

# 审计模式、客户经营风险与审计报告时滞效应研究

## ——基于 2003 - 2011 年沪深两市的经验证据

杨明增 史 君 张家从

(山东财经大学会计学院,山东 济南 250014)

**【摘 要】** 以我国沪深两市 A 股上市公司 2003 - 2011 年的年报数据为样本,检验了我国 2007 年现代风险导向审计模式的实施以及审计客户经营风险的高低对审计报告时滞长短的影响。研究发现:自 2003 年以来,我国审计报告时滞总体上呈现不断增长趋势;2007 年以后,现代风险导向审计模式的实施显著延长了审计报告时滞;审计客户经营风险越高,审计报告时滞越长;研究还发现,由于审计客户规模较大,使得国际四大的审计报告时滞明显高于国内事务所。研究发现为我们了解现代风险导向审计模式下审计资源的投入或审计效率提供了证据。

**【关键词】** 审计报告时滞;审计模式;客户经营风险;现代风险导向审计

**【DOI 编码】** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2014.06.008

**【中图分类号】**F239 **【文献标识码】**A **【文章编号】**2095-3410(2014)06-0054-09

### 一、引言

现行审计报告披露模式使得外界通常无法观察到审计资源的投入过程,从而也无法了解审计效率的高低及其变化,而审计报告时滞作为一个与审计资源投入或审计效率相联系,且能为外界可观察的因素,为我们探究审计资源投入或审计效率的变化提供了可能<sup>[1]</sup>。同时,审计报告时滞也是决定财务报表能否及时披露的最重要因素<sup>[2]</sup>。所谓审计报告时滞(Audit Report Lag,简称 ARL)是指会计年度结束的资产负债表日至审计报告日之间的时间长度。

2007 年我国上市公司审计人开始实施新的审计准则,这标志着与国际惯例趋同的现代风险导向审计模式开始在中国实施。现代风险导向审计模式要求审计人员以客户经营风险评估为导向,从源头上准确评估与企业财务报表相联系的重大错报风险,据以制定审计计划,从而有助于提高审计的效率

与效果。

然而,这种审计模式的转换是否会影响审计报告的时滞?客户经营风险的高低是否与审计报告时滞相联系?在新旧模式转换中,境内外事务所在审计报告时滞方面有无差异?目前这方面的研究国内审计领域还尚未涉及。本文以沪深两市上市公司 2003 - 2011 年度的经验数据为样本,检验现代风险导向审计模式、客户经营风险对审计报告时滞的影响,并比较国际四大与国内事务所在审计报告时滞方面的差异。本文的研究为我们深入了解审计模式的转换对审计资源的投入或审计效率的影响提供经验证据<sup>[3]</sup>,也为我们改善审计报告的及时性提供依据。

本文的其他部分内容如下:第二部分是文献回顾;第三部分是相关理论分析与研究假设;第四部分是研究设计;第五部分是实证结果与分析;最后一部分是研究结论及启示。

**【基金项目】** 本文是教育部人文社会科学研究规划基金项目“基于职业判断的现代风险导向审计风险模型运用研究”(项目编号:11YJA790179)和山东省自然科学基金资助项目“现代风险导向审计风险模型运用研究”(项目编号:ZR2010GM010)的阶段性成果。

**【作者简介】** 杨明增(1970 - ),男,山东沂源人,山东财经大学会计学院教授,管理学(会计学专业)博士。主要研究方向:审计学。

## 二、文献回顾

及时性是财务报告的重要质量特征之一,而审计报告时滞不仅与审计资源投入或审计效率相联系,而且也是决定财务报告披露及时性的最关键因素,因而受到众多会计、审计研究者的重视<sup>[2]</sup>。

Ashton et al<sup>[4]</sup>较早以毕马威在美的审计客户为对象,调查了审计报告时滞的影响因素,研究结果发现审计客户内部控制薄弱、收到非标审计意见、客户采用简单的数据处理系统、客户为非上市公司等因素会显著延长审计报告时滞;Ashton et al<sup>[5]</sup>以加拿大上市公司的经验数据(1977-1978年)为样本,检验了审计报告时滞的影响因素,研究发现公司规模越大、显示盈利好消息、审计人为国内九大事务所都会明显缩短审计报告时滞。

Bamber et al<sup>[1]</sup>建立了一个审计报告时滞影响因素的综合性模型,并通过研究发现:代表必要审计工作范围的因素,如事务所的经营风险、审计复杂程度、非标意见、净利润为负等因素会显著延长审计报告时滞;而代表报告动机的因素,如非预期盈利为好消息、企业规模增大等则会显著缩短审计报告时滞;在审计技术方面,采用结构化审计方法的事务所则会延长审计报告时滞。

Jaggi 和 Tsui<sup>[3]</sup>以香港证券市场的上市公司经验数据(1991-1993年)为样本,检验了审计报告时滞的影响因素,研究发现事务所经营风险与审计报告时滞呈显著的正向关系,企业规模增大会明显延长审计报告时滞。

