

# 盈余操纵影响非标准审计报告的实证研究

金立民

(兰州财经大学 长青学院,甘肃 兰州 730020)

**摘要:**为检验注册会计师面对不同法制因素时是否增加对企业盈余操纵出具非标准审计报告的可能性,以及这种可能性是否有显著的区域差异,基于中国上市公司的数据,使用回归分析法实证检验盈余操纵与注册会计师出具非标准审计报告之间的关系,以及法制因素在其中的调节作用。研究发现,在法制因素较好的地区,中国上市公司更多的盈余操纵行为会降低注册会计师出具非标准审计报告的概率;地区法律制度的优化有助于注册会计师在面对企业盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性。

**关键词:**盈余操纵;审计质量;区域差异;非标准审计报告

**中图分类号:**F239.4

**文献标志码:**A

**文章编号:**1671-6248(2016)02-0079-08

以前的研究表明,中国大多数上市公司因为各种动机存在盈余操纵现象<sup>[1-3]</sup>,大规模的盈余操纵不仅影响了资本市场的资源配置效率,而且损害了股东和债权人的利益,由于注册会计师的职业要求和专业素质体现出足够的独立性,独立性能够保证提供高质量的审计报告,因此这样的报告可以较好地约束上市公司的治理行为,发挥更好的治理作用,增强财务报告的信息质量,所以要在审计过程中引入第三方的注册会计师。但是是否能够提供独立的审计报告,容易受到外部制度环境的影响<sup>[4,6]</sup>,地区的法制健全程度成为影响会计师独立性的重要原因,法制因素能健全保证会计师具有更强的独立性,使审计质量越高,反之亦然。在中国,由于各种原因,注册会计师面对的外部法制环境有所差异,这类差异的改善是否增加了注册会计师对企业盈余操纵出具非标准审计报告的可能性?这种可能性在不同地区是否有显著差异?

为了回答上述问题,本文选取中国沪深A股非

金融上市公司2008~2011年的数据,运用Logistic回归方法分析了企业盈余操纵行为是否增加被出具非标准审计报告的可能性,发现企业更多的盈余操纵行为反而减少了被出具非标准审计报告的可能性,这一现象在法制因素健全的地区表现得更为明显。之后,我们引入法制环境与盈余操纵的交互项,检验法制环境在盈余操纵和审计意见关系中的调节作用,结果表明在法制因素健全的地区,法制因素水平的提高有助于加强注册会计师行为的独立性,在面对上市公司盈余操纵时出具非标准审计报告,这一研究结论支持法制因素健全能够强化审计治理功能的观点。同时,我们通过改变盈余操纵的代理变量、法制因素的衡量方式进行了稳健性检验,也支持上述结论。

本研究的贡献在于:一是拓展了关于法制环境对注册会计师独立性影响的相关文献,发现在法制因素较好的地区,法律制度的推进和执行环境的改善可以增强注册会计师的独立性;二是发现注册会

收稿日期:2015-11-22

基金项目:甘肃省高等学校科研项目(资助项目)(2015B-211);甘肃省哲学社会科学规划项目(YB051);兰州财经大学长青学院科学研究项目(cqky16-105)

作者简介:金立民(1981-),男,甘肃榆中人,讲师。

计师并未在面对上市公司盈余操纵时增加出具非标准审计报告的概率,对监管当局和投资者的投资决策提供一定的经验证据。

## 一、文献综述

### (一) 盈余操纵与非标准审计报告

一些学者认为上市公司盈余操纵越严重,对注册会计师出具非标准审计报告产生影响的可能性就越大。Bartov 等通过对美国上市公司的研究表明,具有较高应计利润的公司,影响注册会计师出具非标准审计报告的可能性越大<sup>[7]</sup>。中国学者章永奎等、李春涛等、刘继红及陈小林等的研究结果均得出进行盈余操纵的上市公司更可能被出具非标准审计报告的结论<sup>[3,8-10]</sup>。

