我国审计师报告行为风险因素实证分析

张 艳, 钟文胜^①

(南华大学 经济管理学院, 湖南 衡阳 421001)

[摘要] 文章以我国审计师面临的风险环境为背景,用实证分析方法具体考察了影响我国审计师报告行为的风险因素类型及其影响差异,以探悉这种差异背后的制度性原因。研究结果显示:客户经营风险是审计报告行为最主要的影响因素,财务报告本身质量因素的影响相对较弱,独立性风险对两类不同的非标准审计报告行为均有影响。这一研究结果与我国当前较低的风险环境约束以及低效的审计失败识别机制不无关系。

[关键词] 审计报告行为; 重大错报风险; 客户经营风险; 独立性风险

[中图分类号] F239 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2009)06-0045-06

一 本文研究目的

以往对审计报告影响因素及模型的研究主要侧重于建立审计意见预测模型,其关键在于找到与审计意见类型更相关的变量因素,尽可能地提高模型的解释度,无需关注各影响因素之间的结构性问题。本文的研究目的是探寻不同风险因素对审计报告行为的影响差异以及这种差异背后的制度性原因。因此,各影响因素之间的结构性问题就是关键,模型的解释度反而不是最主要的。审计报告行为本质上是一种风险决策行为,审计报告就是审计师对各种风险因素后果进行权衡的结果,实质上也是各种外在制度安排及运行机制相互作用的表现,通过比较不同类型风险因素对审计报告行为的影响差异可以揭示出审计师在特定环境中的行为动机,这为判断审计报告质量及信息含量提供了直接的证据支持,同时也能够检验各种制度的综合运行效果,并发现不同制度运行的效率差异,单纯对审计报告(或审计意见)类型的预测分析无法实现后一个研究目标,而从促进制度的进步来看,后者显然更为重要。

二 文献回顾与研究假设

影响审计报告决策行为的风险类型包括审计程序性风险和独立性风险。从修订后的审计风险模型来看,审计程序风险包括财务报告重大错报风险和检查风险,前者源于客户财务报表中存在的实质性错误,后者源于审计程序的固有缺陷以及审计师实施审计程序的专业能力。国外研究表明从风险后果的角度来看,源于财务报表中的错弊事项比客户经营破产所引发的对审计师的诉讼要普遍得多,而且后果更为

严重^[1],财务报告本身的质量是审计风险的重要影响因素。中国审计准则第 1211 号《了解被审计单位及其环境并评估重大错报风险》列举了六类可能导致财务报表重大错报的风险因素,这些错报风险广泛涉及了客户经营风险、公司治理结构及内部控制风险、特定项目中的认定风险(交易类别、账户余额、列报)三个方面,并分别与财务报表层次或(和)认定层次的错报相联系。

客户经营风险是指导致公司短期或长期经济状况发生恶化的风险。发生经营风险的公司往往更容易操纵财务报告, Kineey and McDaniel(1989)注意到处于虚弱财务状况中的公司管理者更可能“粉饰”(window dress)财务报表,并试图伪装成暂时性的财务困难^[2], Stice(1991)证实了财务报告中的错误往往与公司的财务状况不佳相联系。因此,客户的经营风险相应地会增加审计风险。同时,公司经营风险越大,公司的风险暴露增加,审计报告行为更容易受到公众关注及质疑,导致审计业务风险中的固有风险增加。客户经营风险一般用代表企业盈利性(profitability)、流动性(liquidity)和偿债性等财务指标来替代。Dopuch et al(1987)在财务特征变量之外,还加入了 4 个市场指标:上市时间、市场系统风险、公司特定风险和相对行业业绩^[3]。

Monroe and Teh(1993)曾对 1993 年以前的审计报告研究进行了总结,并将这些文献中的 49 个变量划分为 10 种类型,他们注意到在持续经营审计意见预测模型中所使用的自变量主要包括预测企业破产研究文献中的变量,而非持续经营审计意见所使用的因素类型却要广泛得多^[4]。Ineland(2003)认为不同因素对于出具不同类型的审计意见的重要

