

盈余管理信息风险、业绩波动与审计意见

——投资者如何逃离有重大盈余管理嫌疑的上市公司？

曾雪云¹, 陆正飞²

(1. 北京邮电大学 经济管理学院, 北京 100876; 2. 北京大学 光华管理学院, 北京 100871)

摘要:文章着眼于与盈余管理有关的信息风险如何影响审计意见的发表,以2003—2013年中国上市公司的数据为分析对象,研究发现操控性应计利润对业绩波动存在重要影响,而不像以往假定的那样不影响信息风险。依据这一结论,将与盈余管理有关的业绩波动部分定义为盈余管理信息风险,进而发现:当盈余管理信息风险越大时,上市公司获得非标准审计意见的概率也越大,并且审计意见对盈余管理信息风险的敏感性显著大于对基本面信息风险的敏感性。这表明审计意见对信息风险来源的鉴证发挥了积极作用,其原因在于两类信息风险审计鉴证责任的实现方式不同。本文不仅首次提出并证实了盈余管理信息风险是甄别重大盈余管理的指标,从而在理论上拓展了信息风险与审计意见决定因素的研究,而且对于指导风险评估和投资决策具有重要的启示。

关键词:盈余管理信息风险; 基本面信息风险; 审计意见; 业绩波动

中图分类号:F230; F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)08-0133-12

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2016.08.012

一、引言

审计作为外部监督机制在提升会计信息质量和保护投资者利益方面负有勤勉尽责的义务。依据审计的保险假说,审计是资本市场的一项风险转嫁机制(Menon 和 Williams, 1994)。假若投资者依据经审计的财务报表做出的经济决策带来了某些可能追究前因的损失,那么审计师就可能因为审计失败而面临诉讼和声誉损失。而且在风险导向审计下,审计师不仅关注盈余管理行为本身,还会关注与盈余管理有关的各种风险。中国注册会计师协会(以下简称“中注协”)自2011年开始已经加强对业绩波动等风险事项的预防性监管,每年都会约谈部分会计师事务所,其中所约谈内容既有舞弊事实,也有业绩波动和重大违约等风险事项(吴溪等,2014)。

但目前对盈余管理信息风险的研究还只见于具体项目,尚未建立分析模型以提取可以通用的盈余管理信息风险指标。与此前的理论假设有一定关系。以 Francis(2005)为代表的部分研究提出,管理者可以操纵当期的应计项目,但很难操纵它的跨期波动,所以应计项目的波动性适合于衡量固有风险。我们认为,Francis(2005)的假设未必成立。即便是以“寅吃卯粮”方式进行的平滑型盈余管理,其实质也是以应计项目的波动性来减轻业绩波动。何况那些以私利为目的重大盈余管理活动,更可能是既增加应计利润的波动性,也增加净利润的波动性。

收稿日期:2016-01-18

基金项目:国家自然科学基金项目(71402008, 71132004, 71372193)

作者简介:曾雪云(1976—),女,湖南娄底人,北京邮电大学经济管理学院副教授;

陆正飞(1963—),男,江苏海门人,北京大学光华管理学院教授,博士生导师。

因此,假若直接以应计利润的波动性定义固有风险,而不把与盈余管理有关的信息风险分离出来,则会错误估计基本面信息风险,并且误判重大盈余管理对信息风险的影响。此外,Francis等(2005)将现金利润作为估值基础,假定它不存在信息风险,这也需要改进。

在这个分析基础上,我们以审计保险假说为理论依据,对我国上市公司在2003—2013年的盈余管理信息风险展开分析。研究结果显示:当盈余管理的水平值越大时,上市公司的业绩波动也越大。这表明从跨期的影响来看,上市公司的盈余管理导致了信息风险,而非不影响信息风险。依据这一结论,我们从业绩波动分析模型中提取与操控性应计利润有关的业绩波动部分,用于表示盈余管理信息风险。进一步研究证实:当盈余管理信息风险越大时,获得非标准审计意见的概率越大,并且审计意见对盈余管理信息风险的敏感性显著大于对基本面信息风险的敏感性。这表明审计师在信息风险来源的鉴证方面发挥了积极作用。基本面信息风险本就应该包含在已审财务报表中,所以除非是存在持续经营危机,否则不需要特别提示。盈余管理信息风险本不应包含在已审财务报表中,所以但凡有重大误导的可能,就应在审计意见中做特别提示。正是因为审计师对两类信息风险鉴证责任的实现方式不同,所以审计意见对盈余管理信息风险更加敏感。

本文的创新之处在于提出了盈余管理信息风险问题并证实了它在甄别重大盈余管理方面的有用性,从而深化了对信息风险与审计意见决定因素的理解。本文的结论对于甄别重大盈余管理有重要的启示作用,可以帮助投资者更好地预测和决策。其中,最有借鉴意义的是非标准审计意见(简称非标意见)公司的盈余管理信息风险的上四分位数和上九分位数。以近5年的ROE标准差衡量业绩波动时,前者取值是0.046,后者取值是0.092;以近5年的 ΔROE 标准差衡量业绩波动时,前者取值是0.085,后者取值是0.17。这两组数据可作为风险警示指标。对于那些达到这一信息风险水平却没有被出具非标意见的公司,投资者应持怀疑态度,最好是处置该公司股票,以免将来盈余管理难以为继的时候发生重大损失。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