与之相左的观点则认为审计报告并未反映出企业的盈余操纵行为。Butler 等认为注册会计师是因为上市公司持续经营风险出具非标准审计报告的,而与上市公司盈余管理无关<sup>[11]</sup>。Ajona 等用西班牙的上市公司数据进行实证研究,表明注册会计师的保守性是导致其出具非标准审计报告的原因,而与盈余操纵无关<sup>[12]</sup>。Bradshaw 等甚至发现经营性应计额与非标准审计报告成负相关,经营性应计额高的企业,收到标准意见的可能性反而越大<sup>[13]</sup>。中国的研究方面,李东平等发现审计意见和盈余管理之间并无显著关系<sup>[14]</sup>。夏立军等认为财务状况差的公司容易被出具非标准审计报告,但认为总体上中国注册会计师并没有揭示出上市公司的盈余管理行为<sup>[15]</sup>。伍利娜等认为股权分置改革后,注册会计师一定程度上配合上市公司实现了向上的盈余管理和审计意见购买<sup>[16]</sup>。薄仙慧等指出注册会计师出具审计意见时主要考虑信息风险,而没有证据表明会考虑企业的盈余管理<sup>[17]</sup>。

### (二) 法制因素、盈余操纵与非标准审计报告

众多研究认为宏观法制环境是影响企业盈余和审计质量的一个重要因素<sup>[4,6]</sup>。一方面,很多学者直接分析了法制环境与盈余质量的关系。这方面研究的观点相对一致,多是支持法制环境的改善有利于遏制企业的盈余操纵。如 Burgstahler 等发现强有力的司法体系与更低程度的盈余管理相联系<sup>[18]</sup>。近期,姜英兵等通过分析中国制度环境差异对会计准则执行的影响,也证实市场化水平越高、法律保护越好、政府干预越少的地区,上市公司的会计信息质量

越高<sup>[6]</sup>。

另一方面,许多学者研究了国家或地区的法制环境对盈余操纵和审计意见(审计质量)之间关系的影响,但是关于法制因素是强化还是弱化审计的治理功能,学术界尚未得出统一的结论。一种观点支持成熟的法制环境可以加强审计的治理功能。如 Maijoor 等对法国、德国和英国上市公司展开研究,认为在更严格的审计环境下,无论是规模大的会计师事务所还是规模小的会计师事务所的盈余管理程度均有所下降<sup>[19]</sup>。中国的研究方面也有类似的观点,尚兆燕指出法律惩戒是注册会计师出具非标准审计报告时考虑的一个重要因素,并认为随着中国法律因素中惩治相关犯罪的增强,注册会计师出具的非标准审计报告增加<sup>[20]</sup>。Chen 等认为中国法律制度的改善使上市公司得到非标准审计报告的比例有所上升<sup>[5]</sup>。Chi 等分析了中国国务院国有资产管理委员会 2004 年出台的旨在提高中央企业审计质量的条例是否发挥作用,结果表明上述条例实施后,相对于其他企业,中央企业的审计质量得到了提高<sup>[21]</sup>。另一种观点则认为审计在法制环境较差的地区治理功能更强。Choi 等认为与法制环境成熟的国家相比,外部审计在法制环境较差的国家发挥了更重要的治理功能<sup>[22]</sup>。

## 二、理论分析与假设发展

### (一) 理论分析:法制环境与审计的治理功能

之前的研究表明,注册会计师高质量的审计可以缓解代理问题<sup>[23]</sup>,还可以减轻信息不对称<sup>[24]</sup>,最终提高财务报告的信息质量。但是注册会计师充分发挥作用的一个重要前提就是保证其独立性,这受到注册会计师执业环境的影响。Francis 等进一步指出,在众多影响因素中,宏观的法制因素是影响审计质量的一个重要因素<sup>[4]</sup>。法制因素可以通过影响审计的供给和需求面,最终影响到审计质量。一方面,法制因素通过声誉机制和惩罚机制影响注册会计师的审计供给。法制因素较成熟的地区往往市场化程度较高,市场更透明,注册会计师的声誉机制发挥作用的可能性更大,直接导致注册会计师独立性的下降对自身声誉造成的负面影响远远高于从客户那里获得经济收益,因此注册会计师从自身的利益出发,会努力塑造和保持良好的形象与声誉,从而具有提供高质量审计的动机。“深口袋”理论则从惩