[收稿日期] 2009-11-27

[基金项目] 湖南省教育厅科研项目(编号:06C743)资助,湖南省社科基金项目(编号:08YBB110)资助。

[作者简介] 张艳(1973-),女,四川仁寿人,南华大学经济管理学院副教授。

^①南华大学高新技术产业集团财务总监。

程度是不同的,某一因素对某种审计意见类型是重要的,对其他类型可能却并非如此。

基于上述分析,我们将审计报告行为的风险影响因素划分为三种类型:财务报告重大错报风险因素、客户经营风险和独立性风险因素。结合审计准则对审计报告的相关规定以及已有研究结果,我们推测我国审计师的审计报告行为与上述三类风险因素之间的关系存在以下特征:(1)财务报告重大错报风险、客户经营风险与非标意见的出具正相关,独立性风险与非标意见的出具负相关;(2)三类风险因素对审计师是否出具非标意见行为的影响程度存在明显差异,客户经营风险不仅可反映企业持续经营能力,同时也是审计失败的市场识别机制,是出具非标意见的主要影响因素;(3)三类风险因素在不同性质的非标意见行为中存在明显差异,由于持续经营意见具有较大的不可避性^[5],独立性风险更可能与持续经营意见以外的非标准意见相关联。以下通过经验研究方法对其特征进行考察。

三 模型建立

在先前的审计意见研究中,应用最多的是二分类的 Logit

模型和 probit 模型,在这些研究中,作为因变量的审计意见类型通常简单地划分为两种类型,如标准意见和非标意见,持续经营意见和非持续经营意见。但实际上审计师出具不同性质的非标意见时,对不同类型的影响因素的关注可能存在着较大的差异,某一因素对某种性质的审计意见是重要的,对其他类型可能却并非如此,仅仅采用简单的二分类方法来研究审计意见决策的影响因素是不够的。在本文中我们采用无序的多分类 Logit 模型来考察不同审计报告类型的影响因素差异,无序的多分类 Logit 模型适用于因变量为无序多分类的情况。我们建立了以下模型进行回归分析:

$$y_{it}^* = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Y_{it} + \varepsilon$$

其中, y_{it}^* 表示公司 i 被出具某种审计意见类型时的概率, X_{it} 向量包括公司 i 的一系列分类特征变量, Y_{it} 表示公司 i 所在的年度变量,我们使用的是跨年度的混合截面数据(2003-2005年),因此在模型中加入了年度控制变量。

四 变量选择

模型中所包括的变量及定义如下表所示:

变量一览表

变量类别及名称	预期符号	变量解释
因变量		
y		标准审计意见 = 0 持续经营审计意见 = 1, 非持续经营非标意见 = 2
解释变量		
一、个别认定层次风险类变量		
INVEST		长期股权投资占总资产比例
INVENT		存货占总资产比例
RECE11		往来款(债权)占总资产比例
RECE12		往来款(债务)占总资产比例
ACCD		可操控性应计绝对值(具体解释及计算见文中说明)
SMOOTH		盈余平滑指数(具体解释及计算见文中说明)
PE		市盈率指标, 每股市价/每股收益
二、财务报表层次风险类变量		
VIOL		本年度是否有违规处理, 公司管理层的品质指标。如果公司当年受到证监会、证券交易所公开处罚, VIOL = 1 否则为 0
GROW		公司当年主营业务收入增长率, (当年主营业务收入 - 上年度主营业务收入) / 上年度主营业务收入
MS		高管是否持股, 如果公司高管层有持股, MS = 1 否则为 0
GQL		股权集中度低, 如果控股股东持股比例低于 30%, GQL = 1 否则为 0
GQH		股权集中度高, 如果控股股东持股比例超过 50%, GQH = 1, 否则为 0
三、客户经营风险类变量		
EQU NOT 或 L/A		净资产是否为负, 如果当年净资产为负, EQU NOT = 1, 否则为 0 资产负债率, 负债总额 / 资产总额
QUICK		流动比率, 流动资产 / 流动负债
BANK		一年内到期的银行借款占总资产比例
PCF		每股现金净流量