Henderson 和 Kaplan<sup>[6]</sup>以美国银行业上市公司经验数据(1988-1993)为样本,检验了银行业审计报告时滞的影响因素。研究发现,企业破产风险增大、管制地位弱化、收益多样化程度提高都会显著延长审计报告时滞;代表企业披露及时性动机的消息性质及非预期盈利信息会显著缩短审计报告时滞。

Knechel 和 Payne<sup>[7]</sup>的调查研究发现委派高经验水平的审计人员和提供管理咨询服务业务都会相应缩短审计报告时滞。

根据 Sarbanes - Oxley 法案要求,美国上市公司自 2004 年开始由管理层评估与财务报告相关的内部控制,并要进行独立审计,Ettredge et al<sup>[8]</sup>的研究发现该条款的实施明显延长了审计报告时滞,而且

当内部控制存在重大缺陷时审计报告时滞延长更加明显;Munsif et al<sup>[9]</sup>的进一步扩展研究也支持了该观点。

Lee et al<sup>[10]</sup>(2009)的研究发现,审计任期延长会缩短审计报告时滞,而且提供非审计服务也会显著缩短审计报告时滞。

2003 年美国证券交易委员会(SEC)要求上市公司应向股东提供年报 10 - K 表和季报 10 - Q 表,并规定了最后的报出期限,Krishnan 和 Yang<sup>[11]</sup>检验了这一规定对审计报告时滞的影响,研究发现这一规定明显延长审计报告时滞。

Tanyi et al<sup>[12]</sup>的研究发现,无论与自愿更换审计人的企业,还是没有更换审计人的企业相比,强制更换审计人的客户审计报告时滞明显长。

Habiba 和 Borhan<sup>[13]</sup>的研究发现,具有行业专长的审计人能够明显缩短审计报告时滞,而且在采用国际财务报告准则的企业中,除具有行业专长的审计人之外,其他企业都明显延长了审计报告时滞。

Knechel 和 Sharma<sup>[14]</sup>则以美国《2002 年萨班斯—奥克斯利法案》(the SOX)前后的美国上市公司审计报告时滞为证据,比较了非审计服务对审计效率和审计效果的影响,研究发现,萨奥法案之前,事务所提供非审计服务显著的缩短了审计报告时滞,即提高了审计效率,但是,同样的审计客户,在萨奥法案之后,审计报告时滞出现了明显的增长趋势<sup>①</sup>。

Kogilavani 和 Marjan Mohd<sup>[15]</sup>则检验了公司治理水平对审计报告时滞的影响,研究发现,审计委员会规模、股权集中度和组织规模显著影响审计报告时滞的水平。

审计报告时滞问题也引起了我国学者的关注。王立彦等<sup>[16]</sup>以沪深两市(1998-2000年)的经验数据为样本,首次考察了我国审计报告时滞的影响因素,研究发现审计人任期、企业亏损、出具非标审计意见等因素会明显延长审计报告时滞;王建玲<sup>[17]</sup>的研究发现股权集中度越高,审计报告越及时,盈余信息越好,此外还发现签署非标审计意见、公司规模增大和国际四大审计都会显著延长审计报告时滞;巫升柱<sup>[18]</sup>则以沪市 2007 年上市公司的经验数据为样本检验了内部控制质量对审计报告时滞的影响,研

究发现内部控制总体水平低下和内部控制缺陷明显延长审计报告时滞;喻彪和彭桃英<sup>[19]</sup>则以2009-2010年沪深两市A股上市公司为样本,实证考察内部控制质量对审计报告时滞的影响,研究发现,审计报告时滞与内部控制质量负相关,即内部控制质量越高,审计报告时滞越短;王志则<sup>[20]</sup>以2008-2010年沪深两市A股上市公司为样本,检验了会计师事务所的专长与审计报告时滞的关系,研究发现行业专长会明显缩短审计报告时滞,从而提高审计效率。

从已有研究可以看出,国内外审计报告时滞问题研究已逐渐深入,这为进一步深入研究该问题奠定了良好的基础。我国2007年开始实施以客户经营风险评估为导向的现代风险导向审计模式,这一转换势必会引起审计资源投入或审计效率的变化,从而会表现在审计报告时滞变化上<sup>[21]</sup>。而审计模式的转换、客户经营风险的高低对审计报告时滞的影响国内外研究尚未涉及。本文研究这两个因素对审计报告时滞的影响,对了解现代风险导向审计模式下审计资源投入或审计效率的变化,提高审计报告的及时性都具有重要意义。

### 三、理论分析及研究假设

Bamber et al<sup>[1]</sup>在总结前人研究成果基础上建立了一个审计报告时滞效应影响因素的综合性模型,该模型将审计报告时滞影响因素分为三类:(1)必需的审计工作量,例如审计人可能面临法律责任风险、审计工作复杂程度、出具非标审计意见等;(2)及时披露报告的动机,例如客户社会责任、财务报告消息的性质好坏;(3)审计技术。