前期研究偏重于从盈余管理的视角来解释会计质量和审计质量,认为是会计信息失真导致了低质量。这些研究可以归为以下三类:第一类研究显示,审计意见考虑了操控性应计利润的可接受水平。比如,Francis和Krishnan(1999)研究表明,审计师的稳健性(*conservatism*)使得审计意见更可能对异常应计利润(*abnormal accruals*)的向上操纵动机表现出敏感性;Bartov等(2001)也证实异常应计利润的绝对值越高时,非标准审计意见的发生概率越大。Chen等(2001)及后来的大量研究都支持审计师能够发现盈余操纵。第二类研究显示,审计师在发表审计意见时对上市公司的某些盈余管理动机没有区别对待。例如,夏立军和杨海斌(2002)研究发现,财务状况和盈利能力越差的公司被出具非标准无保留意见尤其是保留、否定和拒绝意见的可能性越大;但是处于配股区间以及盈亏临界值的边际ROE的公司被出具非标意见的可能性并不是更大。第三类研究旨在说明审计意见更可能关注盈余管理的后果。比如,宋衍蘅和何玉润(2008)研究发现,2005年以后资产减值转回与非标准审计意见之间的正相关关系显著减弱,原因在于审计师可能更加关注盈余管理被查处的风险,而不是盈余管理行为。又如,陈小林和林昕(2011)研究发现,审计师对高风险的机会主义盈余管理出具非标准审计意见的概率大于低风险的决策有用性盈余管理。

近期研究偏重于从经济活动固有因素(*innate factors*)的视角解释以信息风险的大小来

表示的审计质量,认为是经济活动的基本面(*economic fundamentals*)导致了会计信息的低质量。比如,Butler等(2004)发现那些获得非持续经营能力审计意见的公司有显著大于其他公司的负向异常应计利润,但是正向异常应计利润与其他公司相比没有显著差异,因此他们认为审计师关注的是公司风险,而非盈余管理。Francis等(2005)提出以Dechow和Dichev(2002)的方法计算得出的应计利润的波动性(*accruals volatility*)更适合于度量基本面风险,异常应计利润适合于度量盈余管理。他们发现,以应计利润的波动性为代表的基本面信息风险对投资者来说具有指导股票价格的作用。薄仙慧和吴联生(2011)将Francis等(2005)的研究拓展到审计领域,将应计利润的波动性与操控性应计利润纳入同一分析模型,发现审计意见对应计利润的波动性具有敏感性,但对操控性应计利润不敏感。张迪也(2012)借鉴Francis等(2005)的分类思路,以报告盈余与盈利预测的差异性表示信息风险,以“调增式变脸”代表混合风险,以“扭亏型变脸”代表基本面风险,以“其他调增式变脸”代表机会主义,研究发现审计师对基本面信息风险和机会主义风险都有关注。

(二)理论分析与研究假说

正如Francis等(2005)所述,信息风险有固有因素和操纵因素(*discretionary factors*)两个来源,并且基本面因素——商业模式和经营环境通常是主要的风险来源。^①但对于极少数有重大盈余管理的公司来说,他们通常以虚假呈报、虚构交易等方式进行价值操纵或利益输送的,往往不同于以市值管理为目的的信号发送型盈余管理,会存在相当严重的公司内外的信息不对称。即便是审计师或独立董事,往往也是被欺瞒的对象。如果不是审慎履职,就可能引发审计失败。从以往的经验来看,这些公司通常会经历一个由“注水”到“水落石出”的过程,在虚假“故事”难以为继的时候出现剧烈的业绩波动。在我们随机抽查到的一家公司(ST沪科(600608))的审计意见中,审计师这样提示投资者:“该公司将所计提的20%的坏账准备转回,该项转回对2007年度扭亏为盈起到了很大作用。”这种情况在国内并非个案。现有的案例研究普遍发现,我国资本市场存在为数不少的以转移资产、虚构利润、虚增资产价值等为特征的盈余管理(黄世忠,2002;贺建刚等,2010)。综上所述,从跨期来看,上市公司的盈余管理会加剧业绩波动。据此,我们提出假说1:

假说1:在其他条件一定的情况下,上市公司的盈余管理程度越大,其业绩波动也越大。

此前的研究已经发现审计意见关注了盈余管理的程度、后果、诉讼风险等多个方面(Francis和Krishnan,1999;Johl等,2007;宋衍蘅和何玉润,2008;陈小林和林昕,2011),因此不难理解,审计师也会关注与盈余管理有关的信息风险。其理论依据在于审计保险假说的解释:市场之所以需要审计,是期望审计师为财务报告的信息质量做出背书(Menon和Williams,1994)。并且,涉及诉讼的事务所和审计师会受到声誉损失、社会谴责和行政制裁,进而丧失客户资源。因此,审计意见在提升会计信息质量和保护投资者利益方面有“确保信息质量”和“信息有假包赔”两层含义。在这两层约束下,审计师需要在容忍会计操纵与发现重大错报之间做出权衡。如果某家公司与操控性应计利润有关的信息风险极大,那么这些会计信息的质量是极差的,审计师的诉讼风险将会相当高。此时,审计师必然实施更多的检查程序,要求经理层对财务报告的重大错报和漏报进行调整,督促上市公司降低财务报告的操控性程度到可接受水平。否则,审计师就可以通过发表非标意见的方式,提醒投资者

^①公司层面的基本面风险包含两个来源:一是来自经济政策、经济形势、行业景气度等外部环境的不确定性;二是来自企业自身的商业模式与发展战略等管理决策。详情可参见Francis等(2005)。

关注那些有重大盈余管理嫌疑的事项,以免日后受到声誉损失和法律追究。正因为业绩波动在揭示舞弊风险等方面有重要作用,所以近年来“中注协”加强了预防性监管,这将促使审计师更加审慎地分析隐藏在业绩波动中的盈余管理信息风险。据此,我们提出假说 2:

假说 2:在其他条件一定的情况下,上市公司的盈余管理信息风险越高,其被出具非标准审计意见的概率就越大。

三、研究设计

第一步,建立公司层面的固定效应回归模型(1)和(2),用于检验假说 1。在模型(1)中, $VOLAT$ 是对业绩波动的衡量,采用近 5 年净利润的标准差进行测算,取值范围是滞后 4 期到本期。在模型(2)中, $VOLAT_B$ 是近 5 年净利润增减变动的标准差。盈余管理的代理指标是操纵性应计利润 $ABSDA$,等于异常应计的绝对值。 γ_1 用于估计操控性应计利润 $ABSDA$ 对业绩波动的影响,预期显著为正。

$$VOLAT_{it} = \alpha + \gamma_1 ABSDA_{it} + \gamma_2 LEV_{it} + \gamma_3 GROWTH_{it} + \gamma_4 CASH_{it} + \gamma_5 SIZE_{it} + \gamma_6 GOVER_{it} + \gamma_7 HOLD_{it} + \gamma_8 INDEP_{it} + \gamma_9 MGT_{it} + \gamma_{10} DAUL_{it} + \epsilon \quad (1)$$

$$VOLAT_{Bit} = \alpha + \gamma_1 ABSDA_{it} + \gamma_2 LEV_{it} + \gamma_3 GROWTH_{it} + \gamma_4 CASH_{it} + \gamma_5 SIZE_{it} + \gamma_6 GOVER_{it} + \gamma_7 HOLD_{it} + \gamma_8 INDEP_{it} + \gamma_9 MGT_{it} + \gamma_{10} DAUL_{it} + \epsilon \quad (2)$$

$ABSDA$ 采用修正的 *Jones* 模型估计,其值等于从模型(3)分行业分年度的回归分析中提取的应计利润拟合值与实际应计利润的差额的绝对值。

$$TAC = \alpha_0 + \alpha_1 A + \alpha_2 \Delta REV + \alpha_3 \Delta AR + \alpha_4 PPE + \sigma \quad (3)$$

其中, TAC 表示应计利润,等于净利润减去经营活动净现金流量再除以 $t-1$ 期的总资产期末数; A 等于 $t-1$ 期总资产期末数的倒数; ΔREV 等于主营业务收入变动除以 $t-1$ 期总资产期末数; ΔAR 等于应收账款净额变动除以 $t-1$ 期总资产期末数; PPE 等于固定资产净额的变动加上无形资产净额的变动除以 $t-1$ 期总资产期末数。行业的划分方法是:根据证监会 2001 年发布的《上市公司行业分类指引》,工业企业按两位数划分,其他行业按一位数划分。

第二步,建立 *Logistic* 回归模型(4)和(5),用于检验假说 2。被解释变量是审计意见 $OPIN$ 。 $OPIN$ 是指示变量,若是非标准审计意见,令 $OPIN = 1$; 否则, $OPIN = 0$ 。模型(3)的解释变量包括:(1) $VOL-DA$,表示盈余管理信息风险,等于模型(1)的估计参数 γ_1 与 $ABSDA_{it}$ 的乘积 ($= \gamma_1 \times ABSDA_{it}$);(2) $VOL-Innate$,表示基本面信息风险,等于 $VOLAT_{it}$ 减去 $VOL-DA_{it}$ 。^① 模型(5)的解释变量是 $VOL-DA_{Bit}$ 和 $VOL-Innate_{Bit}$ (以下简称 $VOL-DA_B$ 和 $VOL-Innate_B$),取值于模型(2),算法与 $VOL-DA$ 和 $VOL-Innate$ 一致。依据假说 2, η_1 应该显著为正。依据第 1324 号审计准则,审计师有责任提示持续经营的不确定性,因此预期 η_2 也显著为正。

$$OPIN_{it} = \alpha + \eta_1 VOL-DA_{it} + \eta_2 VOL-Innate_{it} + \eta_3 LEV_{it} + \eta_4 GROWTH_{it} + \eta_5 CASH_{it} + \eta_6 SIZE_{it} + \eta_7 GOVER_{it} + \eta_8 HOLD_{it} + \eta_9 INDEP_{it} + \eta_{10} BIG4_{it} + \eta_{11} OPA_{it} + \eta_{12} HARD_{it} + \eta_{13} LIFE_{it} + \eta_{14} SP_{it} + \epsilon \quad (4)$$

$$OPIN_{it} = \alpha + \eta_1 VOL-DA_{Bit} + \eta_2 VOL-Innate_{Bit} + \eta_3 LEV_{it} + \eta_4 GROWTH_{it} + \eta_5 CASH_{it} + \eta_6 SIZE_{it} + \eta_7 GOVER_{it} + \eta_8 HOLD_{it} + \eta_9 INDEP_{it} + \eta_{10} BIG4_{it} + \eta_{11} OPA_{it} + \eta_{12} HARD_{it} + \eta_{13} LIFE_{it} + \eta_{14} SP_{it} + \epsilon \quad (5)$$

^① 现有文献通常用业绩波动表示基本面信息风险(韩晓梅和周玮,2013),或者直接用业绩波动表示环境不确定性(申慧慧等,2010)。本文以业绩波动减去盈余管理信息风险之后的剩余部分来定义基本面信息风险。

其中, *GROWTH* 表示业绩增长, 等于营业利润增长率; *CASH* 等于经营活动现金净流量除以总资产期初数; *SIZE* 等于期末总资产的自然对数; *LEV* 等于资产负债率期末数。 *GOVER* 是虚拟变量, 若是国有控股的上市公司, 则 $GOVER = 1$; 否则, $GOVER = 0$ 。 *HOLD* 表示股权集中度, 等于第一大股东的持股比例。 *INDEP* 衡量董事会的独立性, 等于独立董事占董事会人数的比例。 *MGT* 表示董事长或者总经理是否有离职, 若当年有离职, 令 $MGT = 1$; 否则, $MGT = 0$ 。 *DAUL* 表示董事长与总经理这两个职位是否由一人兼任, 若是兼任, 则 $DAUL = 1$; 否则, $DAUL = 0$ 。 *BIG4* 为虚拟变量, 若是四大会计师事务所审计, 则 $BIG4 = 1$; 否则, $BIG4 = 0$ 。 *OPA* 表示资本密集度, 用总资产除以营业收入来衡量。 审计难易程度 *HARD*, 等于应收账款净额加上存货净额除以总资产期末数; *LIFE* 表示上市年限; *SP* 衡量是否为微利企业, 当 ROE 介于 $[0, 1\%]$ 时, 令 $SP = 1$; 否则, 令 $SP = 0$ 。