BAD	坏账准备平均提取比例, 当年提取的坏账准备总额 / 会计准则规定应提取坏账资金准备科目总额
CL	预计负债占总资产比例
DB	担保占总资产比例
MPR	关联方资金占用占总资产比例
LIT1	是否有未决诉讼, 如果公司当年有未决诉讼, LIT1= 1, 否则为 0
LOSS 或 RETU	当年是否亏损, 如果公司当年净利润 < 0 则 LOSS= 1 否则为 0; 资产报酬率, (利润总额加利息费用) / 平均资产总额
RETUM	相对市场业绩指标, 公司每年度末前 6 个月累积回报率 - 同期所在市场 (深市或沪市) 累积回报率

四、独立性风险类变量

MPO	客户的重要性指标, 事务所 i 单个客户资产占所有客户资产的比例
BIG 或 CSIZE	是否当年十大, 如果事务所 i 当年审计客户资产总额在前十位, BIG 为 1 否则为 0; 事务所 i 当年审计客户资产总额的自然对数
COMP	事务所综合竞争系数, $\sum$ 事务所 i 机构所在地 (含总所及分支机构) 当年上市公司数量 / $\sum$ 同地域事务所数量

五、综合风险因素类变量

GC	上年度审计意见, 上年度审计意见是持续经营意见, GC= 1 否则为 0
NGC	上年度审计意见, 上年度审计意见是非持续经营非标意见, NGC= 1 否则为 0
SIZE	公司规模指标, 年末资产总额的自然对数
	控制变量
Y04	当数据所处年度为 2004 年时为 1, 否则为 0
Y05	当数据所处年度为 2005 年时为 1, 否则为 0

因变量 y^* 代表审计报告类型, 将审计报告划分为标准审计意见、持续经营审计意见和非持续经营非标意见三种类型, 分别设值为 0、1 和 2。

解释变量, 基于前面的理论分析, 我们将其分为四类, 其中第一、二类均属于财务报告重大错报风险, 分别代表个别认定层次及财务报表层次的风险因素变量, 审计准则认为财务报表层次重大错报风险通常与控制环境有关, 并与财务报表整体存在广泛联系, 可能影响多项认定, 但难以界定于某类交易、账户余额、列报的具体认定 (审计准则第 1101 号), 因此我们分别进行了考察。盈余质量类指标包括代表盈余管理的两个指标: 可操控性应计 (ACCD) 和盈余平滑 (SMOOTH), 以及市场对盈余质量的事后评价指标市盈率。可操控性应计常常用来衡量公司的盈余管理行为, 关键在于找到能够准确估计可操控性应计的模型, 我们分析比较了已有的研究, 应用分段的基本琼斯模型计算可操控性应计:

基本琼斯模型:

$$\frac{ACC_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \varepsilon$$

$$ACC_t = EBX_t - CFO_t$$

其中: ACC_t 是指 t 年的总应计, 等于 t 年的营业利润 (EBX_t, 即线下项目前利润) 减去经营活动现金流量 (CFO_t), ACC_t 由正常性应计与非正常性应计 (可操控性应计) 两部分组成; A_{t-1} 是 $t-1$ 年的资产总额; ΔREV_t 是 t 年度与 $t-1$ 年度的主营业务收入之差; PPE_t 是 t 年的固定资产原值; ε 为残差项, 即要估计的可操控性应计。

分段的基本琼斯模型:

$$\frac{ACC_t}{A_{t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{A_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_t}{A_{t-1}} + \alpha_4 \frac{CFO_t}{A_{t-1}} + \alpha_5 D + \alpha_6 D^* \frac{CFO_t}{A_{t-1}} + \varepsilon_t$$

当 $CFO_t < 0$ $D = 1$, 否则为 0

之前的研究表明, 对上述模型进行分行业的横截面回归更优越^[6-7], 因此我们在估算可操控性应计时使用了分年度和分行业的回归方法。行业分类依据证监会 2001 年公布的 22 个行业代码, 因为模型要求每个行业的样本量不少于 20, 我们将行业 C2、C3 和 C9、K 和 L 进行了合并。

