财务与会计

审计师行业专长、经济依赖性与审计质量

——基于审计任期的视角

李思飞[1],刘 恋[2],王化成[3]

(1.北京外国语大学 国际商学院,北京 100089;2.北京工商大学 商学院,北京 100048,
3.中国人民大学 商学院,北京 100872)

[摘 要] 本文以2006～2011年沪深两市A股上市公司为研究样本,检验在不同的审计任期下,审计师行业专长和经济依赖性对审计质量的影响。实证研究发现,在短期内,具有行业专长的审计师能够有效地提高审计质量;在长期中,当具有行业专长的审计师对行业内客户的经济依赖性增大时,审计质量将会降低。本文的研究结论有助于我们更好的理解中国审计师行业专门化战略与审计师强制轮换制度。

[关键词] 审计师行业专长;经济依赖性;审计质量;审计任期
[中图分类号] F239.6 [文献标识码] A [文章编号] 1007－9556(2014)05-0112-13

Auditor Industry Specialization, Economic Dependence and Audit Quality

---- A Perspective of Auditing Tenure

LI Si-fei[1], LIU Lian[2], WANG Hua-cheng[3]

(1. International Business School, Beijing Foreign Studies University, Beijing 100089;
2. Business College, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048;
3. Business College, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on samples of Chinese listed companies from 2006 to 2011, this paper examines how auditor specialization and auditors' economic dependence affect auditing quality given different auditor tenures. The empirical results show that firms audited by industry specialists have relatively higher audit quality in short tenure, but audit quality will be weakened with the extension of tenure because extended auditor tenure may create negative economic incentives for industry specialists. These findings provide further understanding on the effect of auditor industry specialization strategy and mandatory rotation.

Key Words: auditor industry specialization; economic dependence; audit quality; auditing tenure

一、引言

审计质量一直是审计研究领域的一项重要议题。随着我国资本市场的不断发展,审计师也在市场中发挥着越来越重要的作用,如何提高审计质量也成为学术界和实务界共同关心的话题。既有文献从多个角度分析了审计质量会受到哪些因素的影响,发现审计师的聘用任期、审计师所具备的行业专长以及审计师的经济依赖性是其中三个较为重

[收稿日期] 2014-04-29
[基金项目] 国家社会科学基金青年项目"家族企业传承的动因与经济后果研究"(12CG032)
[作者简介] 李思飞(1982—),男,辽宁辽阳人,北京外国语大学国际商学院教师,财务学博士,研究方向是公司财务与公司治理;刘 恋(1985—),女,贵州毕节人,北京工商大学商学院教师,会计学博士,研究方向是公司财务与审计;王化成(1963—),男,内蒙古赤峰人,中国人民大学商学院教授,会计学博士,博士生导师,研究方向是公司财务。

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

要的因素。

在对于审计师的聘用任期的研究中，部分学者认为审计任期越长，审计师能够对被审计单位的业务和风险有一个更好的了解，审计质量越好（Myers等，2003；Ghosh和Moon，2005；Blouin等，2007；Chen等，2008）；也有文献认为，审计任期过长会损害审计师的独立性，或使其过度自信，从而降低审计质量（Hoyle，1978；Lim和Tan，2010）。在对于审计师所具备的行业专长研究中，大部分研究发现某一行业的专门知识有助于审计师更好的了解企业，执行更为有效的审计程序，从而提升审计质量（Krishnan，2003；Balsam等，2003）。关于审计师对客户的经济依赖性的相关研究主要认为，过度依赖可能会降低审计师的独立性，因而会降低审计质量（DeAngelo，1980；Ferguson等，2004）。

上述已有的研究虽然从理论和实证方面证实了审计师的任期、审计师所具备的行业专长以及审计师的经济依赖性对于审计质量的作用，但这些研究往往都单独研究某一项要素对于审计质量的影响，忽略了三者之间的关联关系。针对这一局限，本文试图通过实证研究的方法，将上述三个要素纳入到统一的框架中进行研究，检验审计师所具备的行业专长及其对客户的经济依赖性在不同审计聘用任期下对审计质量的不同影响。

在实证检验中，本文以2006~2011年沪深两市A股上市公司为研究样本，按照审计任期的长短将其分为不同的分样本进行实证检验。实证检验的结果发现，在较短的审计任期之内，在某一行业具备专长的审计师比不具备行业专长的审计师的审计质量更高，表明行业专长可以在一定程度上弥补短任期下审计师由于不熟悉客户所带来的专业能力的不足；在较短的审计任期中，由于审计师并没有通过与客户的交往，同其建立较为深入的关联关系，所以审计师的经济依赖性不会对审计质量产生显著的影响。随着客户聘用审计师期限的增加，我们发现审计师所具备的行业专门知识仍然可以帮助其提高审计质量，但随着审计师与客户关系的密切，经济依赖性增强，经济依赖性会对审计质量产生负面影响，并且经济依赖性的影响会占据主导地位，显著削弱行业专长的正向作用。进一步的研究发现，行业专长和经济依赖性对审计质量的影响主要作用于管理层正向的盈余操纵行为，而对负向的盈余操纵行为没有显著影响。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分主要回顾了相关的文献；第三部分主要基于已有文献进行理论分析并推导出本文的研究假设；第四部分是本文的研究设计，包括实证检验使用的模型，主要变量的度量方法，使用的样本以及主要变量的描述性统计；第五部分列示了实证模型的检验结果；最后一部分总结了本文的研究结论，据此提出相关的启示，以及本文的局限和研究展望。

二、文献回顾

在研究审计质量影响因素的文献中，审计任期被认为是可以显著影响审计质量的一项重要因素。从短期来看，已有文献发现审计任期的早期更容易发生审计失败，这一现象主要是因为在客户聘任审计师的初期，由于审计师缺少客户特有的专门知识，所以审计师的专业胜任能力会表现不足，从而导致了审计师面临的审计风险的增加。有研究发现，在审计师承接业务的前几年中，审计人员更容易遭遇到审计过失的诉讼和更高的审计失败（AICPA，1992）。余玉苗和李琳（2003）的研究发现，在客户聘用审计师的初期，审计师不能充分了解客户特有的背景，审计师识别客户特定的审计风险增加，审计师的专业能力也无法充分发挥，从而审计质量就会受到负面的影响。相关的实证研究也为此提供了一些经验证据。Palmrose（1991）通过实证检验发现，审计师在为新客户提供服务的初始几年，相关的审计师更容易因为审计失败而被提起诉讼。Petty和Guganesan（1996）也发现，审计师更容易在审计合同的初始几年遭受审计失败。Johnson等（2002）的研究表明，由于在审计市场中存在着审计师之间的低价揽客的竞争行为，所以在审计合同的初期，审计师在出具审计报告时更容易受到企业经理人的影响，因此在承接业务的前一两年，更可能发生财务报告的舞弊和审计失败。Meyrs等（2003）以操纵性应计作为衡量盈余质量的指标发现，较短的审计任期会降低审计质量，因为短任期阻碍了审计师充分获取关于特定企业的相关知识。Stanley等（2007）使用财务重述作为审计质量的代理变量的研究发现，较短的审计任期会损害审计师的专业胜任能力。

随着客户聘用审计师期限的增加，审计任期与审计质量的关系也会发生变化，但已有文献对于这一关系的研究并未得到统一的结论。有研究认为，随着审计任期的增加，审计次数的不断增加，审计师在更充分了解客户的基础上可以更好地鉴别其财务报表中的风险，选择更为有效的审计程序，搜集更为恰当的审计证据，因此，审计任期与审计质量存在正相关的关系（Myers等，2003；Ghosh和Moon，2005；夏立军等，2005）。与之相反，也有的研究认为，较长的审计任期会降低审计质量，这一观点主要是从“自然人”所具有的认知局限性和动机趋利性的角度进行

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

解释的。当审计师对承接的业务过度熟悉时，容易变得过度自信；当审计师在长期的任职中，对审计客户的业务和风险越熟悉，越容易变得过度自信，从而倾向于根据过往的审计经验得出结论，而容易忽视被审计单位外部环境和内部环境的变化，过度依赖管理层提供的审计证据，缺乏深入了解客户的动力，最终使得审计师的独立性在较长的审计任期中受到损害（Carey 和 Simnett 2006；刘启亮，2006；曹强和葛晓舰，2009）。