罚机制方面解释了为什么注册会计师会提供高质量的审计,这一理论认为较高的违法成本会对注册会计师产生巨大的威慑力,使注册会计师与客户合谋的机会成本更高,从而促使注册会计师在执业过程中恪尽职守,保持应有的独立性。另一方面,法制环境影响企业、政府、投资者的审计需求。第一,在法制环境较为成熟的情况下,市场机制的发挥更顺畅,企业为了缓解委托代理和信息不对称等问题,有提供高质量会计信息的动机,同时企业从事财务舞弊行为被发现的可能性更高,也迫使企业减少盈余操纵行为;第二,地方政府对注册会计师的干预是导致的独立审计质量下降的一个重要原因<sup>[25]</sup>,因此在法制环境较成熟的地区,政府对市场干预的减少也有利于注册会计师独立性的提高;第三,这些地区对投资者的法律保护较完善,而且投资者本身自我保护的意识也很强,这就催生了市场对高质量审计的需求。因此,从理论上来看,法制环境的改善有利于通过声誉机制和惩罚机制提高注册会计师的审计质量,同时也通过市场机制作用的发挥,减少政府干预、强化投资者保护等方面增强了高质量审计的需求,最终提高注册会计师的独立性。

## (二) 制度环境、盈余操纵与非标准审计报告

樊纲等所著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》中的数据显示,中国各地区市场化进程的差距较大,法制环境也存在较大差异,表现为东部地区法制环境好于西部地区,沿海地区好于内陆地区<sup>[26]</sup>。法制环境不同的地区,注册会计师的审计行为可能存在差异,进而会影响到注册会计师面对客户盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性。一方面,关于注册会计师是否能对实施盈余操纵的企业出具非标准审计报告方面,国内外的研究并未达成一致。近期,伍利娜等指出之前的研究采用的样本基本上都在股权分置改革前,中国股权分置改革之后,上市公司出现了诸如为达到对价承诺等新的盈余管理及购买审计意见的动机,因此股改后的审计质量很可能有了新的变化<sup>[16]</sup>。同时,有许多研究指出中国的股票市场整体缺乏对高质量审计的需求<sup>[5,27]</sup>,这可能导致注册会计师建立和维持的高质量声誉在市场上并不能得到肯定,从而削弱注册会计师声誉机制的作用。所以我们推断,中国的注册会计师并未有效发挥其治理功能。另外,中国法制环境较好的地区多集中在经济发达地区,那里企业众多,政府干预程度较低,注册会

计师事务所等中介组织较为发达,这一方面为提高注册会计师的审计质量提供了良好环境,但另一方面也加剧了事务所之间的竞争。主要表现在,这些地区审计市场集中度往往低于欠发达地区,即使是国际四大还是国内十大,也未在各地形成普遍的竞争优势,客户选择和议价能力较强,使得会计师事务所为争夺客户展开激烈的竞争,这无疑加强了会计师事务所对客户依赖程度,导致独立性下降<sup>[5]</sup>。主要表现之一便是更多的审计合谋和审计意见购买,这无疑减少了注册会计师面对客户盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性。因此,我们提出以下假设。

假设 1:保持其他条件不变,上市公司的盈余操纵行为并未增加注册会计师出具非标准审计报告的可能性;在法制因素健全的地区,上述现象明显。

与法制因素较差的地区相比,法制因素较好地区的市场透明度相对较高,政府干预对市场的干预程度较低,同时法律制度、会计准则等更有可能得以有效执行。因此,我们也推断,在法制因素较好的地区,法制因素的改善能加强注册会计师声誉机制和惩罚机制作用的发挥,在一定程度上弥补注册会计师治理功能的不足,增加注册会计师在面对上市公司盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性。为此,我们提出以下假设。

假设 2:保持其他条件不变,在法制因素健全的地区,改善法制因素会导致增加注册会计师在面对上市公司盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性;而在法制因素较差地区有相反的作用。

## 三、数据、变量与模型

### (一) 数据来源说明

笔者将 2008~2011 年间中国沪深 A 股上市公司作为初选样本,先后剔除了金融类上市公司样本、当年上市的公司样本以及相关财务指标值缺失的公司样本,最后共得到 6 528 个公司年的观测值,其中 2008~2011 年的观测值个数分别为 1 439、1 516、1 615 和 1 958。同时,为了考察除香港、澳门特别行政区和台湾省之外的各省、直辖市、自治区(以下统称省)制度背景的差异,我们将上市公司按照注册地址分布于各省。

上市公司审计、注册信息和财务数据均来源于深圳国泰安公司数据库。注册会计师事务所的有关数据来源于中国注册会计师协会网站公布的

《2009~2012年度会计师事务所综合评价前百家信息》。各省的法制环境数据来源于樊纲等的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,因为该报告的数据仅仅提供到2009年,所以我们通过计算得出了2010和2011年的数据:用2009年的数值作为2008年和2010年的平均数,计算2010年的数值,再以此计算2011年的数值。为了排除异常值的影响,我们对连续变量均进行了1%的Winsorized处理。

