中 $EBXI_i$ 为公司 i 当年经营利润， CFO_i 为公司 i 当年经营活动现金流量净额； ε_i 为剩余项，代表各公司线下项目前总应计利润中的非正常性应计利润部分。其他变量含义和方程（1）相同。

3.3.2 测试变量

$Tenure_i$ 代表事务所任期，即公司 i 所聘任的事务所为其提供审计服务的累计年份。虽然自 2002 年度起，上市公司年度报告中披露了事务所任期信息，但由于初次披露，很多公司信息披露质量不高，同时上市公司未披露 2000 年度以及 2001 年度事务所任期信息。因此，本文不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自公布招股说明书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 IPO 审计（即三年加一期的会计报表审计）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¹⁰。

由于公司 IPO 审计和上市后的年度报告审计的审计要求和审计风险比发行股票前的年度报告审计要高得多，因此我们认为将 IPO 审计作为事务所任期的第一年合理的。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；沪深股市分别在 1990 年和 1991 年才设立，同时 1992 年底之前上市的公司只有 53 家，我们预期这样处理不会对研究结论产生较大影响。

3.3.3 控制变量

¹⁰ 我们认为，由于合并后事务所通常留任合并前事务所的主要人员、使用合并前事务所的审计档案等资源，并承接合并前事务所的所有权利和义务，因此事务所合并本身不会影响事务所对原有客户审计时的独立性和专业技能。这样，合并前后的事务所任期应当连续计算。

$IBig5_i$ 和 $DBig10_i$ 是虚拟变量，用以控制事务所规模对审计质量的影响。如果负责公司当年年度报告审计的事务所是国际五大的国内合作所，那么 $IBig5_i$ 取值为 1，否则 $IBig5_i$ 取值为 0¹¹。如果负责公司当年年度报告审计的事务所是国内十大事务所，那么 $DBig10_i$ 取值为 1，否则 $DBig10_i$ 取值为 0。我们使用事务所当年年度报告审计的客户数来确定国内十大事务所名单¹²。

在检验模型中纳入这两个控制变量的理由是：（1）国外的研究表明，大规模事务所审计质量更高（DeAngelo, 1981; Dopuch 和 Simunic, 1982; Nichols 和 Smith, 1983; Simunic 和 Stein, 1987; Davidson 和 Neu, 1993），而国内的现有研究表明事务所规模与审计质量之间不存在显著的相关关系（夏立军、杨海斌，2002；原红旗、李海建，2003；李爽、吴溪，2003b），我们希望在本文的研究方法下进一步检验事务所规模与审计质量的关系；（2）中国的监管者在有关的监管规则中表现出对国际五大事务所和国内大规模事务所的偏爱，其理由是它们的审计质量更高，出错的概率更小，但事实是否如此有待检验¹³。

¹¹虽然在本文的研究期间，由于安达信的解散，国际五大变为四大，但为了表述方便，本文还使用“国际五大”来指代这些最大的国际事务所。这些国际五大在国内的合作所包括：安达信华强、安永华明、安永大华、毕马威华振、沪江德勤、德勤华永、普华永道中天。其中，在 2000 年和 2001 年年度报告审计中，无安永大华和德勤华永；在 2002 年年度报告审计中无沪江德勤。

¹²此处界定的国内十大不包括国际五大的国内合作所。我们对按事务所当年年度报告审计的客户总资产之和来确定国内十大事务所名单的方法进行敏感性检验，研究结论不变。

¹³中国的监管者为事务所执行证券期货业务审计业务设置了很多准入门槛，其中包括对事务所规模的限制。例如，中国证监会 2001 年 12 月 30 日颁发的《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 16 号——A 股公司实行补充审计的暂行规定》中要求，“公司在首次公开发行股票并上市，或上市后在证券市场再筹资时，……，应聘请获中国证券监督管理委员会（以下简称“中国证监会”）和财政部特别许可的国际会计师事务所，按国际通行的审计准则，对其按国际通行的会计和信息披露准则编制的补充财务报告进行审计。”中国证监会 2003 年 2 月 28 日颁发的《股票发行审核标准备忘录第 16 号——首次公开发行股票的公司专项复核的审核要求》，规定“发行人在接到证监会发行监管部出具的要求专项复核的书面反馈意见后，应

$Locality_i$ 是虚拟变量，用以控制上市公司与事务所的地域关系对审计质量的影响。与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普遍现象¹⁴。由于本地事务所业务收入大都来自本地区，并且上市公司大部分为地方政府所控股，因此本地事务所相对外地事务所来说，对其客户存在着政治和经济依赖。这样，本地事务所的审计独立性可能更低。但另一方面，本地事务所对当地的上市公司更为熟悉，并更容易通过其他渠道（如客户内部的员工）获得关于其客户真实情况的信息，因此本地事务所发现其客户财务报告中错报的概率更大，即本地事务所的专业技能更高。本文设置这一变量以控制这种地域关系对非正常性应计利润的影响。

$Locality_i$ 的取值方法如下：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 $Locality_i$ 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¹⁵。

根据证监会会计部发布的《具备执行 A 股公司补充审计试点业务及首次发行证券过程中的专项复核业务资格的会计师事务所名单》（会计部便函[2002] 25 号），自行选择拟委托的会计师事务所。而这份事务所名单包括的基本都是国际五大的国内合作所和国内大规模事务所。以上两个监管规则虽然由于有关方面的反对没有得到完全执行，但至少表明监管者对国际五大和国内大所更加信赖。

¹⁴这一现象已为监管者所关注。中国证监会首席会计师办公室编写的《谁审计中国证券市场——审计市场分析》（1997——1999、2001、2002）中对此现象进行了描述和分析。按本文确定的划分本地和非本地的方法，在本文的研究样本中，平均有 69.74% 的公司聘任了本地事务所。

¹⁵这样确定事务所所在地的理由是：事务所机构主要在其注册地设立，人员主要在注册地居住和生活，因此主要受其注册地政治和经济的影响；合并后的事务所在新注册地设立机构的同时，通常继续保持其在原有地区的机构和人员；国际四大在国内的合作所通常在其国内多个地区设立分支机构，

$AdjCFO_i$ 是公司 i 经上年年末总资产调整后的当年经营活动现金流量，即当年经营活动现金流量净额与上年年末总资产的比值。国外的研究发现，公司经营活动现金流量净额越高，其经营绩效越好（Frankel, Johnson 和 Nelson, 2002），并且公司现金流量与应计利润之间存在负相关关系（Dechow, 1994; Sloan, 1996）。因此，和 Myers, Myers 和 Omer（2003）的做法一致，我们在检验模型中设置此变量以控制公司经营活动现金流量净额对非正常性应计利润的影响。