盈余平滑是盈余管理的一种常见形式, 在有关盈余质量的研究文献中受到了广泛关注。盈余平滑可以用平滑指数来衡量, 平滑指数的计算公式为:

$$CV_i^s = \frac{\sigma_i^s}{\bar{X}_i^s}, \quad CV_i^e = \frac{\sigma_i^e}{|\bar{x}_i^e|}$$

$$IS_i = \frac{CV_i^s}{CV_i^e}$$

其中, σ_i^s 和 σ_i^e 分别为公司 i 的销售收入和盈余时间序列的标准差, $\bar{x}_i^s$ 和 $|\bar{x}_i^e|$ 分别为公司 i 的销售收入序列的平均数和盈余序列的平均数的绝对值, 如果 $IS_i > 1$, 则意味着可能存在盈余平滑行为。我们用最近三年的主营业务收入和净利润来计算盈余平滑指数。

上年度审计意见和公司规模是两个综合性风险指标, 为了不对其他因素分类造成影响, 只在综合因素模型中应用。以往国内外研究均表明审计意见的出具有持续性, 上年度被出具非标意见的公司在次年更容易被出具非标意见, 同时上

年度审计意见与财务报表期初数相关联,是审计准则关注的重要事项。公司规模越大,审计业务的复杂程度更高,将会影响财务报表中的多个认定项目。同时,公司规模会增加其在资本市场上的风险暴露程度,这将使审计师的行为更趋谨慎和保守,但另一方面,规模较大的公司抵御市场风险的能力也较强,破产的机率相对较小,可能会诱发审计报告行为的机会主义倾向。因此这一因素的实际结果并不确定。

五 样本选择和数据来源

我们选择的样本包括我国 2003-2005 年三年间在上海交易所及深圳交易所公开上市的所有 A 股公司,初始样本为 2003 年 1268 家,2004 年 1355 家,2005 年 1353 家,共计 3976 家公司,在此基础上进行了以下剔除:(1)剔除 2005 年两家审计意见不详的公司(* ST 精密和 ST 龙昌);(2)剔除金融类公司;(3)剔除当年新上市公司,因为要用到有关上年度的审计意见数据,为了迎合公司上市,审计师对 IPO 公司接近上市时期出具的审计意见具有很大的特殊性。此外,所选择的变量指标(如盈余平滑)涉及了公司连续三年的相关数据,尽管可得到公司上市前两年的数据,但先前实证研究表明我国 IPO 公司存在严重的财务包装行为,数据异常^[8],剔除此类公司有利于尽可能减少数据“污染”。(4)剔除数据缺失的公司。经过上述剔除后,最终样本为 3747 家,其中,2003 年 1179 家,2004 年 1241 家,2005 年 1327 家。

研究数据主要来自于深圳国泰安信息有限公司开发的 CSMAR 数据库和 Wind 数据库,缺失数据主要通过中国证监会网站(<http://www.csrc.gov.cn>),中注协网站(<http://www.cicpa.org.cn>),金融界网站(<http://share.jrj.com.cn>),上海证券交易所网站(<http://www.sse.com.cn>),深圳证券交易所网站(<http://www.szse.cn>)查询得到。

六 实证结果与分析

(一)描述性统计与单变量显著性检验

我们对标准无保留意见与非标意见样本组在各变量特征上的差异进行了比较及均值检验。很明显,相对于标准无保留意见组,非标意见组在上年度收到了更多的非标意见,高风险项目所占总资产的比例更大(存货例外);可操控性应计更大;各项财务状况及业绩指标质量均较差;报表层次风险因素类指标中,公司管理层的品质、股权集中度及内部控制指标均差异明显;审计师处于相对缓和的竞争状况及单个客户重要性程度较低时,更容易出具非标意见,这些与我们提出的假设相一致。但值得注意的是盈余平滑指标(SMOOTH),当盈余平滑指数越大时,公司越容易收到标准无保留意见。我们对所选择的 28 个变量(其中三个变量分别采用了哑变量和连续变量两种方式)进行了 K-S 检验,发现所选择指标均不符合正态分布,因此,对标准无保留意见与非标意见样本组的均值差异采用了 Mann-Whitney U 非参数检验,检验结果表明,在各指标中,只有事务所综合竞争系数(COMP)在两样本组之间的差异不显著,以连续变量表示的事务所规模在 5% 的水平上显著,其他变量的显著性水平均低于 1%。