## (二) 模型设定

### 1. 盈余操纵的测度

我们用Kothari等提出的经业绩调整的Jones模型估计操控性应计利润,并以此作为盈余操纵的代理变量<sup>[28]</sup>。具体模型为:

$$A_{i,t}/T_{i,t-1} = \beta_1 [1/T_{i,t-1}] + \beta_2 [(\Delta R_{i,t} - \Delta C_{i,t})/T_{i,t-1}] + \beta_3 [\Delta P_{i,t}/T_{i,t-1}] + \beta_4 [O_{i,t}/T_{i,t-1}] + \mu_{i,t} \quad (1)$$

式中, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 与 $\beta_4$ 是模型(1)解释变量的回归系数,通过上述回归系数估计残差值,进而衡量操纵性应计利润。 $A_{i,t}$ 为*t*年度总应计利润; $T_{i,t-1}$ 为公司*t-1*年末总资产; $\Delta R_{i,t}$ 为*t*年度主营业务收入的改变量; $\Delta C_{i,t}$ 为*t*年度应收账款的改变量; $P_{i,t}$ 为*t*年末固定资产原值; $O_{i,t}$ 为*t*年的总资产收益率, $\mu_{i,t}$ 为误差项。通过分年度分行业对模型(1)进行回归,然后以残差度量操控性应计利润,得到操控性应计利润并分别记为 $D_{i,t}$ ,以此作为盈余操纵的代理变量。操控性应计利润越大,说明盈余操纵越严重。

### 2. 法制因素的测度

用樊纲等《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数度量各地区的法制因素,并按照该指数的中位数将全部样本分为法制因素较好组和较差组。

### 3. 回归模型

借鉴之前研究的方法,用Logistic回归模型检验盈余操纵与非标准审计报告的关系,及法制环境对盈余操纵和非标准审计报告之间关系的影响。具体而言,用模型(2)检验盈余操纵与非标准审计报告的关系,具体如下:

$$\text{Prob}(E_{i,t} = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 L_{i,t} + N_{i,t} + \sum Y + \sum B + \omega_{i,t} \quad (2)$$

式中, $E_{i,t}$ 是当年审计意见类型,当出具的为非标准

审计报告<sup>①</sup>时取1,否则取0; $L_{i,t}$ 为法制环境的代理变量; $N_{i,t}$ 为我们控制的一系列影响审计意见的控制变量,具体包括审计市场集中度( $F_{i,t}$ ),使用某地区前四大注册会计师事务所客户营业收入占本地所有上市公司营业收入的份额表示;股权集中度( $H_{i,t}$ );资产负债率( $I_{i,t}$ );公司成长性( $G_{i,t}$ );企业盈利能力( $J_{i,t}$ );企业规模( $S_{i,t}$ );企业经营现金流量( $K_{i,t}$ );企业股权性质( $M_{i,t}$ );企业亏损情况( $Q_{i,t}$ );本地事务所( $U_{i,t}$ );注册会计师事务所特征,如果为国际四大,则 $V_{i,t} = 1$ ,否则 $V_{i,t} = 0$ ,如果为国内十大,则 $W_{i,t} = 1$ ,否则 $W_{i,t} = 0$ ;上期审计意见( $X_{i,t}$ ),如果上期为非标准审计报告,则 $X_{i,t} = 1$ ,否则 $X_{i,t} = 0$ 。最后,我们还控制了年度效应和行业效应。 $\omega_{i,t}$ 为误差项。按照假设2,其中 $D_{i,t}$ 前的系数应为负, $Y$ 为年度虚拟变量, $B$ 为行业虚拟变量。 $\gamma_0$ 为截距项, $\gamma_1$ 是 $D_{i,t}$ 的估计系数, $\gamma_2$ 是 $L_{i,t}$ 的估计系数;如果 $\gamma_1$ 在5%水平显著,上市公司的盈余操纵行为对注册会计师出具非标准审计报告产生影响;如果 $\gamma_1$ 在5%水平不显著,表明假设1成立。如果 $\gamma_2$ 在5%水平显著,则表示在法制因素对注册会计师出具非标准审计报告产生影响。

用模型(3)检验法制环境对盈余操纵和非标准审计报告之间关系的影响,具体如下:

$$\text{Prob}(E_{i,t} = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 L_{i,t} + \gamma_3 Z_{i,t} + N_{i,t} + \sum Y + \sum B + \omega_{i,t} \quad (3)$$