四、样本构建与描述性分析

本文的分析期间是 2007—2013 年。由于估算业绩波动需要滞后 4 个年度, 因此实际的样本采集期间为 2003—2013 年。剔除金融业和变量缺失值, 共得到 9 245 个有效观测值, 代表了 1 667 家公司。审计意见取自 *Wind* 数据库, 其他数据取自 *CSMAR* 国泰安金融研究数据库。表 1 报告了样本分布情况, 其中, 非标准审计意见 579 份。2007—2010 年的非标意见发生率为 7.5%—8.6%, 显著高于 2011 年及以后。原因可能如 Xu 等(2013)所述, 会计师在金融危机期间出具了更多的非标意见。

表 1 样本分布

	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	总计
有效样本数	1 157	1 243	1 273	1 325	1 398	1 479	1 550	9 425
标准审计意见	1 057	1 150	1 167	1 222	1 328	1 427	1 495	8 846
非标准审计意见	100	93	106	103	70	52	55	579
非标意见发生率	8.6%	7.5%	8.3%	7.8%	5.0%	3.5%	3.5%	6.1%

表 2 报告了各变量的描述性统计。所有连续变量已在 1% 和 99% 分位数上进行 *Winsorize* 缩尾处理。 *OPIN* 的均值说明 6.1% 的公司获得了非标意见。业绩波动 *VOLAT* 的均值显示, 每 5 年 ROE 标准差的平均水平是 0.216, 中间值为 0.043, $P90$ 分位数是 0.283, 这一特征说明业绩波动的极值对平均数产生了重大影响。 *VOLAT_B* 的分布特征与 *VOLAT* 一致, $P90$ 分位数高达 0.507, $P50$ 分位数仅有 0.057, 均值达到 0.375, 说明从长期趋势来看, 大多数公司的 ROE 变动是平稳的, 但位于上 10% 的公司有极高的信息风险。操控性应计利润 *ABSDA* 的均值是 0.106, 中位数是 0.066, 标准差是 0.137, 说明我国上市公司的盈余管理水平较高。其余各控制变量的描述性结果与已有研究均是一致的。

表 2 描述性统计

变量名	观测数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	$P10$	$P90$
<i>OPIN</i>	9 425	0.061	0.000	0.240	0.000	1.000	0.000	0.000
<i>VOLAT</i>	9 425	0.216	0.043	0.713	0.004	5.406	0.013	0.283
<i>VOLAT_B</i>	8 901	0.375	0.057	1.280	0.004	9.890	0.015	0.507
<i>ABSDA</i>	9 425	0.106	0.066	0.137	0.001	0.908	0.011	0.222
<i>LEV</i>	9 425	0.534	0.533	0.236	0.076	1.644	0.246	0.780
<i>GROWTH</i>	9 425	0.140	0.216	4.035	-22.34	21.14	-1.339	1.509
<i>CASH</i>	9 425	0.044	0.044	0.083	-0.217	0.274	-0.052	0.145
<i>SIZE</i>	9 425	21.86	21.78	1.306	18.64	25.58	20.33	23.57
<i>GOVER</i>	9 425	0.561	1.000	0.496	0.000	1.000	0.000	1.000

续表2 描述性统计

变量名	观测数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	P10	P90
HOLD	9 425	35.48	33.34	15.39	8.630	75.00	17.03	56.65
INDEP	9 425	0.366	0.333	0.050	0.286	0.556	0.333	0.429
MGT	9 425	0.203	0.000	0.402	0.000	1.000	0.000	0.000
DUAL	9 425	0.151	0.000	0.358	0.000	1.000	0.000	0.000
BIG4	9 425	0.071	0.000	0.257	0.000	1.000	0.000	0.000
OPA	9 425	0.033	0.013	0.053	0.000	0.307	0.002	0.088
HARD	9 425	0.241	0.205	0.185	0.001	0.780	0.031	0.513
LIFE	9 425	11.43	12.00	4.231	4.000	20.00	5.000	17.00
SP	9 425	0.053	0.000	0.224	0.000	1.000	0.000	0.000

注:计算VOLAT_B时,由于需要算ROE的变动值,因此不满足条件的公司数增加了,样本量减少到8 901个。

五、实证检验

(一)验证假说1

表3报告了模型(1)和模型(2)在公司层面的固定效应回归结果,以控制与公司个体特征和治理因素有关的某些难以度量的内生因素。在回归1中,被解释变量是VOLAT,解释变量ABS DA的估计参数 γ_1 的取值是0.206,在1%的水平上显著为正。在回归2中,被解释变量是VOLAT_B,解释变量ABS DA的估计参数 γ_1 的取值是0.383,并且也在1%水平上显著为正。这两个系数均表明,当操控性应计利润的取值越大时,上市公司的业绩波动越高,进而说明盈余管理加剧了业绩波动,是对假说1的支持。其他控制变量的结果与已有研究是一致的。

表3 假说1的实证检验

变量名	回归1:VOLAT		回归2:VOLAT _B	
	系数	t值	系数	t值
ABS DA	0.206***	5.73	0.383***	6.24
LEV	0.437***	10.75	0.364***	5.28
GROWTH	-0.001	-1.26	-0.001	-0.7
CASH	-0.136**	-2.09	-0.372***	-3.35
SIZE	-0.147***	-14.9	-0.213***	-12.57
GOVER	0.010	0.57	0.031	1.07
HOLD	0.001	0.65	0.003**	2.22
INDEP	0.278*	1.87	0.318	1.25
MGT	0.045***	3.90	0.061***	3.11
DUAL	-0.025	-1.26	-0.037	-1.05
观测值	9 425		8 901	
公司数	1 667		1 569	
F-value	39.63		24.08	
overall R ²	0.148		0.116	