如果更进一步地将非标意见细分为持续经营意见与非持续经营非标意见,两样本组在某些指标上有着较为明显的差异,持续经营意见组上年度收到的更多是持续经营类意见,在财务状况和业绩指标上的表现更差,并且盈余管理的迹象更明显。对三分类样本组进行 Kruskal-Wallis H 非参数检验的结果表明,除了以连续变量表示的审计师规模外,各变量在不同组之间都存在着统计意见上的差异,其中高管持股和事务所综合竞争指标在 5% 的水平上显著,其他变量的显著性水平均低于 1%。这些都有待我们在多元回归分析中做更进一步的验证。

(二)无序多分类 Logit 模型回归结果

我们将非标意见进一步细分为持续经营意见和非持续经营非标意见,采用了无序多分类 Logit 模型回归方法,以考察上述风险因素对出具不同类型的非标审计意见的影响差异,因分年度后非标意见子样本组样本量过少,我们不进行分年度回归。

回归结果表明,与我们的预期相一致,客户经营风险指标是两类非标准审计报告都关注的因素,但在其他类型风险因素上则有着较为明显的差异:(1)在个别认定层次风险类指标中,长期投资比例与非持续经营非标意见显著正相关,但与持续经营意见并没有显著相关性。往来款债权、债务两个指标的回归结果表明,尽管这两个项目都涉及到“函证”这一高风险的审计程序,但我们推断审计师重点关注的并不是审计程序性风险,而是这两个项目蕴含的对企业未来财务状况的不确定性影响,因此,往来款债权指标与两种非标意见报告类型均在 1% 水平上正相关,但往来款债务指标却与两种非标意见类型皆无显著相关性。盈余管理中的可操控性应计指标与持续经营意见显著正相关性,这与我们预期不一致(我们预期与非持续经营非标意见正相关);(2)我们假设公司治理与内部控制类因素更容易导致整个财务报表不实,因此更容易被出具非持续经营的非标意见,这一假设得到了验证,代表管理层品质的变量(VIOL=0)与非持续经营非标意见显著负相关(Sig = 0.004),但与持续经营非标意见并无显著相关性;(3)独立性风险指标回归结果与预测不完全一致,在两类样本中,审计报告行为都存在独立性风险。其中事务所综合竞争系数与非持续经营非标意见显著负相关(Sig = 0.007),与持续经营意见却无显著相关性,即审计师面临的市场竞争越缓和,出具非持续经营非标意见的可能性越小,客户的重要性与持续经营意见在接近 5% 的水平上负相关(Sig = 0.0496),表明审计师对客户的依赖性越大,出具持续经营非标意见的可能性越小。由于审计师面临的市场竞争与我国审计市场的声誉机制之间有着显著的相关性,市场竞争越缓和,声誉效应的发挥越弱,越容易引发审计师的独立性风险,相对于持续经营意见的不可避免性,出具非持续经营非标意见的弹性更大,更容易受到来自审计客户的压力,在其他条件不变的情况下,审计师出具非标意见的可能性就越小。此外,财务状况指标中流动比率与持续经营意见显著负相关(Sig = 0.006),与非持续经营非标意见仍然没有显著相关性。(4)综合风险因素中,客户公司规模与非

持续经营非标意见显著正相关, 表明公司规模越大, 审计业务越复杂, 可能产生的错报风险越大。综合上述分析, 我们可以看出, 持续经营意见主要关注公司的财务状况和业绩,