式中,除 $Z_{i,t}$ 表示法制环境和盈余操纵的交互项,其他变量及所控制的变量与模型(2)相同。为了消除交互项可能存在的多重共线性问题,我们对 $L$ 和 $D$ 进行了中心化处理。制度环境较好组的回归结果中, $Z_{i,t}$ 前的系数应为正。 $\gamma_3$ 表示 $D_{i,t}$ 与 $L_{i,t}$ 的交乘项,如果在大于0且显著,则表示假设2成立。

## 四、实证结果分析

### (一) 描述性统计分析

表1对法制因素较好组和较差组各变量的均值与中位数进行了对比。从中不难发现,法制因素较差地区的上市公司被出具非标准审计报告的均值(0.0741)显著高于法制因素较好地区(0.0352),这在一定程度上说明法制因素较好地区的注册会计师出具非标准审计报告的可能性更小。就盈余操纵

① 除出具的是标准无保留意见之外的意见,我们均称为非标准审计报告。

表1 变量的描述性统计

变量	法制环境较差组(n=3373)		法制环境较好组(n=3155)		平均值差异的t值	中位数差异的Z值
	均值	中位数	均值	中位数		
审计意见类型(E)	0.0741	0.0000	0.0352	0.0000	6.9000***	6.8700***
盈余操纵(D)	-0.0035	-0.0019	0.0039	-0.0004	-2.3300**	-1.1200
审计市场集中度(F)	0.7969	0.8166	0.7085	0.7446	22.5000***	18.6800***
资产负债率(V)	0.5330	0.5294	0.4685	0.4734	10.8900***	10.1800***
股权集中度(H)	35.0000	32.7300	37.0800	35.5800	-5.4700***	-5.9000***
公司成长性(G)	0.2461	0.1449	0.2242	0.1496	1.4500	0.2200
盈利能力(O)	0.0584	0.0550	0.0672	0.0610	-4.9600***	-5.5500***
企业规模(S)	9.3952	9.3447	9.4644	9.3901	-5.0500***	-3.9400***
企业经营现金流量(K)	0.0477	0.0453	0.0406	0.0412	3.3900***	2.9800***
国际四大(V)	0.0350	0.0000	0.0900	0.0000	-9.3000***	-9.2400***
国内十大(W)	0.4572	0.0000	0.4951	0.0000	-3.0700***	-3.0700***
本地事务所(U)	0.1518	0.0000	0.5651	1.0000	-38.7600***	-34.9500***
上期审计意见(X)	0.0691	0.0000	0.0377	0.0000	5.6200***	5.6100***
企业股权性质(M)	0.6093	1.0000	0.4948	0.0000	9.3600***	9.3000***

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%水平上显著相关。

项目而言,法制因素较差地区的平均值显著低于较好组,而且法制较好地区整体表现为正向的盈余管理,说明法制因素较好地区盈余操纵的平均程度较高。对于审计市场集中度指标,法制因素较差组的平均值和中位数均显著高于较好组,这说明法制因素较好的地区市场竞争更为激烈。从注册会计师选择情况来看,法制因素较差组选择国际四大、国内十大和本地事务所所占比例的均值和中位数均显著较低。在被出具非标准审计报告方面,法制因素较差组的平均数和中位数显著高于较好组。另外,法制因素较差组在股权集中度、公司盈利能力、经营现金流量、企业规模方面显著低于较好组,但资产负债率和国有企业比例却显著高于法制环境较好组。

## (二) 实证检验结果

表2是对模型(2)和模型(3)进行Logistic回归的结果。从中可以有以下发现:第一,无论是全样本回归还是分组回归的结果均显示,盈余操纵(D)与是否出具非标准审计报告(E)之间成负相关关系,回归系数在全样本和法制环境较好组均在1%水平下显著异于零,说明上市公司的盈余操纵行为并未增加被出具非标准审计报告的可能性,而且在法制因素较好的地区,这种现象更明显。回归结论与预期一致,假设1得到证实。第二,法制因素对是否出具非标准审计报告并未产生显著影响。第三,法制因素与盈余操纵的中位数差异(Z)和是否出具非标准审计报告之间的关系,在全样本和法制环境较差