注:采用公司层面的固定效应回归;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下同。

(二)验证假说2

为了检验假说2,我们先从回归1和回归2中提取VOL-DA和VOL-DA_B,用于衡量盈余管理信息风险;再得到VOL-Innate和VOL-Innate_B,用于衡量基本面信息风险。表4报告了分布特征。这些数据表明,在一般情况下,盈余管理对业绩波动的影响不大,基本面因素是主要的风险来源。

表4 对信息风险的总体情况做分析

变量名	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值	P75	P90
VOL-DA	0.022	0.028	0.014	0.000	0.187	0.026	0.046
VOL-Innat	0.193	0.699	0.028	0.001	5.218	0.078	0.256
VOL-DA _B	0.041	0.053	0.025	0.000	0.347	0.049	0.086
VOL-Innat _B	0.182	0.702	0.019	0.001	9.542	0.069	0.255

注:VOL-Innate_B和VOL-DA_B取自模型(2)中以VOLAT_B为被解释变量的估计结果。VOLAT和VOL-AT_B的分位数取值见表3。

表5对非标意见公司做单变量组间分析。分别将VOL-DA和VOL-Innate从小到大排序,第1组为最小组,第10组是最大组。就盈余管理信息风险而言,VOL-DA的前6组没有表现出重要性,可能是其他风险事项导致了非标意见;从第7组开始出现超过10%重要性

水平的发生率,并且随着盈余管理信息风险的增加,非标意见也显著增加,到第10组依次是11.2%、11.6%、14.5%和24.9%,合计为62.2%。由此可见,审计意见主要是对重大的盈余管理信息风险具有敏感性。就基本面信息风险而言,*VOL-Innate*的前8组都没有表现出重要性,第9组开始出现超过10%重要性水平的大概率(16.4%),有52.8%的非标意见位于最大组。这说明非标意见对极端异常的基本面信息风险具有敏感性,对非极端值具有容忍性。由于非标意见在*VOL-DA*的第7组就已密集出现,而在*VOL-Innate*的第9组才密集出现,这说明审计师对盈余管理信息风险的敏感性更高。

表5 对非标准审计意见下的信息风险做分组

<i>VOL-DA</i> 分组	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	<i>Chi</i> ²
非标准审计意见 分布率	36 6.2%	21 3.6%	37 6.4%	39 6.7%	48 8.3%	38 6.6%	65 11.2%	67 11.6%	84 14.5%	144 24.9%	990.1***
<i>VOL-Innate</i> 分组	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	<i>Chi</i> ²
非标准审计意见 分布率	28 4.8%	25 4.3%	10 1.7%	18 3.1%	8 1.4%	21 3.6%	30 5.2%	38 6.6%	95 16.4%	306 52.8%	208.8***

注:第1组为最小组,依次递增,第10组为最大组。

表6对获得非标意见与标准意见的公司做差异分析。由面板A可知:(1)在非标意见下,*VOL-DA*的*P*75、*P*90和*P*95分位数分别达到0.046、0.092和0.165,*Kwallis*检验显示组间差异都在1%水平上显著;(2)在非标意见下,*VOLAT*的*P*75、*P*90和*P*95分位数分别达到1.502、3.504和5.406,比标准意见公司均高出11-18倍,也在1%水平上显著;(3)*VOL-Innate*的分布与*VOLAT*一致。面板B的结果也与面板A一致。这些数据有两个含义:第一,假若某家公司的*VOL-DA*达到了非标意见公司的上述指标,意味着需要警惕重大盈余管理的存在。第二,*VOL-DA*的*P*75取值仅高出标准意见公司2倍左右,*VOL-Innate*的*P*75值高出后者10倍以上,这再次表明审计意见对盈余管理信息风险具有更高的敏感性。

表6 对重大操控性信息风险做分析

变量名	<i>P</i> 75分位数			<i>P</i> 90分位数			<i>P</i> 95分位数		
	<i>OPIN</i> =1	<i>OPIN</i> =0	倍数	<i>OPIN</i> =1	<i>OPIN</i> =0	倍数	<i>OPIN</i> =1	<i>OPIN</i> =0	倍数
面板A:以ROE的标准差测算信息风险									
<i>VOLAT</i>	1.502***	0.084	17.9	3.504***	0.200	17.5	5.406***	0.455	11.9
<i>VOL-DA</i>	0.046***	0.025	1.80	0.092***	0.043	2.10	0.165***	0.062	2.60
<i>VOL-Innat</i>	1.464***	0.067	21.7	3.439***	0.177	19.4	5.339	0.429	12.5
面板B:以ΔROE的标准差测算信息风险									
<i>VOLAT_B</i>	2.341***	0.122	19.3	5.148***	0.334	15.4	9.890***	0.881	11.2
<i>VOL-DA_B</i>	0.085***	0.047	1.81	0.170***	0.080	2.12	0.306***	0.116	2.65
<i>VOL-Innat_B</i>	2.177***	0.092	23.6	5.050***	0.301	16.8	9.674***	0.820	11.8

注:*Kwallis*检验显示,以上各组的组间差异都在1%水平上显著。

表7报告了假说2的检验结果。在回归1中,盈余管理信息风险*VOL-DA*的估计系数是4.327,似然比是75.41,在1%水平上显著为正。这说明审计意见对盈余管理信息风险具有敏感性,支持了假说2。基本面信息风险*VOL-Innate*的估计系数是0.103,似然比是1.108,在10%水平上显著为正。这说明审计意见对基本面信息风险也具有敏感性。*Test*检验显示 η_1 显著大于 η_2 。由于有表6和表7的支持,因此可以相信这是由审计意见对盈余管理信息风险的敏感性高于对基本面信息风险的敏感性所致。

