

盈余管理方式与持续经营审计意见

刘玉华

(天津财经大学研究生院 天津 300222)

【摘要】 本文以我国2009~2012年沪深主板市场A股上市公司为研究对象,采用Logit回归分析方法研究了两种盈余管理方式与审计师出具持续经营审计报告的关系。研究发现,两种盈余管理方式在我国上市公司中普遍存在,且盈余管理的程度差别很大。审计师会依据公司的盈余管理程度出具持续经营审计报告意见。此外,盈余管理的隐性化程度并不影响审计师对被审计单位的持续经营能力做出判断。

【关键词】 应计盈余管理 真实盈余管理 行为隐性化 持续经营审计意见

一、文献综述

盈余管理行为一直是国内外证券市场上备受关注的问题,学术界按照实施手段不同,将盈余管理划分成应计盈余管理和真实盈余管理两类。过度的盈余管理,严重影响公司的财务报告质量,势必会造成企业会计信息失真、加大财务会计报告使用者和提供者之间的信息不对称性。

而审计报告是注册会计师运用职业判断对被审计单位的合法性、公允性做出的鉴证,是公司财务报告质量的最直观反映。国内将审计意见划分成标准审计意见和非标准审计意见,其中非标准审计意见又细分为:标准无保留意见带说明段、保留意见、否定意见和无法表示意见。而持续经营审计意见(GCO)是注册会计师对被审计单位持续经营能力产生重大疑虑时发表的审计意见。

盈余管理与审计意见的关系研究,主要集中在应计盈余管理与非标准审计意见的相关研究。Bradshaw等(2001)认为,审计师明白虚增的应计项目可能导致未来公司收益下降,但他们认为没有必要通过审计意见向投资者传递这一信息。换句话说,审计意见与应计盈余管理无关。Herbohn等(2008)、Armedo等(2008)分别以澳大利亚和西班牙样本为研究对象,得出了与Butler等(2004)一致的结论。Maria等(2014)研究希腊2005~2011年样本,得出GCO与客户的财务特征相关而与盈余管理无关。

一些学者得出了与此相反的结论。Francis和Krishnan(1999)运用美国上市公司的大样本数据,在对金融和市场风险加以控制后,发现可操控性应计高的公司被出具GCO的可能性大,当被审计单位可操控性应计向下时这种关系更为明显。Bartov等(2001)通过多种盈余管理模型研究得出,可操控性应计的绝对值对审计师出具保留意见有影响。Sengupta等(2007)发现,上市公司应计项目质

量越低审计师出具GCO的可能性越大。Laura等(2008)发现,可操控应计额与GCO负相关,而可操控应计额与其他非标准审计意见正相关。

国内学者章永奎和刘峰(2002)、夏立军等(2002)和徐浩萍(2004)的研究得出,盈余管理较高的公司越容易被出具非标准审计意见,即审计师对上市公司的盈余管理有能力识别。刘继红(2009)研究得出,国有企业正向盈余管理越大,被出具非标准审计意见的概率越大。陈小林等(2011)的研究结论表明审计师能够区分不同属性的盈余管理,且高风险的机会主义盈余管理被出具非标准审计意见的可能性超过低风险的机会主义盈余管理。曹琼等(2013)发现盈余管理幅度比较大的公司,盈余管理与非标准审计意见显著正相关,且较高的审计费用降低了以上两者之间的相关性。与此不同,李东平等(2001)、王雪(2008)发现盈余管理与非标准审计意见不存在显著关系。

以上国内外研究的不足之处是:一是仅仅考虑使用可操控应计估计盈余管理程度,忽略了隐蔽性更大的真实盈余管理(李江涛等,2012;Cohen等,2008),很少涉及盈余管理行为隐性化对GCO的影响;二是国内同类研究很少将GCO作为独立研究对象,探讨其与盈余管理的关系。有鉴于此,本文试图厘清盈余管理与GCO的关系,并深入分析盈余管理不同属性及盈余管理隐性化程度对GCO的影响。

二、研究假设

上市公司被出具GCO,说明审计师对该公司持续经营能力存在重大不确定性。持续经营不确定性的会计信息是企业相关利益各方最为关心的问题,但从我国目前情况来看,管理层对企业无法持续经营的信息披露仍然不足。Zang(2007)、张昕(2008)等发现企业会通过应计盈