现代风险导向审计模式属于影响审计报告时滞的审计技术因素。该模式将企业财务报告看作被审计单位战略实施结果的一部分,从企业战略层面入手,从源头上更加准确的识别和评估与财务报表相联系的重大错报风险,作为实施进一步审计程序的基础。

尽管现代风险导向审计准则的制定者认为,现代风险导向审计模式注重了前期的风险评估程序,加强前期的风险评估工作,有助于提高财务报表重大错报风险评估水平,加上实质性分析程序的广泛使用,可以大大减少实质性程序中的细节测试,从而有助于缩短审计报告时滞,提高审计效率。

但是,前期风险评估程序的复杂性,以及新准则对审计工作底稿记录的全面性和详细程度的要求会明显抵消细节测试所节省的时间。

一方面,传统审计模式下,审计人员往往简单地将固有风险评估为最高水平100%,然后将工作重点放到了解企业内部控制和控制测试上,并据以计划实质性审计程序的性质、时间和范围;而新准则要求审计人员从企业行业状况、战略目标、经营风险、企业性质、会计政策、内部控制等六个大方面去了解被审计单位及其环境,以识别和评估重大错报风险。与传统风险导向审计仅仅注重了解客户内部控制缺陷以及评估控制风险相比,现代风险导向审计模式下,从企业外部环境到内部控制六个方面了解被审计单位及其环境的风险评估程序,无论是广度上、还是深度上或是难度上来看,审计工作量都是大大增加了。

另一方面,审计工作底稿记录详细程度要求的提高大大增加了审计工作量。为了能够进一步提高审计程序的透明度,便于审计质量的外部监督,新审计准则对审计工作底稿记录的详细程度提出了更高的要求,美国公众公司会计监察委员会(PCAOB)甚至提出“不记录,勿审计”(Not documented, not done)的标准要求,该规定要求审计工作底稿要详细的记录其所有审计职业判断的依据、过程、判断结果和应对程序,详细到其他参与复核的审计人员能够还原或重构(Reconstruct)每一项审计职业判断过程的细节<sup>[22]</sup>。以前审计准则只是要求记录判断结果和应对程序即可。众所周知,审计实务中,收集审计证据、记录和整理审计工作底稿是一项繁重的体力和脑力劳动,是制约审计效率的决定性因素。

从国外已有的经验证据也证明了现代风险导向审计模式实施后,审计报告时滞有明显的延长趋势。Knechel和Sharma<sup>[14]</sup>的研究就发现,同样的审计客户,在SOX法案之后,审计报告时滞出现了明显的增长趋势,而众所周知,美国是SOX法案之后仅1年多就(即2004年)开始执行现代风险导向审计。

我国自2007年初开始执行与国际审计准则全面趋同的新准则,风险评估程序的要求与国际审计准则基本是一致的,审计工作底稿的数量要求和记录详细程度要求也大大提高,这些都会显著增加审

计的工作量。此外,就我国审计人员来讲,现代风险导向审计是一种全新的审计模式,与国际会计公司主动寻求和创造该模式的过程不同,我国事务所完全是一种被动的接受。因此,在实施现代风险导向审计的较长时间内,对审计人员的业务素质提出了更高的要求,审计人员关注的范围扩大,程度会加深,这必然导致工作时间和审计成本的增加<sup>[23]</sup>,从而会延长审计报告时滞。据此提出以下研究假设:

H1:在一定时期及一定范围内,现代风险导向审计模式的实施会延长审计报告时滞。

以客户经营风险评估为导向是现代风险导向审计模式的最主要特征。将经营风险与审计风险相联系,任何影响客户实现其经营目标的经营风险,都是审计风险的来源<sup>[24]</sup>。在具体实施时,以客户战略经营风险评估为导向,通过分析客户内外经营环境,分析和识别客户的经营风险因素,评估客户经营风险水平的高低。识别的客户经营风险因素越多、评估的经营风险水平越高,审计人员评估的与财务报表相联系的重大错报风险就会越高<sup>[25]</sup>。根据现代风险导向审计风险模型,当审计人员面临较高的重大错报风险时,审计人员只有采取更为有效审计程序、扩大审计程序的范围或延长审计证据的适用期间,才能将最终的审计风险控制在此可接受水平,这些必然会导致审计成本的上升和审计时间预算的延长。从 Bamber et al 影响因素模型可以看出,客户经营风险属于影响审计报告时滞的工作量因素<sup>[1]</sup>。据此提出以下研究假设:

H2:客户经营风险越高,审计报告时滞越长。

#### 四、研究设计

##### (一)样本选择和数据来源

本文选择 2003 年至 2011 年在沪深两市交易的 A 股上市公司作为初始样本,同时采用以下标准对样本进行筛选:(1)剔除金融保险类上市公司(行业按证监会行业分类)。原因是金融保险行业的上市公司相对于其他行业而言财务指标往往相差较大;(2)剔除了数据缺失的样本;(3)剔除审计报告日为当年年末(12 月 31 日)和在次年 4 月 30 前未结束审计的样本。样本公司须同时满足上述三个条件,最终 9 个报告年度共计 12243 份财务报告。所有基本财务数据、审计报告信息及上市公司基本资

料均来源于深圳市国泰安信息技术有限公司的财务数据库(CSMAR)。数据的处理采用了 SPSS16.0 统计分析软件。

##### (二)主要研究变量说明

###### 1. 审计模式

我国自 2007 年初开始实施现代风险导向审计准则,也就是说,自 2006 年度上市公司财务报告审计开始时,我国注册会计师开始实施现代风险导向审计模式,因此在研究设计时,以 2006 年及以后财务报告审计为现代风险导向审计模式。

###### 2. 客户经营风险

所谓客户经营风险,根据阿伦斯和洛贝克对于经营风险的定义“企业由于经济或营业条件,如经济萧条、决策失误或同行业之间意想不到的竞争等,而无力归还借款或无法达到投资人期望的风险”<sup>[26]</sup>。但是,经营风险选择合适度量指标是一个难点,陈良华等认为经营风险可以划分为公司自身的经营风险和市场的系统风险<sup>[26]</sup>。前者主要与企业自身的盈利能力、偿债能力和营运能力有关,而后者与企业所处的宏观环境有关。因此,本文选择总资产报酬率、资产负债率、应收账款周转率和存货周转率作为企业自身经营风险度量指标。

市场的系统风险虽然无法直接衡量,但是,市场竞争理论认为企业的产业话语权直接决定了企业在行业的地位,以及应对外界负面因素冲击的弹性,产业话语权是由企业的市场份额和行业定价权直接决定的。毛利率是企业产品竞争能力和定价能力的重要体现,毛利率高的企业表明核心竞争力强,利润空间较大且转移定价能力较强,经营风险就小<sup>[26]</sup>。因此,本文选择毛利率作为市场系统风险间接度量指标。

##### (三)研究模型

本文在以往研究模型基础上,结合中国环境,根据研究需要设计了如下审计报告时滞模型:

$$ARL = \partial_0 + \partial_1 AM + \partial_2 ROA + \partial_3 ART + \partial_4 IT + \partial_5 DAR + \partial_6 GPM + \partial_7 BIG4 + \partial_8 LNTA + \partial_9 OP + \partial_{10} ROE + \partial_{11} UE$$

模型中:

###### 1. 被解释变量

ARL 是代表审计报告时滞的因变量,指审计报

告日距离资产负债表日(公历每年的12月31日)的天数。该变量的大小反映了审计报告的及时性,该变量越小表明审计报告越及时。

## 2. 解释变量

(1)AM是代表审计模式的解释变量。我国2007年初实施风险导向审计准则,即从企业2006年度财务报告的审计开始就是新的审计模式。因此,设该变量为哑变量,2006-2011年赋值为1;2003-2005年度赋值为0。我们预期符号为正的,意味着现代风险导向审计模式延长了审计报告时滞。

(2)解释变量经营风险BR运用多指标进行度量。ROA是代表企业盈利能力的总资产报酬率(息税前利润/平均总资产);ART和IT分别是代表企业营运能力的应收账款周转率和存货周转率;GPM代表系统风险的营业毛利率。预期这些变量的系数符号为负,意味着企业的经营风险越小,审计报告时滞越小。

(3)DAR是代表企业的偿债能力的财务指标资产负债率,该指标越大,预示企业偿债能力越低,经营风险越大。预期系数符号为正。

## 3. 控制变量

(1)BIG4代表了事务所的类型,该变量为哑变量。“国际四大”赋值为1;“非四大”赋值为0。我们预期变量的符号为负的,“国际四大”在90年代末期已经实施了风险导向审计,内部测试的运用,大大减少了实质性程序,进而会缩短审计的时间。

(2)LNTA代表企业的规模,以当年总资产规模的对数表示。对于企业规模与审计报告时滞的关系,国内外研究者之间存在很大争议,国外研究者通常认为企业规模越大,管理水平应该越高,制度越健全,审计更容易,审计报告时滞应该越短(Ashton et al)<sup>[5]</sup>,但是得到经验证据却不一致。该项观点只考虑了规模大、制度健全的因素,而忽视了规模大会导致审计工作量增加的因素,巫升柱<sup>[16]</sup>、王建玲<sup>[17]</sup>等人的国内经验证据发现被审计单位规模与审计报告时滞呈正向关系,规模大的企业需要更多的审计投入,审计报告时滞越长。因此,该变量的符号预期为正的。