非持续经营非标意见同样关注了公司的经营风险, 但除此之外, 所考虑的因素还涉及到财务报表本身的错报风险, 而独立性风险因素在两类非标意见中也有着不同的影响作用。

无序多分类 Logit 模型回归结果

变量	持续经营意见样本				非持续经营非标意见样本			
	B	Wald	Sig.	Exp(B)	B	Wald	Sig.	Exp(B)
Intercept	6.087	2.473	0.116		-3.750	1.860	0.173	
一、个别认定层次风险类指标								
INVEST	1.696	1.854	0.173	5.455	2.227	6.454	0.011**	9.274
NVENT	-0.456	0.127	0.721	0.634	-0.743	0.893	0.345	0.476
RECEI1	4.400	25.323	0.000***	81.457	2.934	19.174	0.000***	18.794
RECEI2	-0.124	0.024	0.878	0.883	0.071	0.008	0.928	1.073
ACCD	2.893	5.964	0.015**	18.051	0.798	0.477	0.490	2.220
SMOOTH	-0.091	0.235	0.628	0.913	-0.081	0.927	0.336	0.922
PE	0.002	13.499	0.000***	1.002	0.002	18.544	0.000***	1.002
二、财务报表层次风险类变量								
[VIDL=0]	-0.693	3.394	0.065*	0.500	-0.877	8.773	0.003***	0.416
GROW	0.001	0.002	0.963	1.001	0.008	1.633	0.201	1.008
[MS=0]	1.810	1.912	0.167	6.111	-0.057	0.018	0.895	0.944
[GQL=0]	-0.362	1.354	0.245	0.696	-0.129	0.345	0.557	0.879
[GQH=0]	-0.199	0.252	0.615	0.820	0.117	0.228	0.633	1.124
三、客户经营风险类变量								
[EQUOT=0]	-1.177	4.663	0.031**	0.308	0.140	0.052	0.820	1.151
PCF	-0.691	8.301	0.004***	0.501	-0.644	12.945	0.000***	0.525
QUICK	-0.923	7.852	0.005***	0.397	-0.051	0.667	0.414	0.950
[LOSS=0]	-2.936	68.833	0.000***	0.053	-1.852	65.520	0.000***	0.157
BANK	0.744	1.053	0.305	2.103	0.563	1.229	0.268	1.756
BAD	1.710	14.784	0.000***	5.528	1.787	16.212	0.000***	5.974
[LIFI=0]	-0.733	7.523	0.006***	0.481	-0.544	8.320	0.004***	0.581
CL	2.397	2.880	0.090	10.994	2.604	3.379	0.066	13.515
DB	0.160	0.072	0.788	1.174	0.516	0.766	0.382	1.675
MPR	-0.034	0.035	0.851	0.967	-0.004	0.000	0.983	0.996
RETURN	-1.721	5.532	0.019**	0.179	-1.080	3.887	0.049**	0.339
四、独立性风险类变量								
COMP	0.031	0.461	0.497	1.031	-0.111	7.121	0.008***	0.895
MPO	-4.552	3.886	0.049**	0.011	-1.249	1.237	0.266	0.287
[BG=0]	-0.235	0.374	0.541	0.790	0.020	0.006	0.939	1.021
五、综合风险因素变量								
[GC=0]	-4.235	96.926	0.000***	0.014	-1.973	19.857	0.000***	0.139
[NGC=0]	-2.476	56.217	0.000***	0.084	-2.483	111.750	0.000***	0.084
SIZE	-0.050	0.090	0.764	0.951	0.353	9.160	0.002***	1.424
六、控制变量								
[Y04=0]	-0.974	7.502	0.006***	0.378	-0.889	12.703	0.000***	0.411
[Y05=0]	-0.930	6.501	0.011**	0.395	-0.602	5.343	0.021**	0.548
Nagelkerke R-Square	0.630							
LR Chi-Square(Sig.)	1669.747(0.000)							

注: 参照水平为标准审计意见, 哑变量的各统计结果均为此变量 = 0 时的值。*** 表示在 1% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著

(三) 多重共线性及敏感性分析

由于我们在模型中选择了较多的解释变量, 需要对变量

之间的多重共线性问题进行检验, Logistic 回归不能像线性回归那样容易地判断变量间的多重共线性程度, 我们首先对

各自变量进行了 Pearson 和 Spearman 相关系数检验,发现某些变量之间存在线性相关(显著性水平 < 0.05),表明上述 Logistic 模型可能存在多重共线性,但相关系数矩阵显示各变量之间相关系数均较小,因此多重共线性并不严重。进一步地,我们用相同的因变量和自变量拟合线性回归模型进行共线性诊断,结果显示各变量的方差膨胀因子均远远低于 2,大多数基本在 1.1 左右,这也说明了变量间多重共线性并不严重。另外,我们考虑是否可以从自变量中提取主要变量,以最大可能地保持原有的信息,但采用因子分析后的结果显示, KMO (Kaiser-Meyer-Olkin Measure) 仅为 0.640,特征根大于 1 的 12 个因子累计方差贡献率也仅为 59.75%,如果要达到 90% 的解释力度,则需要提取 24 个指标,因此采用因子分析方法来降维的意义并不大。根据 Kaiser (1974) 的标准,并不太适合采用因子分析方法减少变量的数目,因此我们并没有采用因子分析的方法改进。