余管理与真实盈余管理来调控实际收益。**Gunny(2005)**等研究了真实盈余管理对未来业绩的影响,研究结果表明企业进行真实盈余管理会导致未来经营现金流显著下降。过分的盈余管理之下,公司持续经营能力更容易受到影响,公司更容易被出具**GCO**。据此提出假设**1**:存在真实盈余管理及应计盈余管理的公司更容易被出具**GCO**。

真实盈余管理的方式更加隐蔽,审计取证成本较高。作为“有限理性经纪人”的注册会计师,在开展审计业务时可能由于时间成本等因素忽视真实盈余管理活动。据此提出假设**2**:盈余管理隐性化程度越高,公司越不易被出具**GCO**。

三、研究设计

(一)样本选择

本文以深沪主板市场**2009~2012**年**A**股上市公司作为研究样本,剔除了金融业及数据不完整的样本。本文的**CGO**数据经手工查询审计报告获得,审计报告来自国泰君安数据库。当审计报告中出现“对持续经营能力产生疑虑”、“无法判断按照持续经营假设编制的财务报表是否适当”、“持续经营能力存在重大不确定性”等字样时,认为该公司被出具了**GCO**。其他数据来自锐思数据库并整理获得。

本文最终得到**5 060**个观测值,其中被审计师出具**GCO**的样本量为**208**个。本文使用的主要数据处理和统计分析软件为**Excel 2007**和**EViews7**。

(二)变量定义

1. 被解释变量。被解释变量为上市公司年度财务报告是否被审计师出具**GCO**,当审计师出具**GCO**时,该变量取值为**1**,否则为**0**。

2. 解释变量。

(1)DA为采用**Jones(1991)**模型计算的可操控应计利润。为此首先要计算非操控性应计利润**NDA**:

$$NDA_t = \alpha_1/A_{t-1} + \alpha_2 \times \Delta REV_t/A_{t-1} + \alpha_3 \times PPE_t/A_{t-1}$$

该模型中:**NDA_t**为非操控性应计利润的估计值;**A**为总资产;**ΔREV_t**为销售收入的变动,即**t**期销售收入减去**t-1**期销售收入;**PPE_t**为**t**期期末的固定资产。

α₁、**α₂**、**α₃**为不同行业和年份的参数,这些参数的估计值根据以下模型确定:

$$TA_t/A_{t-1} = a_1/A_{t-1} + a_2 \times \Delta REV_t/A_{t-1} + a_3 \times PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t$$

该模型中,**TA**为总应计利润,通过当期净利润减去经营现金流量得到,只有**a₁**、**a₂**、**a₃**为未知数。通过对该模型进行回归,可以得到**a₁**、**a₂**、**a₃**,然后将其代入估计非操控性应计利润的模型,即可获得估计的非操控性应计利润。

最后由总应计利润**TA**减去非操控性应计利润**NDA**,可得操控性应计利润**DA**。

(2)RM为**Roychowdhury(2006)**模型计算的真实盈

余管理额。其计算方法如下:

$$CFO_{it}/A_{it-1} = \alpha_1/A_{it-1} + \alpha_2 \times SALES_{it}/A_{it-1} + \alpha_3 \times \Delta SALES_{it}/A_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$PROD_{it}/A_{it-1} = \alpha_1/A_{it-1} + \alpha_2 \times SALES_{it}/A_{it-1} + \alpha_3 \times \Delta SALES_{it}/A_{it-1} + \alpha_4 \times \Delta SALES_{it-1}/A_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$EXP_{it}/A_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1/A_{it-1} + \alpha_2 \times SALES_{it}/A_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

以上三式,变量**CFO**和**SALES**分别为企业当期经营性现金流量和主营业务收入;**ΔSALES**为前后两期主营业务收入之差;**A**为上期总资产;**PROD**为企业当期主营业务成本与存货前后两期的差额之和;而**EXP**则为企业当期销售费用和管理费用项目数值之和。

使用以上三个计量模型,对样本进行**OLS**回归分析。各个模型经回归后的残差即分别代表了企业进行真实盈余管理所导致的非正常经营现金流量**R_CFO**,非正常总成本**R_PROD**以及非正常期间费用**R_EXP**。