(3)OP代表审计意见类型,该变量是哑变量。

其中1表示标准审计意见,0表示非标准审计意见。标准审计意见是企业愿意接受的,也是注册会计师希望出具的审计意见,审计意见的谈判会相对顺利,而当需要发表非标意见时,不但审计过程中需要收集更多的审计证据,而且与企业沟通谈判的过程也会延长,这都会延长审计时间,Bamber et al<sup>[1]</sup>、王立彦<sup>[16]</sup>和王建玲<sup>[17]</sup>等国内外经验证据也证明了这一观点。因此,该变量的符号预期为负的。

(4)ROE代表了企业的业绩状况,该变量是哑变量。当净资产收益率大于1%时,赋值为1;否则赋值为0。Ashton et al<sup>[5]</sup>和王建玲<sup>[17]</sup>的研究发现,亏损或微利企业存在着更多盈余管理行为,需要审计人员投入更多的审计资源,从而使审计报告时滞延长。因此,该变量的符号预期为负的。

(5)UE代表了未预期盈余,该变量是哑变量。如果当年的每股盈余减上年的每股盈余大于0为好消息,则赋值为1;小于0则为坏消息,赋值为0。Bamber et al<sup>[1]</sup>、Henderson和Kaplan<sup>[6]</sup>、王建玲<sup>[17]</sup>等人研究发现,非预期盈利为好消息时,企业愿意尽快公布年报,意味着企业有动机及早报告“好消息”,从而促使审计报告时滞缩短。因此,该变量的预期符号是负的。

## 五、实证检验及结果分析

### (一)描述性统计结果与分析

表1、表2和图1报告了样本公司的描述性统计结果。从表1可以看出2003-2011年期间,我国审计报告时滞平均为86.34天,最短的是9天,最长的是180天,标准差是23.16天,这说明不同审计客户之间的审计报告时滞差别较大。

表2是分行业进行的统计描述结果,从中可以看出,房地产行业最短,平均为82.06天,农、林、牧、渔业及传播与文化产业最长,平均为91.4天。总平均值86.34天,与沪市2002-2003的审计报告时滞平均值82天相比<sup>[17]</sup>,有较大幅度的增长。

图1是我国审计报告时滞2003-2011年期间的走势图。从图1也可以看出,2003-2011年间,我国审计报告时滞平均值,从2003年的82天多增长到2011年的89天,总体上呈增长趋势。

### (二)相关分析

表3列示了各变量之间相关系数。从表3可以

表 1 主要变量描述性统计

	变量	N	最小值	最大值	均值	标准差
因变量	ARL	12243	9	180	86.34	23.16
解释变量	AM	12243	0	1	0.72	0.450
	ROA	12243	-2.6817	2.6456	0.0538	0.0903
	ART	12243	0.0042	170.2612	3.6979	0.7604
	IT	12243	0.0004	134.7379	5.6126	1.8611
	GPM	12243	-3.4122	0.9911	0.24584	0.1732
	DAR	12243	0.0000	1.0973	0.4895	0.1986
控制变量	BIG4	12243	0	1	0.07	0.248
	LnA	12243	14.9370	28.2820	21.5493	1.1869
	OP	12243	0	1	0.95	0.224
	ROE	12243	0	1	0.85	0.362
	UE	12243	0	1	0.51	0.500
	Valid N (listwise)	12243				

表 2 分行业描述性统计

行业名称	观测值	最小值	最大值	均值	标准差
房地产业	610	9	119	82.06	25.918
采掘业	266	25	117	84.27	20.942
制造业	7212	9	120	85.33	23.381
交通运输、仓储业	486	11	119	85.77	21.51
电力、煤气及水的生产和供应业	507	17	120	86.29	22.469
社会服务业	368	11	120	87.68	22.426
信息技术业	763	12	119	88.76	21.849
批发和零售贸易	758	17	119	89.84	21.376
建筑业	255	22	119	89.86	18.255
综合类	646	9	120	90.94	23.88
农、林、牧、渔业	273	14	119	91.46	22.996
传播与文化产业	99	31	117	91.47	20.966
Total	12243	9	120	86.34	23.116

看出,除 Big4、ART 与预期符号相反外,其他各解释变量及控制变量与因变量 ARL 的符号与预测相符,

表 3 Pearson 相关系数表

	ARL	AM	ROA	ART	IT	GPM	DAR	BIG4	LnA	OP	ROE	UE
ARL	1.000											
AM	.051 **	1.000										
ROA	-.180 **	.119 **	1.000									
ART	.009	.013	-.001	1.000								
IT	-.002	.013	.009	.002	1.000							
GPM	-.090 **	.027 *	.309 **	-.003	.021 *	1.000						
DAR	.058 **	-.015 *	-.226 **	-.002	-.018	-.322 *	1.000					
BIG4	.018 *	-.026 *	.058 **	-.005	-.006	.044 *	.004	1.000				
LnA	.010 **	.153 **	.122 **	-.005	.000	-.046 *	.279	.367	1.000			
OP	-.154 **	.078 **	.268 **	-.002	.002	.114 **	-.166	.030 **	.151 **	1.000		
ROE	-.214 **	.090 **	.500 **	.004	.007	.232 **	-.137	.050 **	.147 **	.300 *	1.000	
UE	-.139 **	.047 **	.253 **	.010	.016 *	.075 **	.053	.030 **	.064 **	.062 *	.281 **	1.000