与此同时，也有文献研究发现，审计任期与审计质量之间并不是简单的线性关系。陈信元和夏立军（2006）采用调整的 Jones 模型作为审计质量的代理变量，发现简单的线性关系并不能充分解释审计任期如何影响审计质量，两者之间呈现“倒 U 型”的关系。此外，还有的文献认为，审计任期与审计质量的关系取决于其他的条件或要素。刘继红（2011）研究发现，审计任期与审计质量的关系在一定程度上取决于上市公司和会计师事务所的关联。在审计师与客户没有关联关系的情况下，审计任期延长会损害审计师的独立性，并且这种负向影响在对审计质量的影响中会占据主导作用，从而降低审计质量。在与事务所有关联的审计中，审计任期延长会导致审计任期对专业能力的正向作用占据主导作用。与之相似，刘启亮和唐建新（2009）以签字审计师作为主要样本研究发现，审计任期对审计质量的影响在一定程度上取决于客户与审计师的聘任关系，如果这种聘任关系超越正常范围，继续增长的审计任期会降低审计质量。宋衍蘅和付皓（2012）引入了审计风险的概念，将发布财务数据补充更正公告的上市公司作为研究对象，发现审计任期的增加会降低审计质量，但这种关系仅在审计风险较低的上市公司较为显著，而当审计风险过高时，审计任期对审计质量的影响就非常有限。

审计师的行业专长是影响审计质量的另一重要因素，已有的大部分研究都认为具有行业专长的审计师具备更好的专业知识和技能，可以结合审计客户所处行业的特点，设计更为合理和高效的审计程序，搜集更为恰当的审计证据，因此可以提高审计质量。国外的大部分实证研究都支持了上述的结论。Krishnan（2003）的研究发现，具有行业专长的审计师可以减少被审计公司的盈余操纵，因此聘请具有行业专长审计师的公司具有更高的盈余质量。与之类似，Balsam 等（2003）以可操控盈余和盈余反应系数度量盈余质量，在控制审计师品牌的条件下，发现聘请具有行业专长审计师的公司的盈余质量要显著高于没有聘请行业专长审计师的公司。Dunn 等（2004）采用分析师信息披露评级作为度量指标，发现审计师行业专长可以帮助被审计企业增强其信息披露的质量。Romanus（2008）的研究发现，审计师行业专长可以显著降低被审计企业进行财务重述的可能性，而对于已经发生财务重述的企业来说，聘请具有行业专长的审计师会减少与企业运营中使用的核心会计账户相关的财务重述。Knechel 等（2007）采用市场对于审计师更换的反应来验证审计师行业专长的积极作用，他们发现当企业宣布聘请具有行业专长的审计师时，上市公司的股票会有显著为正的超额累积收益率，而当企业从行业专长审计师转换为非行业专长审计师时，其股票会有显著为负的超额累积收益率。

在国内的研究方面，由于采用的度量指标不尽相同，已有文献得到的结论也存在差异。蔡春和鲜文铎（2007）发现，审计师行业专长反而会损害审计质量，他们认为目前我国审计师缺乏独立性以及容易受到行业内经济依赖度的负面影响是造成这种关系的主要原因。董秀琴和柳木华（2010）采用盈余反应系数和操控性应计项目度量审计质量，结果发现审计师行业专长与审计质量有显著的正相关关系。刘文军等（2010）采用被证监会处罚的财务舞弊公司的审计意见类型作为审计质量的代理变量，发现对于这类企业来说，具有行业专长的审计师更容易出具非标准的审计意见，由此他们认为行业专长与审计质量存在正相关关系。同样，采用基于证监会处罚的财务舞弊公司作为样本，袁春生等（2011）发现，具有行业专长的审计师更能有效的减少上市公司的财务舞弊，但这种关系与审计师的规模关系密切。同时，他们还发现，审计师独立性与行业专长存在一定的替代关系。

除了审计任期和审计师行业专长以外，已有文献也发现审计师对客户的经济依赖性是影响审计质量的一项重要因素。大部分已有文献认为，随着审计师在经济上更为依赖某些重要客户，其在提供审计服务时的独立性会逐渐减弱，审计质量因而会降低。DeAngelo（1980）通过构建经济模型证明，当注册会计师在面对重要客户时，其独立性会遭受损害。IFAC（2004）的报告中也强调，审计师的收入过度依赖单一客户会严重损害其执业质量。Ferguson 等（2004）以英国上市公司为样本，发现客户的重要性与公司在会计政策方面受到监管机构谴责的可能性、可操控应计利润的绝对值以及财务报表重述的可能性均呈显著正相关，也即是审计师的经济依赖性降低了审计质量。武恒光和张龙平（2012）以我国上市商业银行为样本，采用异常贷款损失拨备度量

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

审计独立性，结果发现审计师的经济依赖性显著损害了其独立性，因此减弱了审计师对于企业盈余操纵的制约。

根据已有的文献我们可以发现，审计师的聘用任期、审计师所具备的行业专门知识以及审计师对客户的经济依赖性都会对审计质量产生影响，这三个因素之间彼此存在相互关联的关系。在审计任期相对较短的时间内，审计师对于客户的经济依赖性相对较低，其对审计质量的影响也相对较弱，审计质量会在很大程度上受到审计师所具备的行业专门知识的影响。但是，随着审计任期不断增加，审计师的经济依赖性也会增加，其对于审计质量的影响也会逐渐增强，在此消彼长的情况下，行业专长的影响可能就会减弱。已有文献对于上述这些因素间的关联性关注不够，在检验某项因素的影响时并没有充分考虑到其他因素的作用，这也可能是目前研究没有取得一致性结论的可能原因。本文试图填补已有文献的这一空白，将三项因素纳入到统一的分析框架中，在充分考虑不同因素间关联的情况下检验这几项因素对于审计质量的影响。

三、理论分析与研究假设

在审计合约的初期，审计师缺少对客户的足够了解，审计人员更容易遭遇审计过失的诉讼和发生审计失败，并且如果企业管理层更换审计师的动机在于购买审计意见，那么审计意见更容易受到管理层的影响，由此会导致审计合约初期财务报告舞弊事件的频繁发生（Carcello、Nagy，2004），最终降低了审计质量（Johnson 等，2002；Myers 等，2003）。提升审计师专业胜任能力是改善审计质量的重要途径，审计师专业胜任能力由普遍适用的审计知识、针对特定行业的知识和针对特别客户的知识三个部分组成（DeAngelo，1981）。在短期中，审计师的胜任能力不足，主要体现为对特定客户缺乏了解，而特定行业知识可以有效地弥补上述缺陷。审计师行业专长意味着在一个特定的行业中投入了大量的时间和人财物力，以提升对该行业的专业知识和能力。审计师通过积累这些行业专属的知识和能力，可以提供更为可靠的审计服务，这些行业知识也会帮助审计师发现相关行业客户财务报表中存在的问题（Balsam 等，2003；Krishnan，2003；胡南薇和曹强，2008；邓路和刘恋，2013）。各类行业审计客户的经营和运营风险不尽相同，财务报告的错报在不同行业中存在较大差异（Maletta 和 Wright，1996），如果审计师在具有专长的行业中承接业务，将会有更多的机会提高专门技能。在承接业务的初期，相对于没有行业专长的审计师，具有行业专长的审计师在特定的行业中具备更多的专业技能，有助于他们更好地了解审计客户的经营风险（Bell 等，2005），降低被财务报告误导的可能。因此，虽然在较短的审计任期下，审计师无法充分积累关于某一特别客户的专门知识，其专业胜任能力会受到不利影响（Stanley 等，2007），但具有行业专长的审计师将会弥补审计师短任期胜任能力不足的缺陷。

此外，更换审计师作为一项敏感事件（既需要披露更换会计师事务所的原因，同时还需要审计委员会通过），不仅会引起投资者和监管者的注意，还大大增加了后任的会计师事务所审计风险预期（朱小平和郭志英，2006）。因此，在承接业务时，后任审计师如果在所承接的业务中具有行业专长，那么将有更强的动机在担任审计师的初期保持更高的审计质量和独立性，避免由于法律诉讼危害到声誉。根据以上分析，我们提出假设 1。