至于为什么审计意见对盈余管理信息风险更为敏感?我们分析,原因在于审计师对两类信息风险鉴证责任的实现方式不同。就基本面信息风险来说,审计师的鉴证责任是尽可能包

含在资产负债表内,在没有危及持续经营假设的情况下,无需提示其他方面的重大经营风险。对于盈余管理信息风险来说,审计师的责任是尽可能从资产负债表中清除,当与会计信息失真有关的重大错报和漏报难以排查时,需要衡量可接受水平。如果会计信息失真超出了可接受水平,可能导致投资者承担重大损失,那么无论是否影响持续经营,都应该在审计意见中加以说明;否则,审计师自身的声誉风险和诉讼风险将相当高。例如,航空业在金融危机期间由于原油期货的价格波动普遍报告了巨额应计亏损。尤其是中国国航(601111),在2008年持有77.1亿元的金融资产公允价值变动损失和92.6亿元净亏损而创下纪录。但国内航空业(包括中国国航在内)无一获得非标审计意见。相反,ST沪科(600608)2008年净亏损9217万元,却被出具非标审计意见,并且在2007年盈利2455万元的情况下也被出具无保留意见加事项段,审计师提示投资者“坏账准备转回对2007年度扭亏为盈起到了很大作用”。这两个实例说明,审计意见对盈余管理信息风险和基本面信息风险的容忍度确实存在差异。

表7 假说2的实证检验

变量名	回归1			回归2		
	系数	似然比	z 值	系数	似然比	z 值
<i>VOL-DA</i> (η_1)	4.327***	75.71	2.98			
<i>VOL-Innate</i> (η_2)	0.103*	1.108	1.86			
<i>VOL-DA_B</i> (η_1)				2.306***	11.03	2.89
<i>VOL-Innate_B</i> (η_2)				0.035*	0.036	1.68
<i>LEV</i>	3.717***	41.15	13.7	3.750***	42.51	13.8
<i>GROWTH</i>	-0.014	0.986	-1.30	-0.015	0.985	-1.41
<i>CASH</i>	-3.268***	0.038	-4.81	-3.118***	0.044	-4.56
<i>SIZE</i>	-0.948***	0.387	-15.1	-0.955***	0.385	-15.1
<i>GOVER</i>	0.133	1.142	1.12	0.131	1.140	1.09
<i>HOLD</i>	-0.015***	0.985	-3.30	-0.016***	0.984	-3.55
<i>INDEP</i>	-1.245	0.288	-0.95	-1.088	0.337	-0.84
<i>BIG4</i>	0.527*	1.694	1.79	0.545*	1.725	1.85
<i>OPA</i>	0.429	1.536	0.45	0.388	1.474	0.40
<i>HARD</i>	-2.605***	0.074	-5.99	-2.546***	0.078	-5.86
<i>LIFE</i>	0.063***	1.065	4.39	0.067***	1.069	4.39
<i>SP</i>	0.309	1.362	1.36	0.332	1.394	1.46
<i>YEAR /IND</i>	控制			控制		
观测数	9 425			8 901		
$\chi^2(\eta_1 = \eta_2)$	8.46(p 0.003)			8.09(p 0.004)		
<i>Pseudo-R</i> ²	0.373			0.373		
χ^2 值	725.4			694.6		
<i>P</i> 值	<0.0001			<0.0001		

注:由于大样本回归的标准差可能对异方差或自相关问题不敏感,因此采用稳健标准差估计(*Robust*)。

(三)稳健性检验

第一组稳健性检验采用经行业调整的业绩波动重新估计盈余管理信息风险。实证结果见表8,操控性应计利润 *ABS_{DA}* 的系数分别是 4.489 和 5.718,也都在 1%的水平上显著为正,再次验证了假说 1。然后从表 8 的回归分析中提取 *VOL-DA_C* 和 *VOL-DA_D* 以及 *VOL-Innate_C* 和 *VOL-Innate_D* 代入模型(4)和模型(5),得到新的解释变量,实证结果依然支持假说 2。^①

^①限于篇幅,本实证结果省略。

第二组稳健性检验的思路是增加与信息风险存在竞争关系的控制变量。首先,增加滞后一期的审计意见 $OPIN_0$ 。表 9 中回归 1 显示,模型的解释力增加到 53.2%,但 $VOL-Innate$ 的符号变为负向,这有违常理,说明存在较严重的多重共线性。回归 2 显示, $VOL-Innate$ 的符号变为负向, $BIG4$ 和 SP 的系数变得不显著,说明也存在多重共线性问题。 VIF 检验显示, $Beta$ 、 $SIZE$ 、 $INDEP$ 和 $LIFE$ 的方差膨胀因子均大于 10,因此需要修正,否则可能得到错误结论。回归 3 剔除了 $SIZE$ 、 $INDEP$ 和 $LIFE$ 这三个引起共线性问题的变量,此时 $VOL-Innate$ 的符号变为正向, $VOL-DA$ 的显著性水平重回 1%,拟合度 R^2 为 48.1%。回归 4 进一步剔除了 $Beta$,此时 R^2 增加到 50.5%, $VOL-Innate$ 的显著性水平接近 10%。回归 5 采用逐步回归法,要求保留置信区间在 80% 以上的自变量。此时,系统自动剔除了 $GROWTH$ 、 $GOVER$ 和 OPA ,留下了对审计意见贡献率最大的 7 个变量,拟合度是 49.7%, $VOL-DA$ 在 1% 水平上显著, $VOL-Innate$ 在 10% 的水平上显著, T 检验显示 $VOL-DA$ 与 $VOL-Innate$ 的差异显著。这些结果表明,本文的实证结果依然是有效的和可信的。

表 8 稳健性检验 I

变量名	回归 1		回归 2	
	系数	t 值	系数	t 值
$ABSDA$	4.489***	5.43	5.718***	5.66
LEV	7.887***	8.46	6.207***	5.47
$GROWTH$	-0.032	-1.24	-0.016	-0.50
$CASH$	-3.377**	-2.25	-6.357***	-3.47
$SIZE$	-2.887***	-12.7	-3.305***	-11.8
$GOVER$	0.346	0.89	0.378	0.81
$HOLD$	0.034*	1.75	0.081**	3.36
$INDEP$	10.48***	3.06	9.52**	2.27
MGT	0.852***	3.21	0.657**	2.02
$DUAL$	-0.861*	-1.86	-0.870	-1.51
观测数	9 425		8 901	
公司数	1 667		1 569	
F-value	28.01		21.11	
overall R^2	0.135		0.113	