$InGrowth_i$ 、 $ComSize_i$ 和 $Leverage_i$ 分别代表行业成长性、公司规模和公司资产负债率。 $InGrowth_i$ 为全行业样本公司主营业务收入总和与上年相应数据的比值。 $ComSize_i$ 为公司当年年末总资产的自然对数值。 $Leverage_i$ 为公司年末负债总额与资产总额的比值。已有研究发现，行业成长性、公司规模以及资产负债率与公司应计利润之间存在相关关系（Defond 和 Park, 1997; Becker 等, 1998; Myers, Myers 和 Omer, 2003），因此我们在模型中纳入这些控制变量。

另外，为了控制不同年度样本公司的差异，我们以 2002 年度样本公司为参照系，设置 $Year00_i$ 和 $Year01_i$ 这两年两个控制变量：当样本公司为 2000 年度公司时， $Year00_i$ 取值为 1，否则取值为 0；当样本公司为 2001 年度公司时， $Year01_i$ 取值为 1，否则取值为 0。

3.4 样本特征描述性统计

表 2 给出了样本公司中事务所任期的统计特征。从表中可以看出，事务所任期最短为 1 年，最长为 11 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发生了事务所变更，即后任事务所初次接受委托提供审计服务。在 2000 年至 2002 年的所有样本公司中，事务所任期 1 年的比例为 11.96%，而在 2000 年、2001 年和 2002 年的分年度样本中，这一比例分别为 8.34%、20.30% 和 6.95%。这说明，在样本中，不少公司发生了事务所变更，尤其是 2001 年年度报告

同时由于规模较大，受注册地政治和经济影响较小。我们对将国际四大在国内的合作所按其注册地作为所在地的情况进行了敏感性检验，检验结果不改变本文结论。

审计发生事务所变更的比例达到 20.30%¹⁶。从表 2 中还可以看出，在 2000 年至 2002 年的所有样本公司中，事务所任期 1 至 6 年的所占比例均在 12%左右，在任期超过 6 年的事务所任期中，任期越长所占比例越小。在 2000 年、2001 年和 2002 年的分年度样本中，样本公司数所占比例最高的事务所任期分别是 5 年、1 年和 2 年。总体来看，样本公司在各事务所任期中较为均衡。

表 2: 事务所任期的统计特征

事务所 任期（年）	2000 年至 2002 年		2000 年		2001 年		2002 年	
	公 司 数	比 例 (%)	公 司 数	比 例 (%)	公 司 数	比 例 (%)	公 司 数	比 例 (%)
1	319	11.96	64	8.34	187	20.30	68	6.95
2	278	10.42	40	5.22	54	5.86	184	18.79
3	350	13.12	129	16.82	121	13.14	100	10.21
4	311	11.66	96	12.52	106	11.51	109	11.13
5	340	12.75	154	20.08	85	9.23	101	10.32

¹⁶ 2001 年这一比例较高的原因是：在 2000—2001 年度的证券期货业务许可证年检中，中天勤、深圳同人、深圳华鹏、华伦、中联信等五家事务所被吊销执业资格，中审和天一被要求整改，从而引发大量上市公司被迫变更事务所。

6	331	12.41	128	16.69	128	13.90	75	7.66
7	258	9.67	31	4.04	109	11.83	118	12.05
8	181	6.79	57	7.43	26	2.82	98	10.01
9	141	5.29	68	8.87	51	5.54	22	2.25
10	105	3.94	0	0.00	54	5.86	51	5.21
11	53	1.99	0	0.00	0	0.00	53	5.41
合计	2667	100.00	767	100.00	921	100.00	979	100.00

表 3 是检验模型中各变量的描述性统计数据。从表中可以看出，在样本公司中，事务所任期平均值为 4.8785 年，中位数为 5 年。上市公司聘任本地事务所的比例为 69.74%，聘任五大的国内合作所的比例为 7.42%，聘任国内十大事务所的比例为 30.41%。从表中还可以看出，某些变量（如 *Leverage*、*PPE/A*）可能存在异常值，因此，在下文的实证检验中需要考虑异常值的影响。

表 3: 有关变量的描述性统计结果

变量	N	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>DA</i>	2667	-0.0005	-0.0015	0.0964	-0.6765	1.5656

<i>TA/A</i>	2667	-0.0153	-0.0190	0.1043	-0.6407	1.6165
<i>GA/A</i>	2667	-0.0112	-0.0181	0.1020	-0.6455	1.6737
$\triangle REV/A$	2667	0.1082	0.0566	0.3089	-2.0463	6.1863
<i>PPE/A</i>	2667	0.5084	0.4569	0.3879	0.0018	11.8450
<i>Tenure</i>	2667	4.8785	5.0000	2.6737	1.0000	11.0000
<i>IBig5</i>	2667	0.0742	0.0000	0.2622	0.0000	1.0000
<i>DBig10</i>	2667	0.3041	0.0000	0.4601	0.0000	1.0000
<i>Locality</i>	2667	0.6974	1.0000	0.4595	0.0000	1.0000
<i>AdjCFO</i>	2667	0.0569	0.0545	0.1051	-1.4504	0.6846
<i>InGrowth</i>	2667	1.1816	1.1867	0.1023	0.8131	1.8589
<i>ComSize</i>	2667	21.0376	20.9581	0.8401	18.7482	26.6324
<i>Leverage</i>	2667	0.4339	0.4288	0.1887	0.0091	4.8709

4 实证检验结果及解释

4.1 各行业特征参数估计结果

表 4 为分行业估计正常性应计利润的回归结果。从表中可以看出，各模型回归系数小于 0 的比例符合预期，即被预测为正相关的变量其回归系数小于 0 的比例小于 50%，被预测为负相关的变量其回归系数小于 0 的比例大于 50%。Model F 值的均值和中位数分别为 3.62 和 3.75， $Adj-R^2$ 的均值和中位数分别为 0.10 和 0.15，说明回归模型的解释能力较好。这表明，分年度并分行业估计正常性应计利润的效果良好，即假设同行业不同公司具有类似的回归系数是合理的。

表 4: 各行业特征参数估计结果

模型： $GA_i/A_i = a_1 + a_2(\Delta REV_i / A_i) + a_3(PPE_i / A_i) + \varepsilon_i$