假设 1：在较短的审计任期内，审计师行业专长与审计质量有显著的正相关关系。

随着审计任期增加和行业经验的积累，审计师在特定行业逐渐建立起声誉，审计师为了保护建立起来的声誉和防止屈从于单个客户而损害其在整个行业中的声誉，有动机提高审计质量和保持独立性（DeAngelo，1981；Krishnan，2003）。随着审计师不断的重复审计工作，可以在工作过程中更多的了解企业生产和运营的特征、进行交易的过程、在行业中所占的市场份额等，通过实践产生学习效应优势（DeAngelo，1980）。在充分了解的基础上，审计师可以设计更为有效的审计程序，搜集更为恰当的审计证据，从而充分识别客户财务报告中存在的风险，提升审计质量（刘启亮和唐建新，2009）。相对于非行业专长的审计师，行业专长的审计师掌握知识的速度和适应环境变化的能力更强（Bonner，2007），学习效应对审计质量的改善在长期中会更加明显（Lim 和 Tan，2010）。

但是，随着审计任期的增加，审计师对于客户的经济依赖性也不断增加。从审计师行业专门化的发展来看，要想在特定行业的审计工作中占据重要地位，发展具有竞争优势的行业专长，一定规模的客户基础是必要条件（Lim 和 Tan，2010）。纵观中国具备行业专长的事务所的形成过程，一些审计师只要通过审计少数几家资产规模庞大的大型上市公司就能达到行业市场份额最大，如果审计师某个特定客户的审计费用比重较大，或者审计师签约合伙人特别依赖某个客户的准租，事务所会为了留住这个较大的准租客户而牺牲独立性（DeAngelo，1981）。这意味着，尽管审计任期延长时，行业专长能提高审计质

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

量，但与重要客户结盟的动机有可能会影响行业专长审计师的专业判断，倾向于当发生意见不和时向审计客户妥协（Lim 和 Tan, 2010）。因此，当审计师对审计客户具有经济依赖性时，对于拥有专业胜任能力的审计师来讲，独立性将变成一个重要问题（Bazerman 等，1997）。根据以上分析，我们提出假设 2。

假设 2：随着审计任期的延长，审计师行业专长仍然会提升审计质量，但审计师对行业内客户的经济依赖性会削弱行业专长对于审计质量的正向作用。

四、研究设计

（一）模型设计与变量界定

本文借鉴大多数主流文献（Myers 等，2003；Ghosh 和 Moon，2005）的通常做法，以企业披露的财务信息中的盈余质量作为审计质量的代理变量。对于盈余质量的度量，我们主要采用由截面 Jones 模型估计的可操纵性应计数（DA）的绝对值（以|DA|表示）（Bartov 等，2001；Kothari 等，2005）。已有相关研究发现，在原始的 Jones 模型中加入总资产净利润进行控制得到的盈余质量度量指标比模型的估计结果更为稳健（Kothari，2005），因此本文采用调整的 Jones 模型，即在原始模型中加入总资产收益率（ROA），估计可操纵应计项目，估计指标|DA|数值越大，表明审计质量越差。

具体而言，我们首先对模型（1）进行普通最小二乘（OLS）回归，得到四个主要变量的估计系数，然后将这些系数带入到模型（2）中得到估计的不能被操纵的应计项目数值，最后将模型（2）中得到的数值带入模型（3）估计出需要的主要变量 DA_t，对其取绝对值得到实证中主要的因变量|DA|。

$$TA_t/A_{t-1}=\alpha_1(1/A_{t-1})+\alpha_2(\triangle REV_t/A_{t-1})+\alpha_3(PPE_t/A_{t-1})+\alpha_4ROA_t+\varepsilon_t \quad (1)$$

$$NDA_t=\alpha_1(1/A_{t-1})+\alpha_2(\triangle REV_t/A_{t-1})+\alpha_3(PPE_t/A_{t-1})+\alpha_4ROA_t \quad (2)$$

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

在上述模型中，TA_t 表示应计项目的总额，等于企业当期经营利润（EBXI）和当期经营活动现金流量（CFO）的差额；分母中用于消除规模化的 A_{t-1} 表示企业上一期的总资产；$\triangle REV_t$ 表示本期照比上期主营业务收入的变化；PPE 表示当期期末固定资产的净值；ROA_t 表示企业当期的总资产净利润率，由净利润除以总资产计算得到。

为了验证审计师行业专长和经济依赖性对审计质量的影响，构建如下待检验模型：

$$|DA|=\beta_0+\beta_1Special+\beta_2Importance+\beta_3Size+\beta_4Merge+\beta_5Turnover+\beta_6CFO+\beta_7ROA+\beta_8Growth+\beta_9Lev+\beta_{10}Invratio+\beta_{11}Revratio+\beta_{12}Opinion+\beta_{13}Loss+\beta_{14}LnSu+\beta_{15}Age+\beta_{16}Area+\beta_{17}Industry+\beta_{18}Year+\varepsilon \quad (4)$$

$$|DA|=\gamma_0+\gamma_1Special+\gamma_2Importance+\gamma_3Importance\times Special+\gamma_4Size+\gamma_5Merge+\gamma_6Turnover+\gamma_7CFO+\gamma_8ROA+\gamma_9Growth+\gamma_{10}Lev+\gamma_{11}Invratio+\gamma_{12}Revratio+\gamma_{13}Opinion+\gamma_{14}Loss+\beta_{15}LnSu+\gamma_{16}Age+\gamma_{17}Area+\gamma_{18}Industry+\gamma_{19}Year+\varepsilon \quad (5)$$

模型（4）、（5）中，主要解释变量为审计师行业专长（Special）和经济依赖性（Importance）。其中，审计师行业专长（Special）为虚拟变量，我们把某年度特定行业具有最大行业市场份额的审计师界定为该行业的专家，当公司年度财务报告的审计师为其所在行业的行业专家时，Special=1，否则为 0；经济依赖性（Importance）被定义为事务所向某一客户收取的审计费用占事务所对该行业所有客户收取费用总和的比重，这一指标反映了事务所对行业内重要客户的经济依赖性。

此外，参考国内外已有的研究文献，我们还设置了影响审计质量的若干控制变量，包括公司规模（Size）、是否发生并购重组（Merge）、资产周转率（Turnover）、经营活动现金流量（CFO）、总资产报酬率（ROA）、销售收入增长率（Growth）、资产负债率（Lev）、存货比率（Invratio）、应收账款比率（Revratio）、审计报告状况（Opinion）、主营业务是否亏损（Loss）、审计复杂程度（LnSu）、上市年限（Age）、是否为东部发达地区（Area）、行业变量（Industry）和年度变量（Year）。具体变量定义见表 1。

表 1　相关变量定义

	变量名称	符号	变量定义
因变量	可操纵应计数	|DA|	根据调整的Jones模型估计的可操纵应计的绝对值
自变量	审计师行业专长	Special	虚拟变量，某年度特定行业具有最大行业市场份额的审计师界定为该行业的专家，当公司年度财务报告的审计师为其所在行业的行业专家时，变量取值为1，否则取值为0
	经济依赖性	Importantce	某一客户审计收费占该事务所在该行业中审计收费总额的比重
控制变量	公司规模	Size	总资产的自然对数
	并购重组	Merge	虚拟变量，企业发生并购重组时取值为 1，否则为 0
	资产周转率	Turnover	主营业务收入与总资产的比值

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(续表 1)

控制变量	经营活动现金流量	CFO	经营活动现金流量净额与总资产的比值
	总资产报酬率	ROA	净利润与总资产的比值
	销售收入增长率	Growth	本年比上一年销售收入变化与上一年销售收入的比值
	资产负债率	Lev	总负债与总资产的比值
	存货比率	Invratio	存货净值与总资产的比值
	应收账款比率	Revratio	应收账款净值与总资产的比值
	审计报告状况	Opinion	虚拟变量,本年度审计意见为非标准无保留意见时取值为 1,否则为 0
	主营业务是否亏损	Loss	虚拟变量,本年度主营业务收入小于 0 时取值为 1,否则为 0
	审计复杂程度	LnSu	公司投资比例超过 20%的公司的数量的平方根
	上市年限	Age	公司自上市到样本期间的年份
	是否为东部发达地区	Area	虚拟变量,公司位于上海、浙江、江苏、广东等东部发达地区时取值为 1,否则为 0
	行业变量	Industry	根据证监会行业划分的行业虚拟变量
	年度变量	Year	根据样本年份划分的年度虚拟变量