注:采用公司层面固定效应回归。回归 1 的被解释变量是 $VOLAT_C$,等于经行业中位数调整的 ROE 标准差;回归 2 的被解释变量是 $VOLAT_D$,等于经行业中位数调整的 ΔROE 标准差。

表 9 稳健性检验 II

变量名	回归 1		回归 2		Vif.	回归 3		回归 4		回归 5	
	系数	z 值	系数	z 值		系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$OPIN_0$		24.4			1.27	4.028***	26.5	3.961***	28.1	4.033***	30.0
$BETA$	3.547***		-0.814**	-2.51	18.7	-0.529*	-1.77				
$VOL-DA$	2.696*	1.89	5.093***	3.22	1.67	4.912***	3.08	3.980***	2.82	3.804***	2.82
$VOL-Innate$	-0.036	-1.01	-0.048	-1.11	1.27	0.050	1.15	0.055	1.52	0.061*	1.72
LEV	2.827***	8.11	4.289***	13.5	9.40	2.496***	7.39	2.166***	7.43	2.189***	8.19
$GROWTH$	-0.008	-0.67	-0.010	-0.85	1.01	0.007	0.50	-0.006	-0.46		
$CASH$	-2.577***	-3.27	-3.156***	-4.37	1.51	-2.761***	-3.18	-2.919***	-3.68	-2.670***	-3.44
$SIZE$	-0.621***	-9.28	-0.905***	-13.6	142.1						
$GOVER$	0.146	1.04	0.133	1.05	2.89	-0.131	-0.91	-0.143	-0.87		
$HOLD$	-0.014***	-2.70	-0.015***	-3.16	7.67	-0.023***	-4.63	-0.027***	-5.71	-0.027***	-5.89
$INDEP$	0.327	0.23	-0.826	-0.60	50.5						
$BIG4$	0.081	0.24	0.464	1.51	1.18	-0.471	-1.50	-0.418	-1.41	-0.474	-1.58
OPA	-0.463	-0.38	0.536	0.52	1.77	1.484	1.15	1.080	0.93		
$HARD$	-1.729***	-3.72	-2.663***	-5.88	4.53	-1.968***	-4.09	-1.872***	-4.15	-1.449***	-3.89
$LIFE$	0.056***	3.01	0.062***	3.84	12.6						
SP	0.601**	2.36	0.385	1.62	1.08	0.566**	2.05	0.473*	1.75	0.471*	1.78
YEAR / IND	控制		控制			控制		控制		控制	
观测数	8 901		8673			8673		8901		8901	
$chi^2(\eta_1 = \eta_2)$	3.65		10.53			9.23		7.66		7.62	
Pseudo- R^2	0.532		0.339			0.481		0.505		0.497	
χ^2 值	1 146.5		628.5			1 033.4		1 222.4		1 206.8	
P 值	<0.0001		<0.0001			<0.0001		<0.0001		<0.0001	

注:回归结果已经做了 $Robust$ 修正;回归 3 剔除了 vif 值大于 10 的三个变量 ($SIZE$ 、 $INDEP$ 和 $LIFE$);回归 4 在回归 1 的基础上剔除了 $Beta$;回归 5 是 $Stepwise$ 逐步回归,要求保留置信区间在 80% 以上的变量。

七、结论与启示

审计作为外部治理机制有望在保护投资者利益方面发挥重要作用,但由于各种原因,总有一些影响重大的盈余管理需要投资者自己识别。因此,从已有的非标准审计意见中挖掘用于甄别这些重大盈余管理的数据就具有重要的现实意义。基于此,本文提出盈余管理信息风险问题,以2003—2013年我国上市公司的数据为分析对象进行实证检验,得到了以下两个结论:一是盈余管理对上市公司的业绩波动存在重要影响,实证结果显示,当操纵性应计利润越大时,上市公司的业绩波动也越大,这说明盈余管理对于跨期的业绩波动存在重要影响;二是审计师对盈余管理信息风险是敏感的,并且其敏感系数显著大于基本面信息风险的敏感系数,这表明审计意见在信息风险来源的鉴证方面发挥了积极作用。

以上结论说明应计利润波动性的内涵是复杂的,其中包含了盈余管理信息风险,若解释为固有风险则未必可靠。Francis等(2005)的研究侧重于资产定价,假定盈余管理不影响信息风险,认为可以用应计利润的波动性来解释固有风险。本文侧重于重大盈余管理,因此在完整划分操纵风险和固有风险的基础上建立分析模型,研究发现操控性应计利润的信息风险是甄别重大盈余管理的重要指标。这个结果对Francis等(2005)的基础假设提出了质疑,意味着以应计利润的波动性来表示固有风险未必成立。依据本文的研究,审计师对两类信息风险鉴证责任的实现方式不同,对基本面信息风险需要尽可能包含在资产负债表中,以增加会计透明度;而对操控性信息风险则应尽可能从资产负债表中清除,以控制审计风险。因此,上述结论深化了我们对信息风险和审计意见决定因素的认识。

本文的现实意义在于它可以帮助投资者甄别那些已经达到重大盈余管理风险警示线却还没有被出具非标意见的上市公司。在以近5年的ROE标准差测量业绩波动的情况下,当某家公司的盈余管理信息风险达到非标意见公司的上四分位数0.046和上九分位数0.092时,需要警惕其可能存在重大或者极其重大的盈余管理。例如,用以上方法估算出獐子岛公司2011年的盈余管理信息风险是0.056,ST沪科2007年的盈余管理信息风险是0.065,两者均已超出风险警示线。此时,投资者的最佳策略是卖出该公司股票,以规避可能到来的投资损失。此外,文中的统计数据对于甄别基本面信息风险也是有意义的。比如,以近5年ROE标准差衡量的业绩波动达到上四分位数1.502和上九分位数3.504,可用于识别那些存在持续经营危机的公司。这些统计数据可以帮助投资者进行风险评估和优化决策。