自变量及 模型参数	预测 符号	回 归 系 数					小于零 (%)
		均值	标准差	中位数	最小值	最大值	
截距	?	0.01 (0.31)	0.01 (0.28)	0.04 (1.17)	-0.09 (-2.34)	0.16 (2.65)	37.20
$\Delta REV/A$	+	0.02 (0.59)	0.03 (0.51)	0.16 (1.94)	-0.39 (-2.86)	0.68 (5.44)	38.90
PPE/A	-	-0.06	-0.05	0.10	-0.46	0.20	79.60

	(-1.18)	(-1.00)	(1.36)	(-5.48)	(1.15)	
样本数	43.58	35.00	33.95	5	157	—
Model F	3.62	2.50	3.75	0.10	16.37	—
Adj-R ²	0.10	0.07	0.15	-0.22	0.46	—

注：表中括号内数字分别为回归系数 T 值的均值、标准差、中位数、最小值和最大值。样本数为剔除分年度估计行业特征参数的回归模型中残差三倍标准差以外异常值之后实际样本数。

4.2 单变量分析

我们首先对事务所任期与非正常性应计利润的关系进行单变量分析。图 1 描述了各事务所任期情况下公司非正常性应计利润的平均值和中位数。从图中可以看出，在各事务所任期中，非正常性应计利润的平均值和中位数差异不大，这表明非正常性应计利润中异常值的影响较小。考察各事务所任期情况下非正常性应计利润的差异可以发现，事务所任期越长，其非正常性应计利润平均值和中位数相对越小。具体来说，当事务所任期为 3 年时，非正常性应计利润的均值和中位数最大，而当事务所任期为 10 年时，非正常性应计利润的均值和中位数最小。对事务所任期超过 6 年和不到 6 年的情况进行比较，可以发现，前种情况下，非正常性应计利润的均值和中位数更小。总体来说，图 1 显示，事务所任期与非正常性应计利润之间可能存在负相关关系。

图 1 事务所任期与非正常性应计利润的关系

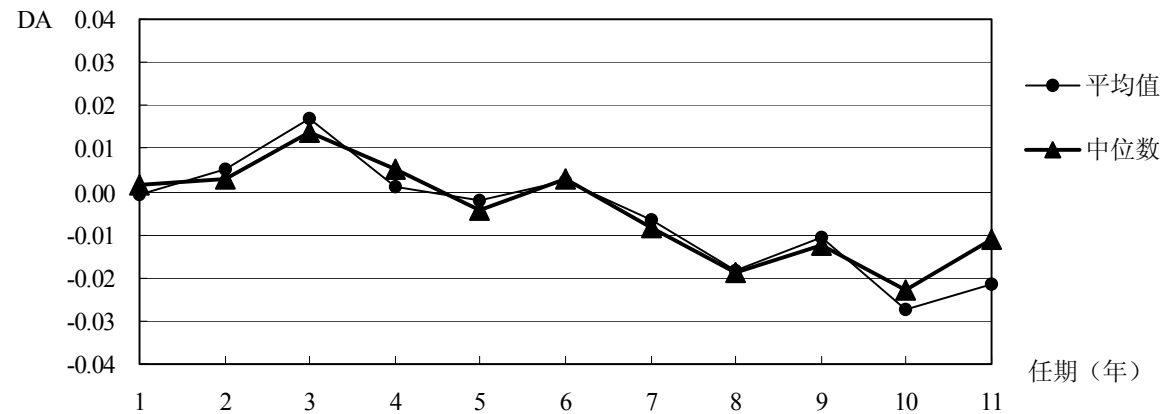


表 5 给出了检验模型中所有变量之间的 *Pearson* 和 *Spearman* 相关分析结果。从表 5 可以看出, *DA* 与 *Tenure* 负相关, 并在 0.000 置信水平上显著, 这应证了图 1 的结果。同时, *DA* 与 *IBig5* 在 0.01 水平上负相关, 而与 *Dbig10* 正相关, 但在 0.10 水平上不显著, 因此, 相对国内非十大事务所来说, 国际五大的国内合作所审计质量可能更高, 而国内大所则不然。从表中还可以看出, *DA* 与 *AdjCF0* 以及 *ComSize* 在 0.01 水平上显著负相关, 与 *Leverage* 在 0.05 水平上显著负相关, 而与其他变量没有显著相关关系。另外, 表 5 显示, 某些自变量之间存在着负相关关系, 因此在下文的分析中, 需要对这些变量进行控制, 并考虑模型是否存在共线性问题。

总体来说，图 1 和表 5 的单变量分析结果显示，事务所任期与审计质量之间可能存在着负相关关系。但由于是单变量分析的结果，没有考虑其他变量的影响，因此图 1 和表 5 只能提供初步结论。下文进行进一步检验。

表 5:有关变量的 *Pearson* 和 *Spearman* 相关分析

	<i>DA</i>	<i>Tenure</i>	<i>IBig5</i>	<i>DBig10</i>	<i>Locality</i>	<i>AdjCFO</i>	<i>InGrowth</i>	<i>ComSize</i>	<i>Leverage</i>	<i>Year00</i>	<i>Year01</i>
<i>DA</i>	1	-0.072	-0.053	0.028	-0.005	-0.792	-0.016	-0.061	-0.039	0.031	0.001
	.	(0.000)	(0.006)	(0.145)	(0.802)	(0.000)	(0.416)	(0.002)	(0.045)	(0.114)	(0.970)
<i>Tenure</i>	-0.097	1	0.046	0.100	0.248	0.051	0.013	0.082	0.049	-0.001	-0.070
	(0.000)	.	(0.019)	(0.000)	(0.000)	(0.008)	(0.504)	(0.000)	(0.011)	(0.951)	(0.000)
<i>IBig5</i>	-0.069	0.042	1	-0.187	-0.430	0.069	-0.032	0.238	-0.043	-0.050	-0.010
	(0.000)	(0.030)	.	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.102)	(0.000)	(0.025)	(0.009)	(0.320)
<i>DBig10</i>	0.019	0.091	-0.187	1	0.065	-0.038	-0.003	-0.014	0.073	0.045	0.008
	(0.334)	(0.000)	(0.000)	.	(0.001)	(0.050)	(0.895)	(0.470)	(0.000)	(0.021)	(0.660)
<i>Locality</i>	-0.013	0.252	-0.430	0.065	1	-0.006	-0.001	-0.001	0.030	0.061	-0.010
	(0.502)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	.	(0.754)	(0.941)	(0.978)	(0.123)	(0.001)	(0.460)