借鉴李增福等**(2011)**的做法,本文构造了衡量企业真实盈余管理总体强度的变量**RM**:

$$RM_{it}/A_{it-1} = R_PROD_{it} - R_EXP_{it} - R_CFO_{it}$$

(3)EMS为盈余管理隐性化指标,借鉴蔡春等**(2012)**和仓勇涛等**(2011)**的经验,其计算方法见表**1**。**EMS**值越大表示盈余管理的隐性化程度越高。

3. 控制变量。相关定义见表**1**。

表 1 变量及含义

| 变量类型 | 预计符号 | 变量名称 | 变量简写 | 变量解释 |
|-------|------|-------------|---------------------------------------|-------------------------------------------|
| 被解释变量 | | 持续经营审计意见 | GCO | 当年年报被出具持续经营审计意见取值为 1 ,否则为 0 |
| 解释变量 | + | 真实盈余管理 | ABS_RM | 真实盈余管理的绝对值 |
| | + | 应计盈余管理 | ABS_DA | 应计盈余管理的绝对值 |
| | - | 盈余管理隐性化程度 | EMS | $ABS_RM \div (ABS_RM + ABS_DA)$ |
| 控制变量 | - | 公司规模 | LNA | 期末总资产的自然对数 |
| | + | 资产负债率 | LEV | 期末负债总额/期末总资产 |
| | - | 审计费用 | LNFEET | 本期审计费用的自然对数 |
| | - | 总资产报酬率 | ROA | 本期净利润/期末总资产 |
| | - | 现金流量债务比 | CFO-DEBT | 本期经营活动现金流量净额/期末负债总额 |
| | + | 经营亏损 | LOSS | 当净利润为负时取值为 1 ,否则为 0 |
| | + | 上年审计意见 | LAO | 上年被出具持续经营审计意见时取值为 1 ,否则为 0 |
| | ? | 行业变量 | INDU | 当样本为某一特定行业时取值为 1 ,否则为 0 |
| ? | 年度变量 | YEAR | 当样本为某一特定年份时取值为 1 ,否则为 0 | |

(三)回归模型

为了研究盈余管理不同方式及盈余管理隐性化程度

对审计师出具GCO的影响,本文设计了以下logit模型:

$$GCO = \beta_0 + \beta_1 ABS_RM + \beta_2 LNFEET + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 LNA + \beta_6 CFODEBT + \beta_7 LOSS + \beta_8 LAO + \sum \beta_{9+i} INDU + \sum \beta_{29+j} YEAR + \varepsilon \quad (a)$$

$$GCO = \beta_0 + \beta_1 ABS_DA + \beta_2 LNFEET + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 LNA + \beta_6 CFODEBT + \beta_7 LOSS + \beta_8 LAO + \sum \beta_{9+i} INDU + \sum \beta_{29+j} YEAR + \varepsilon \quad (b)$$

$$GCO = \beta_0 + \beta_1 EMS + \beta_2 LNFEET + \beta_3 LEV + \beta_4 ROA + \beta_5 LNA + \beta_6 CFODEBT + \beta_7 LOSS + \beta_8 LAO + \sum \beta_{9+i} INDU + \sum \beta_{29+j} YEAR + \varepsilon \quad (c)$$

四、实证分析

(一)描述性统计分析

对相关变量进行描述性统计分析,从中发现GCO样本量的均值为0.040,即样本中被审计师出具GCO的数量占总样本的4.0%。从盈余管理变量ABSRM、ABSDA及盈余管理隐性化程度变量EMS的数据看,我国上市公司盈余管理程度及其隐性化程度差异很大。