注: \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 水平上显著。

(三)多元回归结果分析

表 4 是审计报告时滞模型的回归结果。表 4 的方差分析结果表明,模型的 F 值是 90.746 (p = 0.000),这说明模型具有显著的统计意义;而模型的调整 R2 = 0.075,表明模型的实验变量和各控制

除分别代表企业营运能力的应收账款周转率和存货周转率 ART 和 IT 不显著,其他变量都在 1% 或 5% 水平上显著;自变量之间的相关系数多在 30%,其中代表企业规模的 LnA 与 Big4 之间的相关系数最大,仅为 36.7%,这表明自变量之间不存在严重的多重共线性问题。

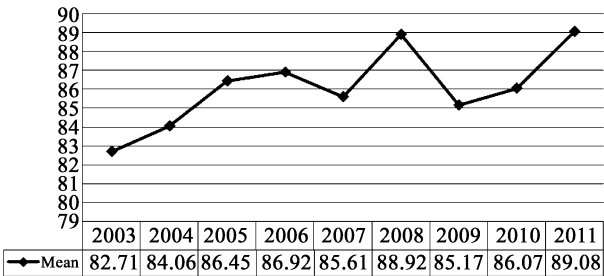


图 1 我国上市公司审计报告时滞(ARL)走势图

变量对因变量 ARL 具有合理的解释能力。从表中还可以看出,各变量方差膨胀因子(VIF)最大值是 1.509,都远远小于 10,说明各变量之间不存在需要处理的严重的多重共线性问题。

从表 4 回归结果看,审计报告时滞与审计模式

之间显著正相关( $t=8.852, p=0.000$ ),与在一定时期范围内,现代风险导向审计模式的实施会延长审计报告时滞的预测相符,假设 H1 得到了支持;在代表客户经营风险的多指标实验变量中,审计报告时滞与代表企业盈利能力的总资产报酬率 ROA( $t=-7.119, p=0.000$ )和代表系统风险的营业毛利率 GPM( $t=-2.225, p=0.026$ )显著负相关,这与企业的经营风险越小审计报告时滞越短的预测相符,假设 H2 得到了支持,但是代表企业营运能力的应收账款周转率 ART 和存货周转率 IT,以及代表企业偿债能力的财务指标资产负债率 DAR 却没有通过显著性检验,一种可能的解释是在分析和评估企业经营风险,与企业营运能力指标和偿债能力指标相比,我国注册会计师更加关注企业的盈利能力、企业产品竞争能力和定价能力等核心能力指标。

在模型的控制变量中,在事务所类型变量 BIG4 中,与非四大相比,国际四大的审计报告时滞显著延长,与预期负向关系相反。这可能与国际四大在我国审计的企业规模通常较大有关,在漆江娜<sup>[27]</sup>的研究中发现,四大审计的企业平均资产为 100 亿,显著高于非四大审计的企业平均资产 18 亿。在本文的进一步方差分析中也发现,在不考虑企业资产规模的情况下,国际四大审计报告时滞为 87.95 天,显著高于非四大的审计报告时滞 86.22 天( $F=4.185, p=0.041$ ),而当运用协方差分析方法控制了企业资产规模这一因素的影响时,国际四大与非四大之间的审计报告时滞则没有显著差异了( $F=3.111, p=0.078$ )。

控制变量资产 LnA 与审计报告时滞呈显著正相关,与预期相符,这表明资产规模越大的企业,需要的审计时间越长,这与巫升柱等人<sup>[16]</sup>的研究发现相符;控制变量审计意见 OP 与审计报告时滞呈显著负相关,与预期相符,这表明与发表标准意见相比,发表非标审计意见会显著延长审计报告时滞,这与国内外绝大多数的研究发现一致;控制变量企业业绩状况 ROE 与审计报告时滞呈显著负相关,与预期相符,这表明对于亏损和微利企业审计人员更加谨慎,会投入更多的审计资源,相应的也就会明显延长审计报告时滞;控制变量未预期盈余 UE 与审计报告时滞呈显著负相关,也与预期相符,当盈利为

“好消息”时企业有动机及早披露,从而会缩短审计报告时滞,而“坏消息”则相反,与国内外多数研究结论相符,本文的结果再次证明了会计信息披露中“快报喜、慢报忧”的规律。