<i>AdjCFO</i>	-0.694 (0.000)	0.061 (0.002)	0.087 (0.000)	-0.032 (0.096)	-0.005 (0.793)	1 .	0.023 (0.242)	0.142 (0.000)	-0.122 (0.000)	0.028 (0.155)	-0.04 (0.03
<i>InGrowth</i>	0.000 (0.985)	0.007 (0.700)	-0.030 (0.122)	-0.003 (0.882)	0.000 (0.989)	0.021 (0.286)	1 .	-0.031 (0.112)	0.032 (0.097)	0.284 (0.000)	-0.47 (0.00
<i>ComSize</i>	-0.088 (0.000)	0.076 (0.000)	0.198 (0.000)	-0.002 (0.930)	0.022 (0.258)	0.174 (0.000)	-0.009 (0.632)	1 .	0.095 (0.000)	-0.054 (0.005)	-0.02 (0.20
<i>Leverage</i>	-0.070 (0.000)	0.047 (0.016)	-0.044 (0.024)	0.068 (0.000)	0.035 (0.074)	-0.156 (0.000)	0.038 (0.052)	0.151 (0.000)	1 .	-0.046 (0.017)	-0.02 (0.13
<i>Year00</i>	0.043 (0.025)	0.018 (0.365)	-0.050 (0.009)	0.045 (0.021)	0.061 (0.001)	0.009 (0.641)	0.292 (0.000)	-0.055 (0.004)	-0.044 (0.024)	1 .	-0.46 (0.00
<i>Year01</i>	0.004 (0.828)	-0.072 (0.000)	-0.019 (0.322)	0.008 (0.663)	-0.014 (0.461)	-0.036 (0.060)	-0.466 (0.000)	-0.025 (0.188)	-0.027 (0.165)	-0.461 (0.000)	1 .

注：上三角形内为 *Pearson* 相关分析结果，下三角形内为括号内为 *Spearman* 相关分析结果。括号内为 P 值。

4.3 多变量分析

表 6 是对检验模型进行多元回归分析的结果。从表 6 可以看出，在控制了 *IBig5*、*DBig10*、*Locality*、*AdjCF0*、*InGrowth*、*ComSize*、*Leverage*、*Year00*、*Year01* 这些变量的影响后，*Tenure* 与 *DA* 在 0.05 置信水平上显著负相关。这说明，在事务所规模、公司与事务所的地域关系、公司经营现金流量净额、行业成长性、公司规模、资产负债率以及财务报告年度的影响后，事务所任期与审计质量之间存在着显著负相关关系。这和 Geiger 和 Raghunandan (2002) 以及 Myers, Myers 和 Omer (2003) 的研究结论一致，即长事务所任期并没有损害审计质量，却可能提高了审计质量。出现如此研究结论的原因可能是长事务所任期对审计师专业技能的正面影响超过了其对审计独立性的负面影响。

另外，从表 6 还可以看出，*IBig5* 与 *DA* 在 0.10 置信水平上显著负相关，而 *Dbig10* 与 *DA* 正相关，但相关关系不显著。这说明，在控制了其他变量的影响后，国际五大的国内合作所相对国内非十大事务所来说审计质量更高，而国内十大事务所与国内非十大事务所审计质量没有显著区别。虽然 Francis, Wang 和 Nikitkov (2002) 的研究结果显示，国际五大的审计行为受到一国法律体系的影响，在投资者法律保护弱的国家国际五大可能会降低审计质量，但我们认为，和那些小规模事务所比较而言，国际五大的审计质量可能依然更高。对于国内十大事务所和非十大事务所来讲，由于它们之间在规模和声誉上并没有形成显著差异，因此在审计质量上也没有明显不同。另一个可能是，在国内缺乏对高质量审计的市场环境下（李树华，2000），部分大规模事务所可能正是通过低质量竞争获得大量市场份额而形成。

考察 *DA* 与 *Locality* 的关系，可以发现公司与事务所之间的地域关系并没有显著地影响审计质量。可能的原因是：1、本地事务所的独立性可能更容易受到当地政府或上市公司的影响，但其对当地客户的了解更多，因此专业技能可能更高，而两者对审计质量的影响可能相互抵消；2、部分公司聘任本地事务所的目的可能主要在于沟通方便并可以节约交通成本，而不是为了进行盈余管理；本地事务所在竞争本地客户时更具成本和信息优势，那么外地事务所可能通过低质量竞争获得客户。要弄清真正原因，还需要未来的深入研究。

再看 *DA* 与其他变量的关系。表 6 显示，*AdjCF0*、*Leverage* 均与 *DA* 显著负相关，而 *InGrowth* 与 *DA* 没有显著关系。这与国外有关研究结果以及我们的预期相符，说明在用非正常性应计利润来衡量公司盈余管理程度时，需要控制公司经营活动现金流量、

资产负债率对应计利润的影响。另外，一个有趣的现象是，*DA* 与 *Year00* 显著正相关、而与 *Year01* 显著负相关，即相对 2002 年度样本公司来说，2000 年度样本公司的非正常性应计利润更大，而 2001 年度样本公司的非正常性应计利润更小。我们尚不清楚这是监管部门加强对公司监管的结果还是公司经营周期的影响。

最后，从表 6 可以看出，所有自变量的 VIF 值均小于 2，这说明检验模型不存在严重共线性问题。模型 F 值为 502.946， $Adj-R^2$ 为 0.653，说明模型拟合较好。另外，对检验模型进行的异方差怀特检验表明模型没有严重的异方差问题。为了考察异常值对研究结论的影响，我们分别对剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值的情况进行了敏感性检验。检验结果显示，在这两种情况下，各变量回归系数的 P 值有较小变化，其中 *Tenure* 和 *IBig5* 的系数显著性提高，*Year00* 和 *Year01* 的系数显著性下降，其他变量系数显著性无明显变化，上述研究结论依然成立。这说明检验结果是比较稳定和可靠的。

表 6: 检验模型的多变量分析结果

自变量	预测 符号	系数	T 值		P 值	VIF 值
截距	?	-0.0927	-2.828	***	0.005	—
<i>Tenure</i>	?	-0.0010	-2.242	**	0.025	1.128
<i>IBig5</i>	-	-0.0085	-1.710	*	0.087	1.413
<i>DBig10</i>	-	0.0013	0.525		0.600	1.061

<i>Locality</i>	+	-0.0025	-0.908		0.364	1.368
<i>AdjCFO</i>	-	-0.7510	-70.220	***	0.000	1.046
<i>InGrowth</i>	+	-0.0135	-1.099		0.272	1.308
<i>ComSize</i>	+	0.0090	6.488	***	0.000	1.117
<i>Leverage</i>	-	-0.0737	-12.375	***	0.000	1.045
<i>Year00</i>	?	0.0091	3.284	***	0.001	1.304
<i>Year01</i>	?	-0.0050	-1.729	*	0.084	1.544
模型参数		N = 2667, F = 502.946 ^{***} , Adj-R ² = 0.653				