审计任期与审计质量之间的关系有可能不是线性的(Myers 等,2003;Ghosh 和 Moon,2005),本文将审计任期划分为短期(审计任期≤3 年)、长期(审计任期>6 年)和中期(3<审计任期≤6 年)。在确认审计任期上,我们根据上市公司公开发布的审计师聘用信息来确定。审计任期起始年份从企业更换一位新的审计师开始,如果后续年份中企业没有发布变更审计师的信息,则按年累计该审计师的审计任期;如果企业发布变更审计师的公告,则把当期作为新的审计师任期的第一年;如果审计师事务所发生合并事件,则把合并前后的事务所作为同一审计师累计计算任期。

国内学者李爽和吴溪(2004)、韩洪灵和陈汉文(2008)等人研究发现,在中国审计市场上,初始审计时并不存在明显的低价揽客行为,也就是说在短任期下,审计师对审计客户的依赖性并不高。在长审计任期下,客户依赖性会增加,其对审计质量的影响也会加剧,因此我们会重点关注不同审计任期下,审计师所具备的行业专长、审计师对客户的经济依赖性以及两者之间的相互作用如何影响审计质量。

(二)样本选择与数据来源

为了考虑新会计准则实施对上市公司操纵性应计项目的影响,本文以 2006~2011 年 A 股上市公司为研究对象,并对上述时间段内的观测值进行了如下处理:(1) 在使用 Jones 模型进行分行业回归估计的情况下,如果观测值过少会导致估计结果有偏,因此我们的样本中去除了客户数少于 20 的行业样本;(2)剔除金融类上市公司;(3)剔除数据存在异常的样本公司。经过筛选后,最后得到 6 912 个样本观测值。我们从年报中手工搜集了审计任期的数据,对于年报中未披露审计任期的企业,根据企业发布的审计师变更公告进行追溯查询。此外,我们从 CSMAR 数据库中获取了企业的子公司数目,其他数据来自 WIND 数据库。为了剔除异常值影响,我们对模型中的连续变量在 1%和 99%的水平上进行了缩尾处理。

表 2 列示了主要变量的描述性统计。从数据中给我们可以看出,2006 年到 2011 年的上市公司中,可操纵应计项目数的均值为 0.085,中位数为 0.052,审计师行业专长均值为 9.1%,可见中国具有行业专长的审计师市场份额远低于国际上行业专门化市场份额 20%~30%的衡量标准。样本公司在公司规模(Size)、负债水平(Lev)、成长性(Growth)和上市年限(Age)上存在较大差异,这些都对公司的审计质量产生了一定的影响。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	观测值	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
可操纵应计数	6912	0.085	0.052	0.146	0.000	4.403
可操纵应计数$_1$	6912	0.084	0.050	0.142	0.000	4.373
审计师行业专长	6912	0.091	0.000	0.289	0.000	1.000
经济依赖性	6912	0.351	0.203	0.344	0.000	1.000
公司规模	6912	21.579	21.469	1.191	15.715	27.328
并购重组	6912	0.713	1.000	0.452	0.000	1.000
资产周转率	6912	0.801	0.652	0.667	0.001	10.179
经营活动现金流量	6912	0.049	0.047	0.096	−2.283	2.457
总资产报酬率	6912	0.032	0.023	0.087	−1.258	2.234
销售收入增长率	6912	0.271	0.154	1.296	−0.998	43.882
资产负债率	6912	0.525	0.494	0.599	0.000	19.939
存货比率	6912	0.157	0.132	0.128	0.000	0.898
应收账款比率	6912	0.096	0.074	0.092	0.000	0.975
审计报告状况	6912	0.055	0.000	0.228	0.000	1.000
主营业务是否亏损	6912	0.096	0.000	0.294	0.000	1.000
审计复杂程度	6912	0.844	0.845	0.424	0.000	2.279
上市年限	6912	9.752	10.000	5.006	1.000	22.000

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

按照审计师任期，对行业专长样本组和非行业专长样本组分别按短期、中期、长期分组。从表 3 中可以看出，随着审计师任期的延长，两项可操纵应计项目的均值均逐渐变小，在 6 年以后有所上升。这表明，与审计任期中等相比，审计任期较长和较短下审计质量都比较低（刘成立和王晓艳，2006）。但是，不管是处于短任期还是长任期下，具有行业专长的审计师比非行业专长的审计师的审计质量要高。

表 3 列示了各变量的相关系数。可以看出，可操纵应计项目与审计师行业专长的 Pearson 相关系数（不论是 Pearson 相关系数，还是 Spearman 相关系数）显著为负，这说明审计师的专门化能提高审计质量；可操纵应计项目与经济依赖度显著正相关，意味着对行业内重要客户的经济依赖性会降低审计质量。本文还发现，大部分控制变量与可操纵应计项目的相关系数基本都在 1%的置信水平显著，这在一定程度上说明本文控制变量的选取具有一定的代表性。此外，各控制变量两两之间的相关系数基本都小于 0.2，这说明本文的实证模型不存在严重的多重共线性问题。

表 3　按审计师行业专长分组的|DA|均值和中值比较

		可操纵应计数			可操纵应计数1		
	年度	1~3年	4~6年	6年以上	1~3年	4~6年	6年以上
行业专长组	均值	0.088	0.099	0.074	0.087	0.069	0.074
	中值	0.046	0.043	0.048	0.046	0.042	0.047
非行业专长组	均值	0.103	0.082	0.081	0.101	0.081	0.072
	中值	0.058	0.051	0.051	0.057	0.050	0.051

表 4　主要变量的相关系数矩阵

	可操纵应计数	审计师行业专长	经济依赖性	公司规模	并购重组	资产周转率	经营活动现金流量	总资产报酬率	销售收入增长率	资产负债率	存货比率	应收账款比率	审计报告状况	主营业务是否亏损	审计复杂程度	上市年限
可操纵应计数	1	-0.026**	0.032***	-0.129***	0.038***	0.038***	-0.075***	0.099***	0.105***	0.228***	0.078***	0.009	0.159***	0.083***	-0.035***	0.011
审计师行业专长	-0.041***	1	-0.189***	0.094***	0.008	0.053***	0.009	0.028**	0.008	0.0186	-0.017	-0.006	-0.02*	-0.023*	0.122***	0.017
经济依赖性	0.009**	-0.225***	1	0.216***	0.042****	-0.026**	0.073***	-0.044	0.021*	0.028***	0.0541***	-0.145***	-0.006	-0.003	0.125***	0.113***
公司规模	-0.116***	0.069***	0.309***	1	0.046***	0.112**	0.046***	0.068***	0.012*	-0.084***	0.034***	-0.193***	-0.242***	-0.152***	0.428***	0.155***
并购重组	0.032***	0.008	0.053***	0.054***	1	-0.01	-0.006	-0.011	0.016	0.066***	0.027**	-0.008	0.031**	0.012	0.168***	0.106***
资产周转率	0.052***	0.031***	-0.026**	0.125***	-0.02*	1	0.051***	0.157***	0.011***	0.011	0.149***	0.098***	-0.073***	-0.108***	0.121***	0.034***
经营活动现金流量	-0.102***	0.02*	0.095***	0.068***	-0.017	0.116***	1	0.158***	0.048***	-0.01	-0.21***	-0.191***	-0.057***	-0.12***	-0.00	0.017
总资产报酬率	0.043***	0.023*	-0.022*	0.068***	-0.047***	0.194***	0.323***	1	0.059***	-0.08***	-0.023**	-0.04***	-0.212***	-0.43***	0.016	-0.063***
销售收入增长率	0.07***	-0.014	0.043***	0.149***	0.003	0.249***	0.069***	0.324***	1	-0.012	0.025**	0.008	-0.025**	-0.08***	-0.001	0.03*
资产负债率	0.063***	-0.001	0.166***	0.271***	0.142***	0.112***	-0.113***	-0.422***	-0.003	1	0.054***	0.007	0.366***	0.159***	0.023*	0.181***
存货比率	0.089***	-0.018	0.018	0.024**	0.008	0.299***	-0.217***	-0.083***	0.065***	0.22***	1	0.039***	-0.049***	-0.02*	0.127***	0.074***
应收账款比率	0.013***	0.0006	-0.196*	-0.233***	-0.012***	0.194***	-0.216***	-0.024***	-0.027**	-0.028**	0.199***	1	0.051***	-0.002	-0.39***	-0.173***
审计报告状况	0.117***	-0.022*	-0.039***	-0.21***	0.031**	-0.131***	-0.108***	-0.195***	-0.164***	0.248***	-0.071***	0.012	1	0.333***	-0.061***	0.114***
主营业务是否亏损	0.137***	-0.023*	-0.019	-0.153***	0.012	-0.144***	-0.148***	-0.51***	-0.253***	0.226***	-0.029**	-0.011	0.333***	1	-0.07***	0.112***
审计复杂程度	-0.038***	0.12***	0.18***	0.431***	0.172***	0.128***	0.0084	0.026**	0.052***	0.22***	0.127***	-0.03***	-0.066***	-0.072***	1	0.241***
上市年限	-0.009	0.017	0.112***	0.191***	0.102***	-0.019	0.01	-0.215***	-0.126***	0.328***	0.025**	-0.224***	0.111***	0.111***	0.239***	1