地区均不显著,但在法制因素较好组,他们之间表现为正相关关系,而且系数在1%水平上显著异于零。说明在法制因素较好的地区,法制因素的改善可以增加注册会计师在面对客户盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性,这一结果与预期一致,也证实了假设2。另外,我们还发现审计市场集中度的提高显著减少了出具非标准审计报告的可能性,这一结果并不支持审计市场集中度的提高能改善审计质量的结论;客户盈利能力、资产规模的增加也显著减少了被出具非标准审计报告的可能性,这也说明客户重要性是会计师事务所出具审计意见时考虑的重要因素之一;选择国际四大和国内十大均未显著增加被出具非标准审计报告的可能性,这也说明在中国规模大会计师事务所和规模小会计师事务所的审计质量并无显著区别。

## 五、研究结论与政策建议

法制因素可以通过影响审计的供给和需求面,从而影响注册会计师出具审计意见的类型,最终影响审计质量,利用中国非金融类上市公司的数据对此进行了检验。结果表明:第一,上市公司盈余操纵的增加并未增加注册会计师出具非标准审计报告的可能性,而且在法制因素较好的地区这一现象表现得更为明显。这可能是因为,即使是中国法制环境较好的地区,仍缺乏对高质量审计的供给和需求,声

表2 法制环境、盈余操纵与非标准审计意见(Logistic 回归)

变量	全样本		法制环境较好组		法制环境较差组	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
截距	10.7989***	10.7534***	12.6727***	12.9253***	9.7087***	9.7112***
Z值	(4.94)	(4.92)	(3.53)	(3.55)	(3.30)	(3.30)
盈余操纵(D)	-1.9856***	-1.9350***	-3.8067***	-6.4428***	-0.8878	-0.6796
Z值	(-2.86)	(-2.74)	(-2.85)	(-3.72)	(-0.96)	(-0.24)
法制环境(L)	-0.0073	-0.0068	0.0263	0.0326	-0.0149	-0.0147
Z值	(-0.39)	(-0.36)	(0.70)	(0.87)	(-0.17)	(-0.17)
交互项(Z)		0.0339		0.5600***		0.0367
Z值	(0.35)			(2.56)		(0.08)
审计市场集中度(F)	-1.2397**	-1.2395**	-2.0283**	-2.0498**	-0.7431	-0.7421
Z值	(-2.22)	(-2.22)	(-2.10)	(-2.10)	(-0.83)	(-0.83)
股权集中度(H)	-0.0111	-0.0111	-0.0223*	-0.0236*	-0.0036	-0.0036
Z值	(-1.60)	(-1.60)	(-1.67)	(-1.76)	(-0.41)	(-0.41)
资产负债率(I)	2.6936***	2.6983***	3.2280***	3.2103***	2.8393***	2.8422***
Z值	(6.92)	(6.93)	(4.84)	(4.86)	(5.47)	(5.47)
公司成长性(G)	-0.1283	-0.1279	-0.5549**	-0.5591**	0.0820	0.0832
Z值	(-1.06)	(-1.06)	(-2.26)	(-2.26)	(0.55)	(0.56)
盈利能力(O)	-6.3666***	-6.3675***	-6.3958**	-5.4699*	-6.7640***	-6.7606***
Z值	(-4.47)	(-4.47)	(-2.05)	(-1.74)	(-3.82)	(-3.82)
企业经营现金流量(K)	-2.5635**	-2.5667**	-6.6270***	-5.8393***	-0.8616	-0.8575
Z值	(-2.23)	(-2.24)	(-2.83)	(-2.57)	(-0.58)	(-0.58)
企业规模(S)	-1.5569***	-1.5528***	-1.8317***	-1.8867***	-1.4859***	-1.4867***
Z值	(-6.61)	(-6.59)	(-4.90)	(-4.92)	(-4.82)	(-4.82)
本地事务所(U)	-0.3679	-0.3683	-0.2382	-0.1801	-0.4829	-0.4833
Z值	(-1.48)	(-1.48)	(-0.59)	(-0.44)	(-1.23)	(-1.23)
国际四大(V)	0.8212	0.8158	1.2158	1.2688	-16.8294	-16.8273
Z值	(1.41)	(1.40)	(1.48)	(1.53)	(-0.00)	(-0.00)
国内十大(W)	0.1954	0.1933	-0.0952	-0.1116	0.3939	0.3935
Z值	(1.00)	(0.99)	(-0.25)	(-0.29)	(1.63)	(1.62)
上期审计意见(X)	3.7816***	3.7891***	4.5020***	4.6055***	3.2923***	3.2933***
Z值	(16.58)	(16.56)	(11.08)	(11.10)	(11.40)	(11.39)
股权性质(M)	0.2902	0.2932	0.9587**	1.0340***	-0.2085	-0.2088
Z值	(1.45)	(1.46)	(2.46)	(2.63)	(-0.81)	(-0.81)
企业亏损情况(Q)	0.7212***	0.7171***	0.8702	0.9633*	0.7483**	0.7479**
Z值	(2.60)	(2.59)	(1.62)	(1.78)	(2.19)	(2.19)