注：***，**，* 分别表示在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。N 为样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值情况进行了敏感性分析，基本结论不变。

4.4 细分事务所任期的多变量分析

为了进一步考察不同事务所任期内审计行为的差异及其对审计质量的影响，我们对事务所任期进行了细分。由于本文研究样本已经剔除当年上市的公司，因此事务所任期为 1 年意味着发生了事务所变更行为。而事务所变更是国内监管者和学术界普遍关注的一个问题。

早在 1993 年 6 月 12 日中国证监会颁发的《公开发行股票公司信息披露实施细则（试行）》中便已规定，“如果上市公司更换为期审计的会计师事务所，应当编制重大事件公告书向社会披露”。1996 年 7 月 29 日中国证监会颁发的“关于上市公司聘用、

更换会计师事务所（审计事务所）有关问题的通知”，对上市公司聘用、更换事务所的程序以及事务所申诉权力等进行了规范。1997 年 12 月 17 日中国证监会颁发的《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〉》中规定，“上市公司应当在年度报告正文的‘重要事项’部分对公司聘任、改聘、解聘会计师事务所情况及其披露情况进行说明”。2002 年 10 月中国证监会起草的《公开发行证券公司信息披露编报规则第 号——聘用、解聘会计师事务所以及会计师事务所辞聘的规定》（征求意见稿）更体现了对事务所变更的监管意图。

另外，近两年来，中注协也加强了对事务所变更的监管力度。仅在 2002 年，中注协就发布了一系列针对事务所变更的监管措施，包括事务所变更的报备规定、针对具体事务所变更事件（“内蒙宏峰”事件和“纵横国际”事件）的处理、《中国注册会计师职业道德规范指导意见》的有关要求、定期报告审计质量检查的要求以及《独立审计具体准则第 号——前后任注册会计师的沟通》（征求意见稿）等等（李爽、吴溪，2002）。在 2003 年和 2004 年，中注协继续对事务所变更进行严密监管，先后发布了《关于做好 2002 年度上市公司年报审计工作的通知》、《关于做好上市公司 2003 年度会计报表审计工作的通知》等，要求各事务所应当严格按照有关规定规范地承接业务，并指出中注协将继续关注年度会计报表审计中的“炒鱿鱼、接下家”行为，严格监管会计师事务所不计后果接下家、不顾审计风险的执业行为。

可见，监管者对于事务所变更一直予以关注，尤其是 2002 年以来，监管力度明显加强。显然，加强监管的主要目的是为了防止上市公司年度报告审计中的“炒鱿鱼、接下家”行为。那么事务所变更损害审计质量了吗？加强监管的效果如何？李东平、黄德华和王振林（2001）发现，事务所变更前年度上市公司被出具非标准无保留审计意见与事务所变更显著正相关。李爽、吴溪（2002）则发现，在 1997 至 1999 年期间，事务所变更总体尚不利于审计意见的改善，但具有潜在意见购买动机的公司能够在一定程度上实现其规避非标准无保留审计意见的动机。从国内的现有研究来看，对于事务所变更与审计质量的关系，研究者多从事务所变更的影响因素以及事务所变更前后审计意见的对比来考察，而没有考察事务所变更与非正常性应计利润的关系。

鉴于事务所变更（或初次接受委托）以及长事务所任期是否损害审计质量是监管者和学术界关注的重要问题，我们接下来将事务所任期分为三类进行进一步考察：1、初次接受委托（事务所变更），即事务所任期为 1 年；2、短期，界定为事务所任期 2

—5 年；3、长期，界定为事务所任期超过 5 年¹⁷。我们以短期为参照系，设置 *TenureI* 和 *TenureL* 这两个虚拟变量以检验事务所初次接受委托和长事务所任期是否损害审计质量。当事务所初次接受委托时，取值为 1，否则取值为 0；当事务所任期超过 5 年时，取值为 1，否则取值为 0。

由于事务所初次接受委托意味着发生事务所变更，而事务所变更可以分为被迫变更和非被迫变更。为了考察二者的差异，我们对事务所初次接受委托进一步分类：如果前任事务所发生合并、未通过证券期货业务许可证年检、被处罚等类似情况而变更事务所，那么我们界定为被迫变更；否则，界定为非被迫变更¹⁸。我们设置 *TenureIF* 和 *TenureIS* 这两个虚拟变量以替换变量 *TenureI*。当初次接受委托情形由事务所被迫变更引起，那么 *TenureIF* 取值为 1，否则取值为 0；当初次接受委托情形由事务所非被迫变更引起，那么 *TenureIS* 取值为 1，否则取值为 0。

表 7 和表 8 分别给出了上述两种细分事务所任期方法下，对检验模型的多元回归分析结果。在表 7 中，*TenureI* 和 *TenureL* 都与 *DA* 显著负相关。这说明，相对短事务所任期来说，事务所初次接受委托和长事务所任期情况下，审计质量更高。在表 8 中，*TenureIF*、*TenureIS* 和 *TenureL* 都与 *DA* 显著负相关，这进一步验证了事务所初次接受委托和长事务所任期情况下审计质量更高的结论，同时说明，被迫变更和非被迫变更情况下的审计质量都比短事务所任期情况下更高。

¹⁷之所以将 5 年作为短期和长期的分界点，是因为：1、美国《萨班斯——奥克斯利法案》中关于事务所合伙人轮换的规定和中国证监会《关于证券期货审计业务签字注册会计师定期轮换的规定》都潜在地认为审计任期超过 5 年会损害审计质量；2、在本文的研究样本中，事务所任期跨度为 1 年至 11 年，设置 5 年这一分界点可以使短期和长期情况下样本分布较为均衡。我们将对设置其他分界点的情况进行敏感性分析。

¹⁸事务所发生合并时，认为合并前后事务所为同一事务所，不界定为事务所变更。在 2000 年样本公司中，被迫变更主要由于大量的事务所合并行为引起；在 2001 年样本公司中，被迫变更主要由于中天勤、深圳同人、深圳华鹏、华伦、中联信、中审和天一等 7 家事务所未通过 2000—2001 年度证券期货业务许可证年检而引起；在 2002 年样本公司中，被迫变更主要由安永和大华合并以及安达信华强加入普华永道中天引起。