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

五、实证结果分析

（一）回归分析

表 5 是本文待检验假说的实证结果。在全样本检验中，审计师行业专长（Special）的估计系数在 1%的显著性水平下为负，说明具有行业专长的审计师可以降低可操控性应计项目的绝对值，表明行业专

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

长的建立可以有效地提高审计质量，而经济依赖性系数不显著，说明经济依赖性并不能够影响审计质量。随后，我们在不同的审计任期下重新对模型 4 和模型 5 分别进行回归。在短审计任期的样本中，我们发现行业专长变量系数显著为负，说明在短期中，行业专长可以弥补对特定客户知识的不足，提高了审计师的专业胜任能力，所以有效地改善了审计质量，假设 1 因此得以证明。经济依赖性变量系数不显著，说明在短任期中经济依赖性同样不能影响审计质量。为了考察行业专长与经济依赖性的相互作用，我们引入两个变量的交互项，交互项的系数说明了经济依赖性对于行业专长与审计质量之间关系的边际效应。在短任期的回归中我们发现交互项系数不显著，说明两个因素间的相互作用不能对行业专长提升审计质量的正向作用产生影响。在中等任期的回归中，我们得到了和短任期相似的结果，即行业专长与审计质量有显著的正相关关系，但经济依赖性的影响不显著。

在长审计任期的样本中，我们得到了与短审计任期不同的回归结果。我们首先发现，行业专长变量有显著为负的系数，说明在长审计任期中，行业专长仍然可以提升审计质量。同时我们发现，经济依赖性有显著为正的系数，说明经济依赖性会增加可操控性应计项目的数值，即经济依赖性会降低审计质量。我们对交互项的进一步研究发现，行业专长与经济依赖性的交互项有显著为正的系数，说明在长审计任期下，经济依赖性会削弱行业专长对于审计质量的正向作用，而这一系数大于行业专长变量的系数，说明在长审计任期下，经济依赖性对于审计质量的负向作用占主导作用。也就是说，随着审计任期的延长，当具有行业专长的审计师对行业内客户的经济依赖性增大时，审计质量将会降低，由此验证了假说 2。

控制变量方面，审计意见（opinion）对本期审计质量存在显著的正向影响，企业亏损（Loss）、资产负债率（Lev）与操纵性应计显著为正，表明中国上市公司拥有较高财务杠杆以及主营业务发生亏损时更倾向于进行盈余管理，因此导致审计质量降低，这与已有文献的结论（李春涛等，2006；鲁桂华等，2007）基本一致；应收账款占总资产比值（Revratio）的回归系数显著为正，可能的原因是 Revratio 不仅可以衡量公司业务的复杂程度，也可以衡量公司资产的流动性，Revratio 越高说明公司资产的流动性越好，财务风险越低，所以进行盈余管理的可能性也越低。此外，公司规模（Size）和企业上市年限（Age）的估计系数显著为负，说明公司上市年限越久，规模越大，则越可能建立良好的内部控制制度，盈余操纵的可能性越小。与原红旗和韩维芳（2012）的研究结论一致，业务复杂度（Invratio）、公司的盈利能力（ROA）、公司的成长性（Growth）和因变量的关系显著为正，而经营活动产生的现金流量（CFO）和因变量为显著的负相关的关系。

表 5　不同审计任期下的回归结果

变量	全样本		任期≤3		3<任期≤6		任期>6	
常数项	0.308*** (8.53)	0.317*** (8.62)	0.171** (2.06)	0.301** (4.27)	0.319*** (3.53)	0.328*** (5.32)	0.294*** (5.31)	0.151** (2.27)
审计师行业专长	−0.018*** (−3.22)	−0.023*** (−3.39)	−0.023** (−2.02)	−0.022 (1.50)	−0.021** (−2.11)	−0.023** (−2.07)	−0.014* (−1.76)	−0.028** (−2.88)
经济依赖性	0.008 (1.48)	0.007 (1.37)	−0.007 (−0.59)	−0.006 (−0.55)	0.005 (0.54)	0.0045 (0.49)	0.019*** (2.59)	0.015** (1.97)
审计师行业专长×经济依赖性		0.034 (1.29)		−0.028 (−0.53)		0.023 (0.56)		0.086** (2.30)
公司规模	−0.009*** (−5.35)	−0.009*** (−5.49)	−0.009*** (−3.33)	−0.009*** (−2.67)	−0.011*** (−3.70)	−0.011*** (−3.37)	−0.012*** (−3.95)	−0.054*** (−4.16)
并购重组	0.003 (0.86)	0.003 (0.83)	0.001 (0.05)	0.00003 (0.13)	0.004 (0.71)	0.004 (0.70)	0.006 (1.21)	0.006 (1.14)
资产周转率	0.008*** (3.14)	0.008*** (3.18)	0.002 (0.10)	0.004 (0.22)	0.009* (1.92)	0.009* (1.92)	0.005 (1.59)	0.005 (1.46)
经营活动现金流量	−0.106*** (−5.99)	−0.106*** (−5.99)	−0.313*** (−8.14)	−0.287*** (−7.53)	−0.031 (−1.17)	−0.033 (−1.17)	−0.111*** (−4.16)	−0.118*** (−4.45)
总资产报酬率	0.183*** (13.75)	0.184*** (13.76)	0.146*** (7.05)	0.149*** (7.05)	−0.032 (−1.27)	−0.007 (−0.27)	0.417*** (17.53)	0.395*** (16.33)
销售收入增长率	0.011*** (9.55)	0.011*** (9.54)	0.037*** (8.60)	0.038*** (8.61)	0.027*** (12.09)	0.028*** (12.89)	0.003** (2.41)	0.003** (2.26)

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(续表 5)