注:括号内为Z值,用来判断解释变量,\*\*\*、\*\*、\*分别代表1%、5%和10%水平上的显著相关。

誉机制和惩罚机制作用有限;从前文分析可知,法制因素较好地区的审计市场集中度较低,这可能导致市场竞争更为激烈,会计师事务所对客户(特别是重要客户)的经济依赖更大,导致独立性下降,出现了审计合谋和购买审计意见等现象;第二,在法制因素较好地区,法制环境的进一步改善,可以增加注册会计师在面对上市公司盈余操纵时出具非标准审计

报告的可能性。这说明随着中国相关法律制度建设的推进及相应执行机制的完善,至少在法制因素较好的地区可以有效规范审计市场,提高审计质量;第三,审计市场集中度的增加显著减少了注册会计师出具非标准审计报告的可能性,这可能是由于中国审计市场集中度的增加并非是市场机制发挥作用的结果。另外,选择国际四大和国内十大也并未显著

增加注册会计师出具非标准审计报告的概率,这也说明在中国规模较大的会计师事务所审计质量未必好于规模较小的会计师事务所。

从文章的结论可以提出以下政策建议:第一,鉴于注册会计师的审计意见并未充分揭示上市公司的盈余操纵行为,因此,政府监管部门需要加强对审计市场的监管力度,引导和培养注册会计师良好的执业能力和执业精神,积极营造声誉机制和惩罚机制能够发挥作用的氛围。第二,培育能够加强法律因素执行的环境,特别在法制发展较为落后的地区,更应该重点培育法律制度能够充分发挥作用的机制和环境。第三,对审计市场集中度的提高应辩证的看待,并不是越高越好,还要看市场集中度的提高是否能带来审计质量的提高,必要时需要加强对审计市场的政府干预,引导市场的规范发展<sup>[29-32]</sup>。

## 六、结语

在法制因素方面,中国各地区存在明显地区差异,这会在理论层面直接影响上市公司盈余操纵对非标准审计报告的影响。经验研究表明,在法治因素较好的地区,中国上市公司更多的盈余操纵行为会降低注册会计师出具非标准审计报告的概率;地区法律制度的优化有助于注册会计师在面对企业盈余操纵时出具非标准审计报告的可能性。

当然,本文也存在一些局限和不足,主要表现为:一是直接使用樊纲等报告中的相关指数作为法制环境的代理变量,由于报告中的最新数据仅到2009年,因此,本文通过相应处理得到的数据未必与现实完全相符;二是本文并未对盈余操纵的属性和方向进行进一步的细分,这也为下一步的研究提供了空间。

### 参考文献:

[1] 陆剑桥. 中国亏损上市公司盈余管理实证研究[J]. 会计研究,1999(9):26-36.  
 [2] 陈小悦,肖星,过晓艳. 配股权与上市公司利润操纵[J]. 经济研究,2000(1):30-36.  
 [3] 章永奎,刘峰. 盈余管理与审计意见相关性实证研究[J]. 中国会计与财务研究,2002(1):1-21.  
 [4] Francis J, Wang D. The joint effect of investor protection and big 4 audits on earnings quality around the world[J]. Contemporary Accounting Research, 2008, 25(1): 157-191.  
 [5] Chen S, Sun Y J, Wu D H. Client importance, institu-