另外，我们发现，和原有检验模型的结果相比，在两种细分事务所任期的方法下，其他变量与 DA 的关系基本不变。并且，模型中各变量的 VIF 值均小于 2，说明模型中不存在严重共线性问题。同时，模型 F 值和 Adj-R^2 较高，模型的拟合程度较好。我们还对这两种细分事务所任期的方法下，剔除异常值样本的情况进行了敏感性检验，分别测试了剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值的情况。敏感性检验结果表明，异常值的影响较小，主要研究结论不变。

表 7:对初次接受委托和长事务所任期的检验结果

自变量	预测 符号	系数	T 值		P 值	VIF 值
截距	?	-0.093	-2.825	***	0.005	—
<i>TenureI</i>	?	-0.009	-2.407	**	0.016	1.191
<i>TenureL</i>	?	-0.007	-3.109	***	0.002	1.147
<i>IBig5</i>	-	-0.009	-1.902	*	0.057	1.403
<i>DBig10</i>	-	0.001	0.460		0.645	1.057
<i>Locality</i>	+	-0.004	-1.536		0.125	1.346
<i>AdjCFO</i>	-	-0.752	-70.401	***	0.000	1.045
<i>InGrowth</i>	+	-0.014	-1.134		0.257	1.308

<i>Comsize</i>	+	0.009	6.491	***	0.000	1.116
<i>Leverage</i>	-	-0.073	-12.158	***	0.000	1.050
<i>Year00</i>	?	0.009	3.324	***	0.001	1.305
<i>Year01</i>	?	-0.003	-1.194		0.232	1.579
模型参数						
N = 2667, F = 459.958 ^{***} , Adj-R ² = 0.654						

注：***，**，* 分别表示在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。N 为样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值情况进行了敏感性分析，基本结论不变。

表 8:对初次接受委托进行再分类后的检验结果

自变量	预测 符号	系数	T 值		P 值	VIF 值
截距	?	-0.093	-2.825	***	0.005	—
<i>TenureIF</i>	?	-0.009	-1.923	*	0.055	1.166
<i>TenureIS</i>	?	-0.009	-1.684	*	0.092	1.068
<i>TenureL</i>	?	-0.007	-3.108	***	0.002	1.147

<i>IBig5</i>	–	–0.009	–1.901	*	0.057	1.404
<i>DBig10</i>	–	0.001	0.460		0.646	1.057
<i>Locality</i>	+	–0.004	–1.533		0.125	1.348
<i>AdjCF0</i>	–	–0.752	–70.388	***	0.000	1.045
<i>InGrowth</i>	+	–0.014	–1.133		0.257	1.308
<i>ComSize</i>	+	0.009	6.490	***	0.000	1.117
<i>Leverage</i>	–	–0.073	–12.138	***	0.000	1.053
<i>Year00</i>	?	0.009	3.315	***	0.001	1.310
<i>Year01</i>	?	–0.003	–1.190		0.234	1.604

模型参数 N = 2667, F = 420.554^{***}, Adj-R² = 0.654

注：***，**，* 分别表示在 1%、5%、10%水平上统计显著（单尾检验）。N 为样本数。我们对剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值情况进行了敏感性分析，基本结论不变。

4.5 敏感性分析

除了文中已执行的敏感性检验程序以外，本文还对细分事务所任期情况下短期与长期划分的不同分界点进行了敏感性检验。我们分别测试了按超过 3 年、超过 4 年和超过 6 年作为长事务所任期情况下表 7 和表 8 的检验结果是否有显著变化。

对表 7 的敏感性检验结果显示：1、在按超过 3 年作为长事务所任期时，*TenureI* 的系数显著性提高，*TenureL* 的系数显著性下降；2、在按超过 4 年作为长事务所任期时，*TenureI* 和 *TenureL* 的系数显著性均提高；3、在按超过 6 年作为长事务所任期时，*TenureI* 的系数显著性下降，*TenureL* 的系数显著性提高；4、在所有情形中，*TenureI* 和 *TenureL* 的系数显著性至少都在 0.10 水平上统计显著；5、在所有情形中，其他变量与 DA 的关系未发生显著变化。

对表 8 的敏感性检验结果显示：1、在按超过 3 年作为长事务所任期时，*TenureIF* 和 *TenureIS* 的系数显著性提高，*TenureL* 的系数显著性下降；2、在按超过 4 年作为长事务所任期时，*TenureIF* 和 *TenureIS* 的系数显著性提高，*TenureL* 的系数显著性不变；3、在按超过 6 年作为长事务所任期时，*TenureIF* 和 *TenureIS* 的系数显著性下降，*TenureL* 的系数显著性不变；4、除在按超过 6 年作为长事务所任期时 *TenureIS* 的系数不显著（P 值小于 0.01），在所有情形中，*TenureIF*、*TenureIS* 和 *TenureL* 的系数显著性至少都在 0.10 水平上统计显著；5、在所有情形中，其他变量与 DA 的关系未发生显著变化。

另外，我们还对上述三种情形下剔除残差 5 倍标准差和 3 倍标准差以外异常值样本的情况进行了敏感性测试，分别考察了其对表 7 和表 8 检验结果的影响。敏感性测试结果发现异常值样本影响较小，研究结论基本不变。综上，敏感性分析的结果显示本文的实证检验结果是可靠的。

5 研究结论与局限

上市公司提供充分、公允和准确的财务信息对于资本市场有效运行至关重要。虽然公司管理当局对财务信息负责，但审计师对公司的财务信息承担审计责任。因此，审计独立性以及审计质量是确保公司财务信息质量并进而提高投资者对资本市场信心的一个重要因素。近年来，审计任期与审计质量之间的关系受到监管者和学术界普遍关注。包括美国和中国在内的众多国家的资本市场监管者相信，长审计任期可能会损害审计独立性。作为解决问题的一个办法，事务所或审计师的轮换制度开始为监管者所采用或重视。而相反的观点则认为，长审计任期可能提高了审计师专业技能。因此，关于审计任期与审计质量之间的关系还存在着很大争议。在某种程度上，审计任期与审计质量的关系取决于长审计任期对审计独立性的负面影响与其对审计师专业技能的正面影响之间的对比关系。