表 4 审计报告时滞回归结果(因变量:ARL)					
	预期符号	Coefficients	t	P 值	VIF
(Constant)	?	87.785	21.591	.000	
AM	+	4.053	8.852	.000	1.509
ROA	-	-19.491	-7.119	.000	1.000
ART	-	1.36E-005	1.110	.267	1.001
IT	-	1.21E-005	.112	.911	1.206
GPM	-	-2.839	-2.225	.026	1.323
DAR	+	-.801	-.687	.492	1.186
BIG4	-	2.218	2.506	.012	1.406
LnA	+	.769	3.821	.000	1.166
OP	-	-10.345	-10.672	.000	1.465
ROE	-	-8.572	-12.720	.000	1.127
VUE	-	-3.734	-8.737	.000	1.047
F 值: 90.746, p=0.000					
R <sup>2</sup> 0.075					
Adjusted R <sup>2</sup> 0.075					
样本数量 12243					

(三)敏感性分析

用奥特曼财务危机预测模型中的“Z”计分值来衡量我国上市公司的经营风险,有研究发现该模型也比较适合评价我国上市公司的经营风险<sup>[28]</sup>。在奥特曼财务危机预测模型中,根据营运资本对总资产的比率(W1)、留存盈利对总资产的比率(W2)、息税前利润对总资产比率(W3)、股票市价对总负债面值的比率(W4)、销售对总资产比率(W5)五个财务指标计算 Z 值,计算模型如下: $Z=0.012W1+0.014W2+0.033W3+0.006W4+0.999W5$ 。

Z 值越小,企业破产风险越大,反之 Z 值越大,企业越安全。奥特曼根据过去经营失败企业研究得出的经验临界 Z 值是 3,也就是说计算的 Z 值大于 3 的企业比较安全,而小于 3 的企业存在财务危机或破产的可能性就非常大。本文根据上述模型计算出 Z 值,作为样本企业经营风险的衡量指标。Z 值越小,企业经营风险越高,根据前述分析,可以合理预测经营风险越高,审计报告时滞越长,即 Z 值与审计报告时滞呈负向关系。在其他变量不变的情况下,以 Z 值作为经营风险的衡量。回归结果见表 5。由表 5 可以看出,Z 值与审计报告时滞呈显著的负向关系( $t=-2.754, p=.006$ ),与表 4 的基本结论一致,其他变量的结果也没有发生根本性变化。

表 5 审计报告时滞回归结果(因变量:ARL) - 敏感性分析

	预期符号	Coefficients	t	P 值	VIF
( Constant)	?	91.916	22.918	.000	
AM	+	.711	8.852	.000	1.093
Z 值	-	-.068	-2.754	.006	1.062
BIG4	-	2.182	2.478	.013	1.170
LnA	+	.566	2.942	.000	1.284
OP	-	-10.953	-11.489	.000	1.121
ROE	-	-10.807	22.918	.000	1.210
UE	-	-3.967	-9.421	.000	1.090
F 值:	90.746,	p = 0.000			
R <sup>2</sup>	0.071				
Adjusted R <sup>2</sup>	0.070				
样本数量	12224 *				

\* 注:在计算 Z 值时,合格样本企业有极少量的损失。

六、研究结论及启示

审计技术是决定审计报告时滞长短的重要因素之一,我国 2007 年开始实施的现代风险导向审计是以客户经营风险评估为驱动的一种新型审计技术模式。本文以我国沪深两市 2003 - 2011 年上市公司的经验数据为样本,检验了现代风险导向审计模式、客户经营风险高低对审计报告时滞的影响。检验结果发现:2003 年至 2006 年间,我国审计报告时滞总体上呈现不断增长趋势;我国 2007 年现代风险导向审计模式的实施,显著延长了审计报告时滞;客户经营风险越高,审计时滞越长,这在一定程度上可以说明在审计实践中,客户经营风险的高低是审计人员计划和实施审计工作的一个关键因素。此外,研究还发现,由于审计客户规模较大的原因,使得国际四大的审计报告时滞明显高于国内事务所。

审计资源投入通常不为外界所了解,审计效率也就无从观察。审计报告时滞是与审计资源投入或审计效率相联系,且能够为外界可观察的重要因素,本文的研究发现为我们了解现代风险导向审计模式下审计资源的投入状况提供了经验证据。本文的研究发现在一定程度上可以表明,近年来,我国上市公司审计人的审计资源投入呈现不断增长趋势,尤其是 2007 年执行现代风险导向审计准则之后,这种增长趋势更是明显;而且,与现代风险导向审计理论和审计准则的要求相符,客户经营风险高低成为影响审计资源投入的重要因素之一;在控制了审计客户规模因素之后,国际四大与国内事务所在审计资源投入上并没有明显差别。

部分审计人是否真正落实现代风险导向审计准

则是一个疑问,限于研究数据的可得性,本文只能简单地以 2007 年为界限划分审计模式的不同,这是本文的一个局限。

【注】

①大量研究发现,非审计服务收费会损害审计人员的独立性,为此,美国 2002 年开始实施的《2002 年萨班斯—奥克斯利法案》第 201 条款规定,禁止执行公众公司审计的会计师事务所为审计客户提供列入禁止清单的非审计服务。因此,自 2002 年 8 月份开始,为美国上市公司提供报表审计的会计师事务所,将不能再为审计客户提供非审计服务。

参考文献:

[1]Bamber, E. M. , L. S. Bamber, and M. P. Schoderbek. Audit structure and other determinants of audit report lag: an empirical analysis[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory , 1993,12 (1): 1 -23.