资产负债率	0.046*** (16.12)	0.047*** (16.13)	0.085*** (16.91)	0.085*** (16.89)	0.013*** (2.76)	0.014*** (3.16)	0.039*** (7.50)	0.034*** (6.32)
存货比率	0.051*** (3.61)	0.051*** (3.60)	−0.034 (−1.22)	−0.034 (−1.05)	0.084*** (3.52)	0.078*** (3.28)	0.085*** (4.35)	0.091*** (4.63)
应收账款比率	−0.042** (−2.01)	−0.041** (−2.01)	−0.077** (−1.99)	−0.077** (−2.05)	−0.079** (−2.31)	−0.083** (−2.44)	−0.008 (−0.29)	−0.001 (−0.05)
审计报告状况	0.048*** (6.00)	0.048*** (5.43)	0.028* (1.91)	0.028* (1.92)	0.057*** (4.24)	0.056*** (4.23)	0.046*** (3.88)	0.043*** (3.60)
主营业务是否亏损	0.052*** (8.27)	0.052*** (8.26)	0.054*** (4.30)	0.054*** (4.32)	0.035*** (3.04)	0.033*** (3.05)	0.081*** (8.98)	0.087*** (8.96)
审计复杂程度	−0.006 (−1.40)	−0.006 (−1.51)	−0.011 (−1.29)	−0.01 (−1.18)	0.001 (0.17)	0.013 (0.17)	−0.001 (−0.19)	−0.001 (−0.23)
上市年限	−0.001*** (−3.75)	−0.001*** (−3.68)	−0.001*** (−3.04)	−0.002*** (−3.07)	−0.004 (−0.67)	−0.001 (0.66)	0.001 (0.56)	0.001 (0.66)
是否为东部发达地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6912	6912	2351	2351	1550	1550	3011	3011
调整的 R^2	17.75%	17.76%	25.24%	25.21%	24.05%	24.02%	19.56%	20.15%
F 值	38.28***	37.39***	20.83***	20.32***	13.26***	12.94***	19.30***	18.66***

注：同表 4。

有研究表明，审计师对待管理当局操纵盈余方向的态度并不一致，审计客户向上操纵盈余所带来的审计风险要比其向下操纵盈余所带来的审计风险高，所以审计师须更加注重管理层正向的盈余操纵行为。在对管理层的盈余操纵进行检验时，如果仅以操纵性应计的绝对数来衡量盈余操纵程度，那么将无法了解管理层盈余管理的行为方式。因此，本文从审计任期视角研究行业专长和经济依赖性对审计质量的联合作用时，进一步将正向的盈余管理与负向的盈余管理进行区分，探讨在长任期下行业专长与经济依赖性对不同的盈余管理行为方式的共同影响。本文将长审计任期样本细分成正向的盈余操纵（DA+）和负向的盈余操纵（DA−）两个子样本，回归结果如表 6 所示。在可操纵性应计数为正（DA+）的样本中，行业专长、经济依赖性和两个因素交互项的系数分别为−0.018、0.37 和 0.009 4，并且分别在 10%、1%和 5%的水平上显著。在可操纵性应计数为负（DA−）的样本中，所有变量都没有显著的系数。这一结果主要表明，在长任期下，审计师行业专门化有利于抑制正向的盈余操纵行为，但行业专门化的审计师对重要客户在长任期下产生的经济依赖性会阻碍行业专长对正向盈余操纵行为抑制作用的发挥。但是，无论是行业专长还是经济依赖性，都不会对管理层的负向盈余操纵行为产生影响。

表 6　行业专长、经济依赖性与正、负向盈余管理的关系

变量	可操纵应计项目>0		可操纵应计项目<0	
	系数	系数	系数	系数
常数项	0.265*** (2.68)	0.292*** (2.95)	−0.084 (−1.58)	−0.083* (−1.69)
审计师行业专长	−0.018* (−1.76)	−0.033*** (−2.93)	0.005 (0.93)	0.011 (1.65)
经济依赖性	0.037*** (3.42)	0.034*** (2.71)	−0.014 (−1.29)	−0.008 (−1.52)
审计师行业专长×经济依赖性		0.009** (2.53)		−0.031 (−1.49)
公司规模	0.012 (0.59)	0.011 (0.54)	0.034*** (3.33)	0.035*** (3.37)
并购重组	0.007 (0.84)	0.007 (0.87)	−0.003 (−0.82)	−0.003 (−0.79)
资产周转率	−0.005 (−1.06)	−0.005 (−0.99)	−0.017*** (−6.54)	−0.017*** (−6.60)
经营活动现金流量	−0.001*** (−6.68)	−0.003*** (−6.59)	−0.012*** (−4.32)	−0.012*** (−4.13)
总资产报酬率	0.993*** (28.72)	0.993*** (28.69)	0.254*** (13.61)	0.254*** (13.60)
销售收入增长率	0.005* (1.87)	0.005* (1.94)	−0.002*** (−2.83)	−0.002*** (−2.81)
资产负债率	−0.002*** (−0.27)	−0.002 (−0.25)	0.002 (0.80)	0.001 (0.77)
存货比率	0.123*** (4.58)	0.121*** (4.49)	−0.039*** (−2.42)	−0.045** (−2.44)
应收账款比率	−0.026 (−1.04)	−0.022 (−1.08)	−0.034*** (−3.38)	−0.031*** (−3.39)

（二）稳健性测试

本文同时采用了基本 Jones 模型来计算 DA。首

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(续表 6)

审计报告状况	0.058*** (3.31)	0.057*** (3.27)	−0.019** (−2.22)	−0.018** (−2.21)
主营业务是否亏损	0.102*** (5.80)	0.102*** (5.85)	−0.002 (−0.45)	−0.002 (−0.45)
审计复杂程度	−0.013 (−1.35)	−0.013 (−1.37)	0.008* (1.70)	0.008* (1.68)
上市年限	−0.001 (−0.14)	−0.001 (−0.09)	−0.001 (−0.94)	−0.001 (−0.98)
是否为东部发达地区	控制	控制	控制	控制
行业变量	控制	控制	控制	控制
年度变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1663	1663	1348	1348
调整的 R^2	46.36%	46.54%	25.07%	25.12%
F 值	33.14***	32.64***	15.22***	14.93***

注：同表 4。

先，运用不同行业不同年份的数据对模型 (6) 进行 OLS 回归取得参数 α_1、α_2、α_3，再将其代入模型 (7) 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 (8) 估计出可操纵性应计数 (DA)。

$$TA_t/A_{t-1}=\alpha_1(1/A_{t-1})+\alpha_2(\triangle REV_t/A_{t-1})+\alpha_3(PPE_t/A_{t-1})+\varepsilon_t \quad (6)$$

$$NDA_t=\alpha_1(1/A_{t-1})+\alpha_2(\triangle REV_t/A_{t-1})+\alpha_3(PPE_t/A_{t-1}) \quad (7)$$

$$DA_t=TA_t/A_{t-1}-NDA_t \quad (8)$$

其中，各变量取值与前述一致。采用基本 Jones 模型计算出 DA_1 之后，在不同任期下对模型 (4) 和 (5) 进行了重新回归，结果列示于表 7。我们发现，无论是全样本还是分不同任期的样本，结果与表 5 的结果相似，说明本文的结论不会受到可操控应计项目不同估计方法的影响。