表2 样本描述性统计

| 变量 | 样本量 | 均值 | 中值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|-------|--------|--------|-------|---------|---------|
| CGO | 5 060 | 0.040 | 0.000 | 0.199 | 0.000 | 1.000 |
| ABSRM | 5 059 | 0.347 | 0.148 | 2.542 | 0.000 | 93.682 |
| ABSDA | 5 059 | 0.104 | 0.054 | 0.465 | 0.000 | 23.429 |
| EMS | 5 059 | 0.678 | 0.731 | 0.243 | 0.001 | 1.000 |
| LNFEET | 5 060 | 13.265 | 13.218 | 0.577 | 11.513 | 17.309 |
| LNA | 5 059 | 21.719 | 21.640 | 1.274 | 11.348 | 26.974 |
| LEV | 5 059 | 0.589 | 0.501 | 2.383 | 0.007 | 138.378 |
| CFODEBT | 5 059 | 0.165 | 0.094 | 0.542 | -19.578 | 8.246 |
| ROA | 5 059 | 0.030 | 0.037 | 0.776 | -51.947 | 12.686 |
| LOSS | 5 060 | 0.090 | 0.000 | 0.289 | 0.000 | 1.000 |
| LAO | 5 060 | 0.040 | 0.000 | 0.206 | 0.000 | 1.000 |

表3 均值差异t检验

| 变量 | 分组 | 样本量 | 均值 | 均值差值 |
|-------|-------|-------|-------|-----------|
| ABSRM | CGO=0 | 4 850 | 0.271 | -1.829*** |
| | CGO=1 | 208 | 2.101 | -2.701 |
| ABSDA | CGO=0 | 4 850 | 0.083 | -0.515*** |
| | CGO=1 | 208 | 0.598 | -4.257 |
| EMS | CGO=0 | 4 850 | 0.683 | 0.121*** |
| | CGO=1 | 208 | 0.562 | -28.608 |

注:***表示双尾检验在1%水平上显著。

本文按上市公司是否被审计师出具GCO分组,对样本进行均值差异性t检验。从ABSRM和ABSDA检验值来看,未被出具GCO的样本组的均值在1%的水平上显著被出具GCO的样本组,说明盈余管理程度越大被出具GCO的可能性越大,符合预期。此外,从EMS可以看出,盈余管理隐性化程度越大被出具GCO的可能性越小,符

合预期。

(二)相关系数矩阵分布

从Pearson相关系数表(略)中可以看出,盈余管理程度变量与GCO都在1%的水平上显著正相关,隐性化程度指标与GCO在1%的水平上显著负相关,与预期一致。控制变量与因变量GCO都存在显著相关关系,且符号与预期一致,表明本文控制变量选取比较合理。

此外,各自变量之间除了LNA与LNFEET之间相关性(0.667)较高外,其余变量之间的相关性均较小,不存在严重的多重共线性。

(三)回归结果分析

本文采用logit模型,对不同的解释变量进行回归分析,具体回归结果见表4。

表4 Logit回归结果分析

| 变量 | 模型(a) | | 模型(b) | | 模型(c) | |
|----------|--------|----------------------|--------|----------------------|--------|----------------------|
| | 系数 | Z值 | 系数 | Z值 | 系数 | Z值 |
| ABSRM | 0.080 | 1.813* (0.069) | | | | |
| ABS_DA | | | 0.446 | 2.223** (0.026 2) | | |
| EMS | | | | | -0.405 | -0.819 (0.412) |
| LNFEET | -0.525 | -1.444 (0.148) | -0.559 | -1.569 (0.116) | -0.86 | -2.57** (0.010) |
| LNA | -0.522 | -3.867*** (0.000) | -0.522 | -3.927*** (0.000) | -0.375 | -3.033*** (0.002) |
| LEV | 2.889 | 6.234*** (0.000) | 2.837 | 6.131*** (0.000) | 2.848 | 6.102*** (0.000) |
| CFODEBT | -0.073 | -0.407 (0.683) | -0.055 | -0.3 (0.763) | 0.035 | 0.198 (0.842) |
| ROA | -0.354 | -2.138** (0.032) | -0.391 | -2.375** (0.017) | -0.343 | -2.028** (0.042) |
| LOSS | 2.655 | 7.909*** (0.000) | 2.651 | 7.904*** (0.000) | 2.655 | 7.883*** (0.000) |
| LAO | 5.016 | 14.345*** (0.000) | 4.953 | 14.105*** (0.000) | 5.218 | 15.101*** (0.000) |
| INDU | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| YEAR | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | |
| Constant | 10.212 | 2.504** 0.012 | 10.694 | 2.599*** 0.009 | 11.813 | 2.944*** 0.003 |
| Pseudo | 0.718 | | 0.719 | | 0.713 | |
| N | 5 058 | | 5 058 | | 5 058 | |