[2]Givoly, D. , and Palmon, D. Timeliness of annual earnings announcements: some empirical evidence[J]. The Accounting Review, 1982, 57 (3): 485 -508.

[3]Jaggi, B. , and Tsui, J. Determinants of ARL: further evidence from hong kong [J]. Accounting and Business Research, 1999, 30:17 -28.

[4]Ashton, R. , J. J. Willingham, and R. K. Elliot. An empirical analysis of audit delay[J]. Journal of Accounting Research , 1987,25 (2): 275 -292.

[5]Ashton, R. , R. Graul, and J. D. Newton. Audit delay and the timeliness of corporate reporting[J]. Contemporary Accounting Research , 1989,5 (2): 657 -673.

[6]Henderson, B. C. , and S. E. Kaplan. An examination of audit report lag for banks: a panel data approach[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory , 2000,19(2): 159 -174.

[7]Knechel, W. R. , and J. L. Payne. Additional evidence on audit report lag[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory , 2001,20 (1): 137 -146.

[8]Ettredge, M. , C. Li, and L. Sun. The impact of SOX Section 404 internal control quality assessment on audit delay in the SOX Era[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2006, 25 (3): 1 -23.

[9]Munsif, V. , K. Raghunandan, and Rama, D. V. Internal control reporting and audit report lags: further evidence [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2012,31(3):



203-218.

[10] Lee, H. Y., V. Mande and M. Son. Do lengthy auditor tenure and the provision of non-audit services by the external auditor reduce audit report lags? [J]. International Journal of Auditing, 2009, 13: 87-104.

[11] Krishnan, J., and J. Yang. Recent Trends in audit report and earnings announcement lags [J]. Accounting Horizons, 2009, 23 (3): 265-288.

[12] Tanyi, P., K. Raghunandan and A. Barua. Audit report lags after voluntary and involuntary auditor changes. Available at: <http://ssrn.com/abstract=1806345>, 2010.

[13] Habiba, A., and Borhan, U. Audit firm industry specialization and the audit report lag [J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2011, 20: 32-44.

[14] Knechel, W. R., and Sharma, D. S. Auditor-provided nonaudit services and audit effectiveness and efficiency: evidence from Pre- and Post-SOX audit report lags [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2012, 31 (4): 85-114.

[15] Kogilavan, A., and Marjan Mohd, N. Determinants of audit report lag and corporate governance in Malaysia [J]. International Journal of Business and Management, 2013, 8 (15): 151-163.

[16] 王立彦, 伍利娜, 高强. 审计报告时滞与审计师、客户特征——来自中国证券市场的证据 [A]. 审计论文选集 (1999-2004) [C]. 北京: 中国时代经济出版社, 2002.

[17] 王建玲. 上市公司年度报告及时性与审计意见 [J]. 预测, 2004, (04): 78-80.

[18] 巫升柱, 王建玲, 乔旭东. 中国上市公司年度报告披露及时性实证研究 [J]. 会计研究, 2006, (02): 19-25.

[19] 喻彪, 彭桃英. 内部控制质量与审计报告时滞的关系研究 [J]. 财会月刊, 2012, (11): 71-73.

[20] 王志. 会计师事务所行业专长与审计报告及时性的实证研究 [D]. 西南财经大学, 2012: 40-47.

[21] 梅丹. 财务重述与审计费用研究——基于中国A股上市公司的经验数据 [J]. 湖南财政经济学院学报, 2012, (05).

[22] Piercey, M. D. Barua. Documentation requirement and audit risk assessment. Available at: <http://ssrn.com/abstract=1176508>, 2009.

[23] 叶陈刚, 孔慧平. 现代风险导向审计应用探析 [J]. 中国注册会计师, 2008, (05): 74-76.

[24] 谢荣, 吴建友. 高级审计理论与实务 [M]. 北京: 经

济科学出版社, 2011.

[25] 陈婵, 王思妍. 公司治理、财务重述与审计意见 [J]. 湖南财政经济学院学报, 2013, (01).

[26] 陈良华, 冯文滔, 陈吉凤. 机会主义倾向、经营风险与审计质量 [J]. 审计与经济研究, 2011, (07): 21-28.

[27] 漆江娜, 陈慧霖, 张阳. 事务所规模·品牌·价格与审计质量 [J]. 审计研究, 2004, (03): 59-65.

[28] 向德伟. 运用“Z记分法”评价上市公司经营风险的实证研究 [J]. 会计研究, 2002, (11): 53-57.

(责任编辑: 郝 涛)