除了在前述回归中对负债、经营业绩和审计师规模三个变量分别采用哑变量和连续变量进行了回归以外,我们还对盈余管理替代指标——“可操控性应计”分别采用了基本琼斯模型、考虑线下项目的基本琼斯模型^[9]、考虑线下项目的分段基本琼斯模型三种方法进行了替代分析,并不影响结果的稳定性。可见,在综合因素的影响下,公司的盈余管理行为并没能成为审计师出具非标意见行为的主要影响因素。另外,我们用当地市场的市场竞争结构变量(某一子市场上上市公司数量/审计师数量)来替代审计师的综合竞争系数,旨在考察当地的市场竞争结构是否是影响审计报告行为的独立性风险因素,但在各次回归中,该变量都不显著,说明相比较之下,审计师的综合竞争系数是一个更有针对性的描述审计师市场竞争的指标。

七 结论

本文对我国审计师出具非标准审计报告行为的风险因素进行了实证检验,结果显示:客户经营风险是审计报告行为最主要的影响因素,财务报告本身质量因素的影响相对较弱,独立性风险对两类不同的非标准审计报告行为均有影响。这一研究结果与我国当前较低的风险环境约束以及低效的审计失败识别机制不无关系,完善法律责任机制与审计市场声誉机制是当前解决问题的重要举措。同时,研究结果也表明,各类型的风险因素在不同类型的非标意见行为中存在明显差异,分别对不同性质的非标意见行为进行考察是必

要的。

(注:因为篇幅原因,一些数据分析结果未在文中列出,可来信索取)

[参考文献]

- [1] Bonner S E, Palmrose Z - V., & Young S M. (1998). Fraud Type and Auditor Litigation: An Analysis of SEC Accounting and Auditing Enforcement Releases [M]. *The Accounting Review*, 503-532.
- [2] Kinney, WR, Jr and L. S. McDaniel. 1989. Characteristics of Firms Correcting Previously Reported Quarterly Earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics* 1987, 8(2): 71-93.
- [3] Nicholas Dopuch, Robert W. Holthausen and Richard W. Leftwich. 1987. Abnormal stock returns associated with media disclosures of 'subject to' qualified audit opinions [J]. *Journal of Accounting and Economics* 1987, 8(2): 93-117.
- [4] Monroe, G. and S. Teh. 1993. Predicting Uncertainty Audit Qualifications in Australia Using Publicly Available Information [J]. *Accounting and Finance*, 1993, 33(2): 79-106.
- [5] Melmad N. D and Amir Ziv. 1997. A Theoretical Examination of the Market Reaction to Auditors' Qualifications [J]. *Journal of Accounting Research* 1997, 35(2): 239-256.
- [6] 夏立军. 盈余管理计量模型在中国股票市场的应用研究 [J]. *中国会计与财务研究*, 2003(2): 94-154.
- [7] RAY, BALL AND LAKSHMANAN SHIVAKUMAR. 2006. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(2): 207-242.
- [8] 鹿小楠,傅浩. 中国上市公司财务造假问题研究 [R]. 上海证券交易所研究中心研究报告, 2002, 35-96.
- [9] 陈信元,夏立军. 审计任期与审计质量: 来自中国债券市场的经验证据 [J]. *会计研究*, 2006(1): 44-53.

Empirical Analysis about Risk Factors Effect on Auditor Report Behavior

ZHANG Yan, ZHONG Wen-sheng

(University of South China, Hengyang 421001, China)

Abstract This paper is to investigate empirically how a variety of audit risk factors interacting with situational factors affect simultaneously auditor's propensity to issue qualified audit opinions in the China. The results indicate that client business risk factors play the most important role in auditor's decision rather than financial reports quality, and auditor's independence in fact is evidently compromised. The results are consistent with the present risk circumstances against auditors.

Key words audit report behavior; material misstatement risk; business risk; independent risk