tional improvements, and audit quality in China: an office and individual auditor level analysis[J]. The Accounting Review, 2010, 85(1):127-158.  
 [6] 姜英兵,严婷. 制度环境对会计准则执行的影响研究[J]. 会计研究,2012(4):69-78.  
 [7] Bartov E, Gul F A, Tsui J S L. Discretionary-accruals models and audit qualification[J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 30(3):421-452.  
 [8] 李春涛,宋敏,黄曼丽. 审计意见的决定因素:来自我国上市公司的证据[J]. 中国会计评论,2006,4(2):345-362.  
 [9] 刘继红. 国有股权、盈余管理与审计意见[J]. 审计研究,2009(2):32-39.  
 [10] 陈小林,林昕. 盈余管理、盈余管理属性与审计意见——基于中国证券市场的经验证据[J]. 会计研究,2011(6):77-85.  
 [11] Butler M, Leonea A J, Willenborg M. An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004, 37(2):139-165.  
 [12] Ajona L A, Dallo F L D, Alegria S S. Discretionary accruals and auditor behavior in code-law contexts: an application to failing spanish firms[J]. European Accounting Review, 2008,17(4):641-666.  
 [13] Bradshaw M T, Richardson S A, Sloan R G. Do analysts and auditors use information in accruals? [J]. Journal of Accounting Research, 2001, 39(1):45-73.  
 [14] 李东平,黄德华,王振林. “不清洁”审计意见、盈余管理与会计师事务所变更[J]. 会计研究,2001(6):51-57.  
 [15] 夏立军,杨海斌. 注册会计师对上市公司盈余管理的反应[J]. 审计研究,2002(4):28-34.  
 [16] 伍利娜,朱春艳. 股权分置改革的审计治理效应[J]. 审计研究,2010(5):73-81.  
 [17] 薄仙慧,吴联生. 盈余管理、信息风险与审计意见[J]. 审计研究,2011(1):90-97.  
 [18] Burgstahler D C, Hail L, Leuz C. The importance of reporting incentives: earnings management in European private and public firms[J]. The Accounting Review, 2006, 81(5): 983-1017.  
 [19] Maijoo S J, Vanstraelen A. Earnings management within Europe: the effects of member state audit environment, audit firm quality and international capital markets [J]. Accounting and Business Research, 2006, 36(1): 33-52.  
 [20] 尚兆燕. 投资者保护、审计意见类型与审计制度变迁:实证检验[J]. 经济科学,2009(6):101-116.

- [21] Chi W C, Liscic L L, Long X H, et al. Do regulations limiting management influence over auditors improve audit quality? evidence from China[J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 2013(32): 176-187.
- [22] Choi J H, Wong T J. Auditors' governance functions and legal environments; an international investigation [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2007, 24 (1): 13-46.
- [23] Jensen M C. The theory of the firm; managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1976(3): 305-360.
- [24] Datar S M, Feltham G A, Hughes J S. The role of audits and audit quality in valuing new issues[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1991, 14(1):1-49.
- [25] Chan K H, Lin K Z, Mo P L L. A political-economic analysis of auditor reporting and auditor switches [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(1):21-48.
- [26] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社,2011.
- [27] Wang Q, Wong T J, Xia L J. State ownership, the institutional environment, and auditor choice: evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*. 2008, 46(1):112-134.
- [28] Kothari S P, Leone A J, Wasley A J. Performance CE matched discretionary accrual measures [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 39(1):163-197.
- [29] 吴燕. 上市公司非标准审计报告研究分析——基于沪深上市公司 2012 ~ 2014 年报数据[J]. *金融经济*, 2015(20):69-72.
- [30] 赵学彬,程寨华,赵惟. 上市公司股权性质与审计质量关系的实证分析[J]. *当代财经*,2006(6):125-129.
- [31] 马志刚,武日堂,赵学彬. 影响我国上市公司审计质量的监事会因素实证分析[J] *经济师*,2006(1):99-100,118.
- [32] 张艳. 基于审计风险理论的审计报告行为研究:来自中国证券市场的经验证据 [D]. 广州:暨南大学,2007.

## Empirical study on earnings manipulation influencing modified audit opinion

JIN Li-min

(School of Changqing, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, Gansu, China)

**Abstract:** To examine whether different legal factors will enable Certified Public Accountants (CPAs) to increase the possibility of issuing modified audit opinion for enterprise earnings manipulation and whether there are significant regional differences in this possibility, this paper adopted regression analysis method to test the relationship between earnings manipulation and the possibility of issuing modified audit opinion, and the regulation effect of legal factors on it, based on the data of Chinese listed companies. The results indicate that in more legally regulated regions, the more earnings manipulation of Chinese listed companies could decrease the possibility of CPAs to issue modified audit opinion; the optimization of local legal system can increase the possibility of CPAs to issue modified audit opinion for enterprise earnings manipulation.

**Key words:** earnings manipulation; audit quality; regional differences; modified audit opinion