表 7　基本 Jones 模型计算|DA|回归结果

变量	全样本		任期≤3		3<任期≤6		任期>6	
常数项	0.191*** (5.32)	0.412*** (5.45)	0.121*** (6.55)	0.309*** (5.98)	0.401*** (2.59)	0.454*** (3.31)	0.109*** (3.95)	0.179** (2.12)
审计师行业专长	−0.018** (−1.97)	−0.017** (−2.22)	−0.024** (−2.02)	−0.021 (1.10)	−0.021* (−1.91)	−0.023* (−1.91)	−0.011* (−1.69)	−0.012** (−2.40)
经济依赖性	0.012 (0.86)	0.013 (0.84)	−0.009 (−0.05)	−0.008 (−0.12)	0.007 (1.12)	0.007 (1.14)	0.011** (2.01)	0.013** (2.12)
审计师行业专长×经济依赖性		0.099 (0.78)		−0.029 (−0.53)		0.032 (0.56)		0.078* (1.82)
公司规模	−0.004*** (−7.23)	−0.005*** (−7.89)	−0.006*** (−5.89)	−0.005*** (−6.01)	−0.009*** (−4.09)	−0.009*** (−3.99)	−0.041*** (−3.98)	−0.05*** (−4.43)
并购重组	0.052 (0.021)	0.054 (0.023)	0.065 (0.06)	0.066 (0.04)	0.045 (0.71)	0.044 (0.81)	0.067 (1.01)	0.067 (1.32)
资产周转率	0.035** (1.66)	0.036** (1.73)	−0.041 (−0.91)	−0.041 (−0.89)	0.005* (1.82)	0.005* (1.90)	0.005** (2.35)	0.005** (2.01)
经营活动现金流量	−0.106** (−2.06)	−0.106** (−2.17)	−0.313** (−2.22)	−0.287** (−2.29)	−0.021 (−1.11)	−0.020 (−0.15)	−0.111** (−2.51)	−0.118** (−2.49)
总资产报酬率	0.167*** (11.24)	0.166*** (15.22)	0.146*** (7.09)	0.149*** (7.09)	0.169*** (12.84)	0.167*** (13.19)	0.417*** (17.53)	0.395*** (16.33)
销售收入增长率	0.065*** (11.34)	0.0165*** (11.27)	0.089*** (9.04)	0.088*** (9.09)	0.078*** (12.09)	0.078*** (12.89)	0.094*** (8.58)	0.095*** (8.64)
资产负债率	0.054*** (12.56)	0.055*** (12.45)	0.098*** (16.58)	0.099*** (16.89)	0.043*** (2.23)	0.044*** (3.11)	0.038*** (7.58)	0.037*** (6.01)
存货比率	0.055*** (3.62)	0.055*** (3.61)	−0.089** (−2.31)	−0.089** (−2.32)	0.081*** (3.59)	0.079*** (3.58)	0.088*** (4.44)	0.088*** (4.45)
应收账款比率	−0.042* (−1.91)	−0.041* (−1.93)	−0.077* (−1.89)	−0.077* (−1.88)	−0.079 (−0.045)	−0.08 (−0.046)	−0.008 (−0.30)	−0.001 (−0.34)
审计报告状况	0.033*** (5.91)	0.033*** (6.43)	0.028*** (4.76)	0.028*** (4.21)	0.057*** (4.89)	0.056*** (4.12)	0.046*** (3.48)	0.043*** (3.61)
主营业务是否亏损	0.003*** (8.83)	0.002*** (8.16)	0.005*** (5.83)	0.006*** (5.29)	0.003*** (3.99)	0.003*** (3.98)	0.005*** (7.46)	0.005*** (7.85)
审计复杂程度	0.011 (0.06)	0.012 (0.05)	−0.009 (−0.56)	−0.021 (−0.55)	0.074 (0.19)	0.074 (0.19)	−0.054 (−0.54)	−0.055 (−0.45)
上市年限	−0.002*** (−5.923)	−0.002*** (−5.943)	−0.001*** (−4.64)	−0.003*** (−4.66)	−0.002 (−0.343)	−0.0002 (0.332)	0.0001 (0.54)	0.0001 (0.55)

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(续表 7)

是否为东部发达地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6912	6912	2351	2351	1550	1550	3011	3011
调整的 R^2	17.89%	18.73%	23.85%	24.01%	24.66%	24.12%	19.91%	20.01%
F 值	30.02***	28.23***	17.94***	16.22***	15.84***	13.12***	13.09***	11.94***

注：同表 4。

前文中，我们采用 3 年和 6 年作为划分长短审计任期的标准，为控制任期划分标准的影响，我们以 2 年作为划分短任期的标准，以 7 年作为划分长任期的标准，在新的审计任期划分下重新对模型 (4) 和 (5) 进行检验。在表 8 中，我们仍然得到和表 5 相似的实证结果，说明本文的结论不受不同审计任期划分的影响。

表 8　不同审计任期下的回归结果

变量	全样本		任期≤2		3<任期≤7		任期>7	
常数项	0.308***	0.317***	0.254***	0.274***	0.432***	0.511***	0.321***	0.331***
	(8.53)	(8.62)	(4.56)	(4.77)	(5.53)	(5.32)	(5.31)	(5.27)
审计师行业专长	−0.018***	−0.023***	−0.023**	−0.022	−0.019*	−0.021*	−0.011*	−0.016*
	(−3.22)	(−3.39)	(−2.42)	(1.25)	(−1.94)	(−1.93)	(−1.76)	(−1.75)
经济依赖性	0.008	0.007	0.001	0.001	0.001	0.001	0.014**	0.011**
	(1.48)	(1.37)	(0.88)	(0.91)	(0.78)	(0.87)	(2.09)	(1.99)
审计师行业专长×经济依赖性		0.034		0.032		0.033		0.091**
		(1.29)		(0.16)		(0.23)		(2.12)
公司规模	−0.009***	−0.009***	−0.011***	−0.011***	−0.012***	−0.012***	−0.009***	−0.010***
	(−5.35)	(−5.49)	(−3.84)	(−3.98)	(−4.35)	(−4.73)	(−4.63)	(−4.66)
并购重组	0.003	0.003	0.004	0.004	0.012	0.012	0.019	0.020
	(0.86)	(0.83)	(0.012)	(0.11)	(0.26)	(0.22)	(0.96)	(0.92)
资产周转率	0.008***	0.008***	0.001*	0.001*	0.011**	0.012**	0.008**	0.007**
	(3.14)	(3.18)	(1.74)	(1.94)	(2.02)	(2.41)	(1.99)	(2.46)
经营活动现金流量	−0.106***	−0.106***	−0.246***	−0.223***	−0.223*	−0.225*	−0.261***	−0.239***
	(−5.99)	(−5.99)	(−6.23)	(−5.99)	(−1.77)	(−1.87)	(−4.12)	(−4.33)
总资产报酬率	0.183***	0.184***	0.074**	0.083***	0.032*	0.067*	0.311***	0.312***
	(13.75)	(16.76)	(2.12)	(2.77)	(1.65)	(1.67)	(13.13)	(12.58)
销售收入增长率	0.011***	0.011***	0.021***	0.022***	0.042***	0.039***	0.019***	0.019***
	(9.55)	(9.54)	(12.45)	(11.61)	(13.63)	(13.89)	(12.41)	(12.26)
资产负债率	0.046***	0.047***	0.058***	0.056***	0.049***	0.049***	0.042***	0.044***
	(16.12)	(16.13)	(16.43)	(16.82)	(12.77)	(13.46)	(17.27)	(16.52)
存货比率	0.051***	0.051***	−0.048	−0.049	0.064***	0.065***	0.073***	0.072***
	(3.61)	(3.60)	(−1.34)	(−1.55)	(3.01)	(2.98)	(3.33)	(2.96)
应收账款比率	−0.042**	−0.041**	−0.134**	−0.133**	−0.064***	−0.067***	−0.008*	−0.007*
	(−2.01)	(−2.01)	(−2.01)	(−2.09)	(−2.91)	(−2.94)	(−1.69)	(−1.65)
审计报告状况	0.048***	0.048***	0.028	0.028	0.057***	0.056***	0.046***	0.043***
	(6.00)	(5.43)	(0.94)	(1.12)	(4.24)	(4.23)	(8.78)	(8.60)
主营业务是否亏损	0.052***	0.052***	0.035***	0.038***	0.032***	0.029***	0.079***	0.078***
	(8.27)	(8.26)	(5.34)	(6.42)	(5.16)	(5.05)	(8.98)	(8.96)
审计复杂程度	−0.006	−0.006	−0.009	−0.01	0.048	0.046	−0.073	−0.073
	(−1.40)	(−1.51)	(−0.75)	(−0.79)	(0.68)	(0.93)	(−0.61)	(−0.53)
上市年限	−0.001***	−0.001***	−0.015***	−0.016***	−0.013	−0.014	0.001	0.001
	(−3.75)	(−3.68)	(−6.13)	(−5.67)	(−0.35)	(0.26)	(0.45)	(0.83)
是否为东部发达地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(续表 8)

观测值	6912	6912	1475	1475	2844	2844	2593	2593
调整的 R^2	17.75%	17.76%	18.45%	18.26%	20.95%	22.63%	18.02%	29.53%
F 值	38.28***	37.39***	21.64***	22.32***	19.57***	18.94***	18.34***	17.83***

注:同表 4。

六、研究结论与理论启示

(一) 主要研究结论

本文以 2006~2011 年沪深两市 A 股上市公司为研究对象,在统一的理论框架下,综合考虑了审计师聘用任期、审计师所具备的行业专门知识以及审计师对客户的依赖性之间的相互作用,由此来分析三项因素如何影响审计质量。具体而言,本文主要检验了审计师行业专长和经济依赖性在不同的审计任期下对审计质量的影响。