注:()表示均值差异检验的t值;t值上方为未被出具GCO样本与被出具GCO样本均值差;*、**、***分别表示双尾检验在10%、5%、1%水平上显著。

基于“卓越会计师”目标的 MPAcc能力结构及培养方案

程昔武(教授) 纪纲(副教授)

(安徽财经大学会计学院 安徽蚌埠 233030)

【摘要】实施“卓越会计师”培养计划是教育部“卓越计划”项目的重要内容之一,在高校开展MPAcc教育是实现“卓越会计师”计划的重要途径。为此,高校应根据“卓越会计师”的目标来明确MPAcc能力结构,在此基础上设计培养方案,这是成功实施MPAcc教育的最佳选择。本文通过考察社会对“卓越会计师”能力结构的需求,进而分析当前MPAcc教育的特点及其能力结构,MPAcc能力结构的人才培养方案设想。

【关键词】卓越会计师 MPAcc 能力结构

一、引言

随着经济全球化进程的加快,商业环境日益变得复杂,新的商业模式和交易手段层出不穷,社会组织经济活动方式千变万化。会计作为描述经济活动的一种特殊语言,其重要性更加凸显。特别在会计准则国际趋同的背景下,我国会计准则体系变革的步伐不断加快,要求会计师

在业务处理中更多地运用职业判断能力。另一方面,会计信息的综合诊断效用和辅助决策功能也日益增强,会计师通过利用会计信息参与组织的管理决策,并将决策结果的财务涵义解释成为组织内其他人员能理解的业务信息。同时,信息技术高速发展和广泛应用,使得经济活动中传统的交易记录和内部控制功能被电子化和内嵌化,

在模型(a)和模型(b)中,我们发现,无论是真实盈余管理还是应计盈余管理都与GCO存在正相关关系,其中真实盈余管理在10%水平上显著,应计盈余管理在5%水平上显著。这说明审计师在出具GCO意见时既考虑了应计盈余管理也对真实盈余管理非常关注,且盈余管理程度越大,审计师出具GCO的可能性越大。本文假设1得到支持。

在模型(c)中,盈余管理隐性化程度(EMS)的符号为负,符合预期,但P值为0.412,统计上并不显著。因此,本文的假设2未得到验证,这可能是由于以下原因造成:随着我国经济的飞速发展,国家对社会审计的监管越来越重视,近几年会计师事务所被起诉的案例屡见不鲜,会计师事务所要想长远发展需要有风险导向的审计模式,另外注册会计师行业自律组织的不断完善,也使提供高质量的审计服务成为一种趋势。这些在一定程度上影响了盈余管理隐性化程度与GCO的关系。

(四)稳健性检验

为了验证结果的可靠性,本文进行了如下稳健性检验。首先,本文是基于净利润计算应计盈余管理(DA),将DA替换成以营业利润、息税前利润为基础计算并进行本文的回归,主要研究结论保持不变。其次,将真实盈余管

理(RM)非正常经营现金流量R_RCFO、非正常总成本R_RPROD、非正常期间费用R_REXP替换进行本文的回归,主要研究结论保持一致。此外,将控制变量中的公司规模(LNA)替换成营业收入的自然对数,LOSS替换成连续两年亏损,主要研究结论基本保持一致。综上可知,本文的研究结果是稳健的。

五、研究结论

本文使用我国沪深主板市场A股2009~2012年的数据,发现审计师在对被审计单位的持续经营状况进行审计时,不仅考虑了被审计单位的应计盈余管理,而且对真实盈余管理同样关注。进一步研究发现,公司盈余管理隐性化程度对审计师出具GCO并无影响,验证了审计师能够识别较为隐蔽的真实盈余管理活动。

主要参考文献

1. 张昕.中国亏损上市公司第四季度盈余管理的实证研究.会计研究,2008;4
2. 李增福,郑友环,连玉君.股权再融资、盈余管理与上市公司业绩滑坡、基于应计项目操控与真实活动操控方式下的研究.中国管理科学,2011;2
3. 仓勇涛,储一昀,戚真.外部约束机制监督与公司行为空间转换:由次贷危机引发的思考.管理世界,2011;6