本文针对中国证券市场，以 2000 年至 2002 年期间获得标准无保留审计意见的上市公司为样本，使用经过一定调整后的界面 Jones 模型估计出的非正常性应计利润作为审计质量的衡量指标，对事务所任期与审计质量之间的关系进行了实证检验。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显著负相关，并且相对短事务所任期（2-5 年）来说，在事务所初次接受委托（任期为 1 年）以及长事务所任期（6 年以上）情况下，审计质量更高；2、在将事务所初次接受委托分为事务所被迫变更和非被迫变更引起的初次接受委托时，相对短事务所任期来说，被迫变更和非被迫变更引起的事务所初次接受委托情况下，审计质量都更高；3、相对国内非十大事务所来说国际五大的国内合作所审计质量更高，而国内十大事务所和非十大事务所的审计质量没有明显差异；4、公司与事务所之间的地域关系即公司与事务所是否处于同一地区对审计质量没有影响。

国外相关实证研究多显示，事务所任期与审计质量之间存在着正相关关系。本文的研究结论与这些研究基本一致。但在事务所初次接受委托与审计质量的关系上，本文的研究结论与国外研究出现差异。Berton（1991）以及 Petty 和 Cuganesan（1996）的研究表明，大部分的审计失败发生在事务所为新获得的客户提供审计时。而本文的研究结论表明，事务所初次接受委托时审计质量并没有受到损害。联系到近年来国内监管者对事务所变更的严格监管，可以推测：在国内证券市场上，事务所初次接受委托之所以没有损害审计质量，可能是因为在本文的研究样本中，事务所初次接受委托意味着发生了事务所变更，而此时事务所面临监管关注，执业谨慎性提高¹⁹。也就是说，监管环境的不同将造成事务所在面临相同情况时的不同行为。

作为对国内市场环境下审计任期与审计质量关系的初步研究，本文至少还存在以下局限：1、正如 Catanach, Anthony 和 Walker（1999）给出的审计任期与审计质量关系的分析框架所指出的，审计任期、审计师经济利益、专业胜任能力、职业道德行为、审计市场结构以及审计质量等诸多变量之间是相互关联和相互影响的，因此简单地对审计任期与审计质量二者进行相关分析难以合理评价审计任期对审计质量的潜在影响以及审计轮换制度的优劣；2、虽然从投资者角度来说，将利润做高的盈余管理比

¹⁹ 这也体现在内蒙宏峰和纵横国际这两个案例上。这两个公司曾试图通过更换事务所来达到其粉饰财务报告的目的，但由于监管者的关注，最终后任事务所还是出具了严厉的审计意见。

将利润做低的盈余管理更难接受，但将利润做低的盈余管理在超过一定程度时同样会对投资者造成损害，因此，本文使用非正常性应计利润而没有考虑使用其绝对值或其他方法来衡量审计质量存在着一定局限。

我们认为，无论是考察事务所变更与审计质量的关系，事务所规模与审计质量的关系，还是考察审计任期与审计质量的关系，都离不开对特定市场环境尤其是监管环境的分析以及对相关的其他影响因素的系统分析。因此，未来研究除了采用其他方法继续检验审计任期与审计质量的关系外，还需要对国内的市场环境进行深入分析，并借鉴 Catanach, Anthony 和 Walker (1999) 的分析框架，对审计任期与审计质量的关系进行系统考察。

参考文献

- [1] American Institute of Certified Public Accountants (AICPA). (1978), The Commission on Auditors Responsibilities: Report, Conclusions and Recommendations. New York, NY: AICPA.
- [2] Bartov E., Gul F.A. and Tsui J.S. (2000), Discretionary-accruals Models and Audit Qualifications. The Accounting Review 76 (January): 27-58.
- [3] Becker C.L., Dechow D.S., Jiambalvo J., and Subramanyam K.R. (1998). The Effect of Audit Quality on Earnings Management. Contemporary Accounting Research (Spring): 1-24.
- [4] Berton L. (1991), GAO Weighs Auditing Plan for Big Banks. Wall Street Journal (March 27): A3.
- [5] Catanach, Anthony H. J., and Walker P.L. (1999), The International Debate Over Mandatory Auditor Rotation: A Conceptual Research Framework, Journal of International Accounting, Auditing & Taxation (Vol. 8, No. 1, 1999): 43-66.

- [6]Chen C., Chen S., and Su X. (2001). Profitability Regulation, Earnings Management and Modified Audit Opinions: Evidence from China. Auditing: A Journal of Practice and Theory (Fall): 9–30.
- [7]Davidson R. A. and Neu D. (1993), A Note on the Association between Audit Firm Size and Audit Quality. Contemporary Accounting Research 9 (Spring): 479–488.
- [8]DeAngelo, L. (1981), Auditor Size and Auditor Quality, *Journal of Accounting and Economics* 3: 183–199.
- [9]Dechow P.M. (1994) Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. Journal of Accounting and Economics 18 (June): 235–250.
- [10]DeFond, M. and C. Park. (1997), Smoothing income in anticipation of future earnings. Journal of Accounting and Economics 23 (July): 115–139.
- [11]Dopuch N., King R.R, and Schwartz R. (2001), An experimental investigation of retention and rotation requirements, Journal of Accounting Research (Jun): 93–117.
- [12]Dopuch M.L., and Simunic D. (1982), The Competition in Auditing: An Assessment. In Fourth Symposium on Auditing Research. 401–450. Urbana: University of Illinois.
- [13]Frankel R.M., Johnson M.F. and Nelson K.K. (2002), The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Quality. The Accounting Review 77 (Supplement): 71–105.
- [14]Francis J.R. and Krishnan J. (1999), Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism. Contemporary Accounting Research 16 (Spring): 135–165.
- [15]Francis J. R., Maydew E. L. and Sparks H. C. (1999) The Role of Big6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals. Auditing: A Journal

of Practice and Theory 18 (Fall): 17–34.

[16] Francis J.R., Wang D., and Nikitkov A. (2002). The Effect of Legal Environment on Big Five Auditor Conservatism Around the World. (Working paper).

[17] General Accounting Office (GAO). (2003), Public Accounting Firms: Required Study on the Potential Effects of Mandatory Audit Firm Rotation, <http://www.gao.gov>.

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

[19] Ghosh A. and Moon D. (2003), Does Auditor Tenure Impair Audit Quality? Working Paper. The Securities Exchange Commission.

[20] Gietzmann M.B. and Sen P.K. (2002), Improving Auditor Independence Through Selective Mandatory Rotation, International Journal of Auditing, Vol. 6, No. 2, July.

[21] Heninger W.G. (2001), The Association between Auditor Litigation and Abnormal Accruals. The Accounting Review 76 (January): 111–126.

[22] Mansi S.A., Maxwell W.F. and Miller D.P. (2004), Does Auditor Quality and Tenure Matter to Investors? Evidence from the Bond Market. The Journal of Accounting Research (Forthcoming).