本文的学术价值表现在两个方面:一是贡献了盈余管理信息风险这个新的预警指标,二是深化了对审计意见决定因素的研究。未来研究可以对以上问题展开进一步深入讨论。比如,探讨为何审计师对某些信息风险极大的公司发表了非标意见,而对另一些公司却选择默不作声,究竟是什么原因促使审计师容忍或者不再容忍这些重大风险。

主要参考文献

- [1]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.
- [2]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.
- [3]韩晓梅,周玮. 客户业绩波动与审计风险防范: 信息鉴证还是保险功能? [J]. 会计研究, 2013, (9): 71—77.
- [4]贺建刚,孙铮,李增泉. 难以抑制的控股股东行为: 理论解释与案例分析[J]. 会计研究, 2010, (3): 20—27.
- [5]黄世忠. 巨额冲销与信号发送——中美典型案例比较研究[J]. 会计研究, 2002, (8): 10—21.
- [6]申慧慧,吴联生,肖泽忠. 环境不确定性与审计意见: 基于股权结构的考察[J]. 会计研究, 2010, (12): 57—64.

- [7]宋衍衡,何玉润. 监管压力与审计市场竞争压力:注册会计师的权衡——以长期资产减值准备为例[J]. 管理世界, 2008, (5): 144—150.
- [8]吴溪,杨育龙,张俊生. 预防性监管伴随着更严格的审计结果吗? ——来自中注协年报审计风险约谈的证据[J]. 审计研究, 2014, (4): 63—71.
- [9]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.
- [10]杨小舟,许建斌,李彬. “獐子岛”事件的综合性分析[J]. 财务与会计, 2015, (4): 29—32.
- [11]张迪. 审计师对信息风险区别对待了吗——基于“调增式变脸”与审计意见关系的证据[J]. 审计研究, 2012, (3): 106—112.
- [12]Bartov E, Gul F A, Tsui J S L. Discretionary-accruals models and audit qualifications[J]. Journal of Accounting and Economics, 2000, 30(3): 421—452.
- [13]Butler M, Leone 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.
- [14]Chen C J P, Chen S, Su X. Profitability regulation, earnings management, and modified audit opinions: Evidence from China[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2001, 20(2): 9—30.
- [15]Dechow P M, Dichev I D. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors[J]. The Accounting Review, 2002, 77(S1): 35—59.
- [16]Francis J, LaFond R, Olsson P, et al. The market pricing of accruals quality[J]. Journal of Accounting and Economics, 2005, 39(2): 295—327.
- [17]Francis J R, Krishnan J. Accounting accruals and auditor reporting conservatism[J]. Contemporary Accounting Research, 1999, 16(1): 135—165.
- [18]Johl S, Jubb C, Houghton K A. Earnings management and the audit opinion: Evidence from malaysia[J]. Managerial Auditing Journal, 2007, 22(7): 688—715.
- [19]Menon K, Williams D D. The insurance hypothesis and market prices[J]. The Accounting Review, 1994, 69(2): 327—342.
- [20]Xu Y, Carson E, Fargher N, et al. Responses by Australian auditors to the global financial crisis[J]. Accounting & Finance, 2013, 53(1): 301—338.

The Information Risk of Earnings Management, Performance Volatility, and Audit Opinions: How to Escape from Listed Companies with Extremely Suspect Earnings Management?

Zeng Xueyun¹, Lu Zhengfei²

(1.School of Economics and Management, Beijing University of Posts and
Telecommunications, Beijing 100876, China;2.Guanghua School of Management,
Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: This paper places emphasis on how the information risk related to earnings management affects the publication of audit opinions. Using the sample of the A-share Chinese listed companies from 2003 to 2013, it shows that unlike previous assumption that it does not affect information risk, earnings management has the important effect on performance

volatility. According to this conclusion, it defines performance volatility related to earnings management as information risk related to earnings management, and then finds that higher-degree information risk related to earnings management leads to bigger possibility of non-standard audit opinions obtained by listed companies, and the sensitivity of audit opinions to information risk related to earnings management is significantly bigger than the sensitivity of audit opinions to fundamental risk, showing the active role of audit opinions in the certification of information risk resources, owing to different audit certification achievement ways of two kinds of information risk. The conclusions not only raise and confirm the usefulness of information risk related to earnings management in helping to identify extremely significant earnings management for the first time, thereby theoretically extending the research of information risk and the determinant factors of audit opinions, but also have the important enlightenment to risk assessment and investment decision-making in practice.

Key words: the information risk of earnings management; fundamental information risk; audit opinion; performance volatility

(责任编辑 景 行)

(上接第 107 页)

firms in the host country to analyze the effects of technology leakage under multi-period technology licensing, endogenous import tariffs and spatial competition on the selection of optimal licensing strategies of foreign firms that own the technology and the social welfare of the host country. It arrives at the detailed conclusions as follows: firstly, foreign firms that own the technology prefer dual charge mode and fixed fee is better than royalty fee; secondly, the dual charge mode cannot lead to the optimization of foreign firms that own the technology and social welfare simultaneously, but social sub-optimization; thirdly, foreign firms that own the technology should implement technology licensing through dual charge or fixed fee mode; the governments in the host country should not raise tariffs blindly, and proper reduction in import tariffs is beneficial to the realization of transnational technology licensing. The conclusions are of some reality significance to technology introduction and the formulation of technology export policy in developing countries.

Key words: import tariff; spatial competition; transnational technology licensing; multi-period technology licensing

(责任编辑 景 行)