研究发现,从总体而言,审计师所具备的行业专长与审计质量存在着显著的正相关关系。我们进一步根据不同的审计任期分样本进行检验发现,在较短的审计任期内,具有行业专长的审计师能够有效地提高审计质量,而由于短期内审计师并未对客户形成依赖,因此经济依赖性并不影响审计质量。随着审计任期的增加,虽然行业专长仍然会有助于改善审计质量,但当具有行业专长的审计师对行业内客户的经济依赖性增大时,经济依赖性会削弱行业专长对审计质量的正向作用,导致审计质量的降低。本文结论在不同可操控应计项目的估计方法和不同审计任期的划分下依然稳健。

(二) 理论启示

本文的研究结论对于我国审计师行业的发展具有一定的启示意义。

首先,会计师事务所要积极培育审计师的行业专长。在短审计任期下,可以通过行业专门知识弥补事务所对特定客户知识的匮乏,能在一定程度上缓解短任期下审计师专业胜任能力的不足,从而保证审计师最初对客户进行服务的短任期下具有较高的审计质量。同时,培育审计师的行业专长有助于审计师在某一擅长行业中形成规模优势效应,并且可以在目前高度竞争的审计市场中提供差异性的服务。

其次,会计师事务所在行业专门化的发展中,应避免过度地依赖行业中的少数审计客户。目前我国审计市场竞争较为激烈,特别是很多规模较小的事务所一旦获得大客户以后会对其形成高度依赖,这样以来,在从事审计工作时可能会受迫于客户管理层,出具不恰当的审计意见,这也即是本文研究的主要结论之一。因此,审计师在争取市场份额的同时,需要通过自身的专业发展拓展客户资源,尽可能降低经济依赖性对于审计质量的负面影响,真正使会计师事务所把行业专门化作为一种切实可行的竞争战略,实现健康发展。

最后,本文的结论引发了对目前我国审计师强制轮换制度的思考。根据证监会的相关规定,设定了以五年为期限的强制轮换制度。这一制度固然可以减少审计师与客户通过长期交往建立共谋关系的风险,一定程度上提升了审计师的独立性。但是,根据本文的研究结论,审计师的轮换是否能够提升审计质量,取决于审计师在特定行业的专门化知识和对审计客户经济依赖性的共同作用。虽然在初始轮换时审计师独立性较强,但可能会因为缺乏专门知识而导致审计质量下降。在审计师任期较长但对客户的依赖性依然较低的情况下,行业专长依旧占据主导地位,可以有效的提升审计质量,而且可以发挥由长任期带来的优势。简单地采用强制轮换的方式是否能够解决事务所长任期下对审计质量的不利影响还有待商榷。

(三) 不足与展望

本文通过大样本实证检验得出了上述研究结论,并且该结论通过了若干稳健性测试,但本文的研究还具有一定的局限。首先,本文的样本为 A 股上市公司,而我国的很多企业在美国或香港上市,虽然其上市及审计事项受到上市地的监管,但为其提供服务的审计师也构成了我国审计师市场的一部分,忽略这部分样本可能会使得研究不够完整。未来在数据可获得的情况下,可以对这部分样本进行更为深入的研究。此外,在审计质量的度量指标上,本文主要采用了目前研究中使用最为广泛的可操纵性应计项目作为代理变量,目前该领域的研究还使用了一些其他指标,在未来的研究中,我们将进一步采用其他指标作为代理变量,从而得到更为充实和丰富的实证证据。

[参考文献]

[1] Myers, J. N., L. A. Myers, and T.C. Omer. Exploring the term of the auditor-client relationship and the quality of earnings: A case for mandatory auditor rotation [J]. Accounting Review, 2003, 78: 779-799.

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

[2] Ghosh, A., and D. Moon. Auditor tenure and perceptions of audit quality [J]. Accounting Review, 2005, 80: 585–613.

[3] Blouin J., B. M. Grein, and B. R. Rountree. An Analysis of Forced Auditor Change: The Case of Former Arthur Andersen Clients [J]. The Accounting Review, 2007, 82: 621–650.

[4] Chen, C., C. Lin, and Y. Lin. Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long audit tenure impair earnings quality [J] Contemporary Accounting Research, 2008, 25: 415–445.

[5] Hoyle, J. Mandatory auditor rotation: The arguments and an alternative [J]. Journal of Accountancy, 1987, 145: 69–78.

[6] Lim, C. Y., and H. T. Tan. Does auditor tenure improve audit quality? Moderating effects of industry specialization and fee dependence [J]. Contemporary Accounting Research, 2010, 27: 923–958.

[7] Krishnan, G. Does Big 6 auditor industry expertise constrain earnings management? [J] Accounting Horizons, 2003, 17: 1–16.

[8] Balsam, S., J. Krishnan, and J. S. Yang. Auditor industry specialization and earning quality [J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2003, 22: 71–97.

[9] DeAngelo, L. E. The auditor-client contractual relation: An economic analysis [M]. UMI Research Press, 1980.

[10] Ferguson, M. J., G. Seow, and D. Youn. Nonaudit services and earnings management: UK Evidence [J]. Contemporary Accounting Research, 2004, 21: 813–841.

[11] AICPA, Accounting trends and techniques [M]. Edited by J. Shoher, New York: AICPA. 2005.

[12] 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.

[13] Palmrose, Z. Trials of legal disputes involving independent auditors: Some empirical evidence [J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29: 149–185.

[14] Petty, R., and S. Cuganesan. Auditor Rotation: Framing the Debate [J]. The Australian Accountant , 1996, 66: 40–42.

[15] Johnson, V., I. Kurana, and K. Reynolds. Audit firm tenure and the quality of financial report [J]. Contemporary Accounting Research, 2002, 19: 637–660.

[16] Stanley, J., and T. Dezoort. Audit firm tenure and financial restatements: An analysis of industry specialization and fee effects [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2007, 26: 131–159.

[17] 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):54–101.

[18] Carey, P., and R. Simnett, Audit partner tenure and audit quality [J]. The Accounting Review, 2006, 81: 653–676.

[19] 刘启亮.事务所任期与审计质量——来自中国证券市场的经验证据[J].审计研究,2006(4):40–49.

[20] 曹　强,葛晓舰.事务所任期、行业专门化与财务重述[J].审计研究,2009(6):41–48.

[21] 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(1):44–53.

[22] 刘继红.高管会计师事务所关联、审计任期与审计质量[J].审计研究,2011(6):63–70.

[23] 刘启亮,唐建新.学习效应、私人关系、审计任期与审计质量[J].审计研究,2009(4):52–64.

[24] 宋衍蘅,付　皓.事务所审计任期会影响审计质量吗——来自发布补充更正公告的上市公司的经验证据[J].会计研究,2012(1):75–80.

[25] Dunn, K. A., and Mayhew, B. W. Audit firm industry specialization and client disclosure quality [J]. Review of Accounting Studies, 2004, 9: 35–58.

[26] Romanus, R. N., J. J. Maher, and D. M. Fleming. Auditor industry specialization, auditor changes, and accounting restatements [J]. Accounting Horizons, 2008, 22: 389–413.

[27] Knechel, W. R., V. Naiker, and G. Pacheco. Does auditor industry specialization matter? Evidence from market reaction to auditor switches [J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2007, 26: 19–45.

[28] 蔡　春,鲜文铎.会计师事务所行业专长与审计质量相关性的检验——来自中国上市公司审计市场的经验证据[J].会计研究,2007(6):41–47.

[29] 董秀琴,柳木华.行业专长与审计质量——基于投资者和财务报告视角的经验研究[J].证券市场导报,2010(4):61–66.

[30] 刘文军,米　莉,傅傥轩.审计师行业专长与审计质量——来自财务舞弊公司的经验证据[J].审计研究,2010(1):47–54.

[31] 袁春生,汪涛武,唐松莲.审计独立性、行业专长与财务舞弊行为——基于证监会处罚公告的经验证据[J].山西财经大学学报,2011(6):114–124.

[32] IFAC. IFAC annual report [M]. New York: International Federation of Accountants, 2004.

[33] 武恒光,张龙平.经济依赖度、盈余管理水平与审计独立性——来自上市商业银行的经验证据[J].财经理论与实践,2012(7):74–79.

责任编辑：冯　霞

?1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net