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

[24] McIntyre D.D. and Brennan J. (2004), Auditor Rotation: Deferring the Public's Interest Again, Working paper.

- [25]Myers J.N., Myers L.A., Palmrose Z.V., and Scholz S.W. (2004), Mandatory Auditor Rotation: Evidence from Restatements, Working paper.
- [26]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.
- [27]Nichols D.R., and Smith D.B. (1983), Auditor Credibility and Auditor Changes. *Journal of Accounting Research* 21 (Fall): 534-544.
- [28]Petty R. and Cuganesan. (1996), Auditor Rotation: Framing the Debate. *Australian Accountant* 66 (May): 40-41.
- [29]Securities Exchange Commission (SEC). (1994), Staff Report on Auditor Independence. Washington, D.C.: Government Printing Office.
- [30]Simunic D.A. and Stein M.T. (1987), Product Differentiation in Auditing: Auditor Choice in the Market for Unseasoned New Issues. Canadian Certified General Accountants' Research Foundation, Vancouver, B.C.
- [31]Sloan R. (1996), Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review* 71 (July): 289-315.
- [32]Subramanyam K.R. (1996), The Pricing of Discretionary Accruals, *Journal of Accounting and Economics* 22: 249-282.
- [33]U. S. Senate (1976), The Accounting Establishment. Prepared by the Subcommittee on Reports, Accounting and Management of the Committee on Government Affairs, Washington D.C.: Government Printing Office.
- [34]财政部. 2004. 关于改进和加强企业年度会计报表审计工作管理的若干规定. 1月17日.
- [35]浩民. 2002. 中国人民银行副行长吴晓灵表示改进金融企业会计审计制度要求金融会计人员不做假账. 《中国证券报》. 12月13日.

- [36] 顾惠忠. 2002. 中国证监会首席会计师张为国表示应分阶段借鉴美国法律. 《中国证券报》. 12月13日.
- [37] 李东平, 黄德华, 王振林. 2001. “不清洁”审计意见、盈余管理与会计师事务所变更. 《会计研究》第6期, 58-63.
- [38] 李树华. 2000. 《审计独立性的提高与审计市场的背离》, 上海三联书店, 第1版.
- [39] 李爽, 吴溪. 2002. 《审计师变更研究: 中国证券市场的初步证据》, 中国财政经济出版社, 第1版.
- [40] 李爽, 吴溪. 2003a. 《中国证券市场中的审计报告行为: 监管视角与经验证据》. 中国财政经济出版社, 第1版.
- [41] 李爽, 吴溪. 2003b. 补充审计模式与审计独立性: 中国B股市场的证据. 《中国会计与财务研究》第5卷第3期, 43-71.
- [42] 李爽, 吴溪. 2004. 《审计定价研究: 中国证券市场的初步证据》, 中国财政经济出版社, 第1版.
- [43] 夏立军. 2003. 盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究. 《中国会计与财务研究》第5卷第2期, 94-122.
- [44] 夏立军, 杨海斌. 2002. 注册会计师对上市公司盈余管理的反应. 《审计研究》第4期.
- [45] 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.
- [46] 原红旗, 李海建. 2003. 会计师事务所组织形式、规模与审计质量. 《审计研究》第1期.
- [47] 张为国, 沈振宇. 2003. 明确会计责任 加强信息披露 推动制度改革——美国《萨班斯-奥克斯莱法》的启示. 《中国证券报》. 1月11日.
- [48] 章永奎, 刘峰. 2002. 盈余管理与审计意见相关性实证研究. 《中国会计和财务研究》第4卷第1期, 1-13.

- [49] 中国证监会. 2003. 股票发行审核备忘录第 16 号——首次公开发行股票的公司专项复核的审核要求. 2 月 28 日.
- [50] 中国证监会. 2003. 股票发行审核标准备忘录第 16 号——首次公开发行股票的公司专项复核的审核要求 (新修订). 12 月 16 日.
- [51] 中国证监会. 2001. 公开发行证券的公司信息披露编报规则第 14 号——非标准无保留审计意见及其涉及事项的处理. 12 月 22 日.
- [52] 中国证监会. 2001. 公开发行证券的公司信息披露编报规则第 16 号——A 股公司实行补充审计的暂行规定. 12 月 30 日.
- [53] 中国证监会. 2001. 关于 A 股公司做好补充审计工作的通知. 12 月 30 日.
- [54] 中国证监会. 2003. 公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号〈年度报告的内容与格式〉. 1 月 6 日.
- [55] 中国证监会, 财政部. 2003. 关于证券期货审计业务签字注册会计师定期轮换的规定. 10 月 8 日.
- [56] 中国证监会首席会计师办公室. 1998-2003. 《谁审计中国证券市场——审计市场分析》, 中国财政经济出版社, 第 1 版.
- [57] 中国注册会计师协会. 2002. 关于做好 2002 年度上市公司年报审计工作的通知.
- [58] 中国注册会计师协会. 2002. 中国注册会计师职业道德规范指导意见. 6 月 25 日.
- [59] 中国注册会计师协会. 2003. 关于做好上市公司 2003 年度会计报表审计工作的通知.

Auditor Tenure and Audit Quality: Empirical Evidence from

Chinese Securities Market

Xia Li-jun Chen Xin-yuan

(Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: The relation between auditor tenure and audit quality is an important issue that has attracted much attention from both regulators and scholars in recent years. This paper, using the data of listed companies that received clean audit opinions between 2000 and 2002 in Chinese securities market, tested the relation between auditor tenure and audit quality measured by abnormal accruals estimated by cross-sectional Jones model after some adjustments. The results show that, after controlling the influences of other variables: 1. Auditor tenure is negatively related to audit quality, and compared with short auditor tenure (2 to 5 years), audit quality is higher when auditor is initially hired by its client or auditor tenure is long (more than 6 years), 2. When the situation that auditor is initially hired by its client is clarified into two categories of forced auditor switch and regular auditor switch, we find that compared with short auditor tenure, audit quality is both higher in the two categories, 3. Compared with non-big 10 domestic auditors, big 5 auditors have higher audit quality, but big 10 auditors haven't, 4. Auditor locality, that is, auditor is located in the same province (or province level region) with its client, doesn't impair audit quality.

Key words: auditor tenure; auditor size; auditor locality; audit quality; securities market

收稿日期: 2003-05-18; 修回日期: 2003-9-20

作者简介: 夏立军(1976-), 男(汉族), 江苏如皋人, 上海财经大学会计学院博士研究生;

陈信元(1964-), 男(汉族), 浙江宁波人, 上海财经大学会计与财务研究院教授。